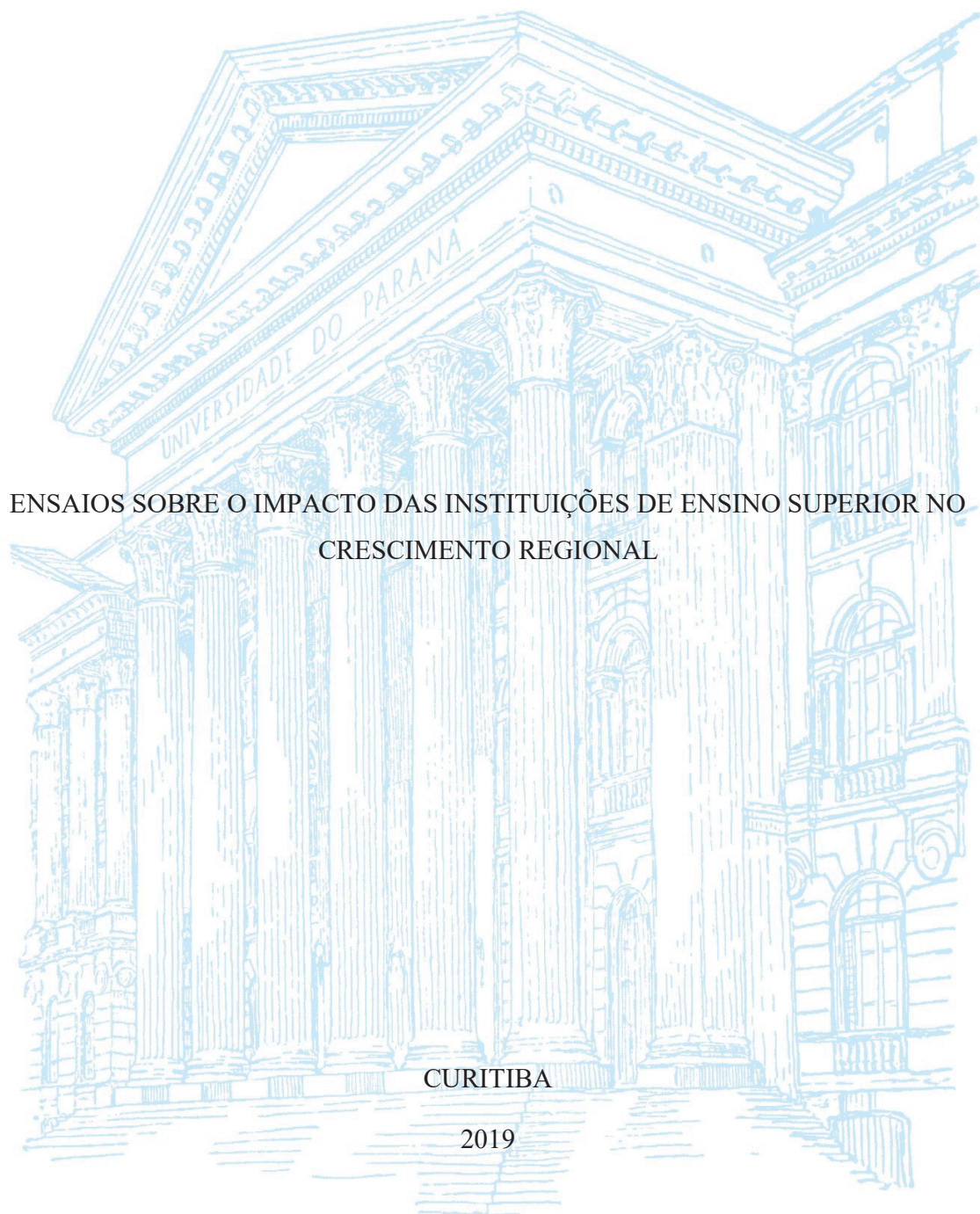


UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

RAISSA CARVALHO BRAGANÇA



ENSAIOS SOBRE O IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR NO
CRESCIMENTO REGIONAL

CURITIBA

2019

RAISSA CARVALHO BRAGANÇA

ENSAIOS SOBRE O IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR NO
CRESCIMENTO REGIONAL

Tese apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Doutora em Desenvolvimento Econômico pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse

CURITIBA

2019

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)
Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Bragança , Raissa Carvalho

Ensaio sobre o impacto das instituições de ensino superior no
crescimento regional / Raissa Carvalho Bragança . – 2019.
123 p.

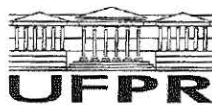
Tese (doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento
Econômico.

Orientador: Alexandre Alves Porsse.

Defesa: Curitiba, 2019.

1. Desenvolvimento econômico. 2. Ensino superior. I. Universidade
Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de
Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. II. Porsse, Alexandre
Alves. III. Título.

CDD 378.106



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO - 40001016024P0

TERMO DE APROVAÇÃO

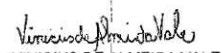
Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **RAISSA CARVALHO BRAGANCA** intitulada: **Ensaio sobre o impacto das instituições de ensino superior no crescimento regional**, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua A PROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 17 de Maio de 2019.


ALEXANDRE ALVES PORSSÉ
Presidente da Banca Examinadora


MAURÍCIO VAZ LOBO BITTENCOURT
Avaliador Interno (UFPR)


VINICIUS DE ALMEIDA VALE
Avaliador Interno (UFPR)


ROGERIO ALTON DUENHAS
Avaliador Externo (UTFPR)


MARIANNE ZWILLING STAMPE
Avaliador Externo (UDESC)

AGRADECIMENTOS

O período do doutorado foi marcado de altos e baixos do começo ao fim, mas antes de tudo, foi um momento de muito aprendizado. Foram muitas aulas dadas e assistidas, reuniões, cafés, apresentações de seminários no Brasil e no exterior. Muita leitura, escrita e pesquisa. Foram momentos de alegrias quando os modelos davam certo e momentos de nem tão alegres quando algum erro era encontrado. Fazer pesquisa no Brasil é desafiador por vários motivos: os dados, a verba, as peculiaridades da economia brasileira. Entretanto, é ainda mais desafiador quando no tema da pesquisa há tanto sentimento envolvido: educação. Na minha opinião, o investimento em educação (na forma de disseminação do conhecimento) é a melhor maneira para se alcançar o desenvolvimento pessoal e de uma nação. Deste modo, políticas educacionais devem ser feitas com responsabilidade, ser inclusivas e respeitar o valor que estas têm na sociedade e na vida das pessoas. Agradeço muito a todas as oportunidades as quais as políticas públicas me proporcionaram desde o “Bolsa Família” até as bolsas de estudos no doutorado.

Seis anos atrás eu entrei na UFPR como uma menina brincalhona e saí de lá uma mulher pesquisadora e doutora em Desenvolvimento Econômico. Nesta trajetória, muitas pessoas foram fundamentais. Agradeço enormemente ao meu orientador, Alexandre Porsse, pela confiança, respeito, profissionalismo e inúmeros ensinamentos nestes últimos 6 anos (mestrado e doutorado).

Aos professores da UFPR pelo carinho em ensinar, em especial aos professores Eduardo Angeli e Fernando Motta, pelos conselhos e conversas incentivadoras. Aos meus colegas da UFPR pelos momentos de alegria e aprendizado. À equipe da UFPR, secretaria e todos que fazem parte desse time que me fizeram sentir tão acolhida durante minha jornada em Curitiba.

Agradeço à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo financiamento no Brasil e no exterior. A esse respeito, não posso esquecer da família construída no REAL em Illinois (UIUC), particularmente dos professores Sandy Dall'erba e Geoff Hewings. O #RealMafia estará sempre no meu coração como melhor time de pesquisa em economia regional, o qual tenho muito orgulho de participar. Agradeço também aos meus amigos de Urbana-Champaign por terem sido minha “família brasileira” nos EUA.

Na estrutura emocional devo agradecer primeiramente à minha psicóloga pelas inúmeras doses de incentivo em momentos difíceis: seu profissionalismo aliado ao seu humanismo foram a

corda que segurou alguns elos que estavam prestes a se arrebentar. No campo da amizade, preciso agradecer a minha amiga mais antiga, Nathália Rodrigues, por ter me ouvido e por ter sido meu melhor ombro amigo. Ao meu amigo Aaron, agradeço pela generosidade e ajuda. Ele foi sim um anjo em minha vida. Agradeço também as minhas *roommates* pelo suporte, risadas, comidas, choros e embates (por que não?) que trouxeram tanto crescimento. Agradeço às minhas amigas e amigos de Curitiba, BH e São Paulo que me ajudaram a permanecer forte dando boas gargalhadas da vida.

O meu agradecimento especial vai para meu companheiro, Patrick, por ser meu maior incentivador e tentar entender minhas causas e lutas. Por me apoiar incondicionalmente em muitos momentos, assim como passar comigo os “piores bocados” na empreitada de produção dessa tese. Serei eternamente grata por sua paciência e amor nesse momento tão delicado de minha vida.

Agradeço aos meus pais e meu irmão pelo amor e carinho. Ao meu pai pela torcida, à minha mãe pela garra e inspiração e ao meu irmão pelo melhor abraço! À tia Dila e Carlos e demais familiares pelo amparo.

Por fim, e não menos importante, agradeço ao “Universo”, que muitos chamam de “Deus” ou “Deusa” ou “Força maior” pela luz, paz e pela maior oportunidade que é estar viva. Sou extremamente grata por essa experiência e espero ser abençoada para poder usar meus conhecimentos, força e garra em prol dos que, como eu no passado, necessitam de oportunidades. Através da minha pesquisa científica, paixão e verdade, eu luto e lutarei pelo meu sonho de um país menos desigual e com mais oportunidades para todos.

Gratidão.

RESUMO

Nos dias atuais, o papel das Instituições de Ensino Superior (IES) transcende suas atividades de ensino e pesquisa, e estas podem se tornar também um importante agente econômico para o desenvolvimento e crescimento regional. O presente estudo analisa os impactos da recente expansão e do surgimento de IES públicas e privadas brasileiras no contexto local. Para tanto, estudos observacionais de avaliação de impacto são conduzidos. A abordagem metodológica diferencia-se dos demais trabalhos empíricos na área devido à minuciosa estratificação e pareamento amostral por escore de propensão combinado ao método de diferenças em diferenças. No que se refere à abrangência, este estudo apresenta importantes contribuições para a literatura empírica, dado que considera os efeitos e nuances das IES públicas e privadas isolada ou conjuntamente. A tese está estruturada em dois artigos: o Ensaio 1 aborda o impacto das instituições de ensino superior no crescimento regional, buscando verificar como a expansão de cursos superiores privados e públicos alterou a renda per capita dos municípios brasileiros entre os anos de 2000 e 2010; e o Ensaio 2 analisa o impacto econômico local da criação das primeiras IES no período recente, procurando avaliar esses efeitos nas variáveis de PIB e do mercado de trabalho local entre 2002 e 2015. Os resultados do Ensaio 1 apontam que a criação de cursos superiores está relacionada a um aumento de 10% na renda dos municípios. Contudo, os resultados divergem bastante de acordo com a categoria administrativa em questão, sendo o aumento de renda de 11% quando a criação contempla apenas IES privadas e nulo quando o município recebe apenas IES públicas. Entretanto, a expansão combinada de cursos superiores públicos e privados foi o modelo que obteve melhor resultado. Neste último caso, a renda per capita apresentou-se 8% maior do que se o município tivesse recebido cursos de apenas uma categoria administrativa. Os resultados do Ensaio 2 mostram que o surgimento recente das primeiras IES em municípios selecionados geram uma queda no PIB per capita e na participação dos setores agrícola, industrial e de serviços, porém, um aumento na participação da administração pública no PIB e nos setores de construção civil e de comércio. Os resultados, assim, apontam para impactos apenas financeiros de curto prazo relacionados com o aumento da demanda local por bens e serviços provocados direta e indiretamente pelas atividades das IESs, que são majoritariamente públicas nesta base amostral. Cabe ressaltar que o horizonte de curto prazo neste estudo limita identificar efeitos de mudança estrutural associados ao ensino superior numa perspectiva de longo prazo.

Palavras-chave: Universidades. IES. Impacto econômico. Educação superior. Expansão do Ensino Superior. Avaliação de Impacto.

ABSTRACT

Nowadays, the role of Higher Education Institutions (HEIs) goes beyond education and research activities. They have become also an important economic actor for regional economic development and growth. This study analyzes the impacts of the recent expansion and emergence of Brazilian public and private HEIs in the local context. For this purpose, observational impact assessment studies are conducted. The methodological approach differs from other empirical studies in the area due to the detailed stratification and sample matching by propensity score (PSM) combined with the differences in differences method (DID). Regarding to the scope, this study presents important contributions to the empirical literature, as it considers the effects and nuances of public and private HEIs singly or jointly. The doctoral dissertation is structured in two essays. The Essay 1 addresses the impact of HEIs on regional growth, seeking to verify how the expansion of private and public higher education has changed the per capita income of Brazilian municipalities between 2000 and 2010. The Essay 2 analyzes the local economic impact of the creation of the first HEIs in the recent period, seeking to assess these effects on GDP and local labor market variables between 2002 and 2015. The results of Essay 1 show that the creation of higher education courses is related to a 10% increase in the per capita income of the municipalities. However, the results differ greatly according to the administrative category in question. The income increase is 11% when the creation includes only private HEIs and null when the municipality receives only public HEIs. However, the combined expansion of public and private higher education has showed the best results. In this case, per capita income was 8% higher than if the municipality had received courses from only one administrative category. The results of Essay 2 show that the recent emergence of the first HEIs in selected municipalities leads to a decrease in GDP per capita and in the share of the agricultural, industrial and service sectors. But an increase in construction and commerce sectors and government participation in the GDP. Thus, the results point to only short-term financial impacts related to the increase in local demand for goods and services directly and indirectly caused by HEIs activities, which are mostly public ones in this sample basis. It is noteworthy that the short-term horizon in this study limits identifying effects of structural change associated with higher education from a long-term perspective.

Keywords: Universities. HEIs. Economic impact. Higher education. Higher education expansion. Impact Evaluation.

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - EVOLUÇÃO DAS MATRÍCULAS NAS IES PÚBLICAS E PRIVADAS NO BRASIL: 1933 A 2015.....	12
TABELA 2 - EVOLUÇÃO DO NÚMERO DE CRIAÇÃO DE CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL NO BRASIL POR PERÍODO SELECIONADO	29
TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	31
TABELA 4 - TESTE DE MÉDIA PARA O GRUPO DE CONTROLE E TRATAMENTO PARA AS VARIÁVEIS NO PERÍODO PRÉ-TRATAMENTO	33
TABELA 5 - NÚMERO DE MUNICÍPIOS DE CONTROLE E TRATADOS NOS SUBGRUPOS AMOSTRAIS DE POPULAÇÃO PARA O ANO 2000	35
TABELA 6 - GRUPO DE CONTROLE E DE TRATAMENTO CORRESPONDENTES PARA CADA MODELO DE ESTIMAÇÃO.....	37
TABELA 7 - RESULTADOS DO MODELO PROBIT PARA PROBABILIDADE DE RECEBER UM NOVO CURSO SUPERIOR.....	39
TABELA 8 - TESTE DE MÉDIAS ANTES E APÓS PAREAMENTO ENTRE MUNICÍPIOS NÃO TRATADOS E TRATADOS E RESULTADOS DO TESTE DE BALANCEAMENTO	41
TABELA 9 - RESULTADOS DO TESTE DE SENSIBILIDADE DE ROSENBAUM.....	42
TABELA 10 - RESULTADOS DO MODELO (1) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES.....	44
TABELA 11 - RESULTADOS DO MODELO (2) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES PRIVADAS	45
TABELA 12 - RESULTADOS DO MODELO (3) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES PÚBLICAS	46
TABELA 13 - RESULTADOS DO MODELO (4) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO CONJUNTA DE IES PRIVADAS E PÚBLICAS.....	48
TABELA 14 - NÚMERO DE CURSOS DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL POR CATEGORIA ADMINISTRATIVA, SEGUNDO A ÁREA GERAL DO CONHECIMENTO (OCDE) – BRASIL – 2015.....	74
TABELA 15 - DADOS DA CRIAÇÃO DOS PRIMEIROS CURSOS SUPERIORES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS ENTRE 2000 E 2003	83

TABELA 16 - LISTA DE VARIÁVEIS DE RESULTADO.....	86
TABELA 17 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS.....	88
TABELA 18 - TESTE DE MÉDIA PARA O GRUPO DE CONTROLE E TRATAMENTO PARA AS VARIÁVEIS NO PERÍODO PRÉ- TRATAMENTO	90
TABELA 19 - RESULTADOS DO MODELO PROBIT PARA PROBABILIDADE DE RECEBER UM NOVO CURSO SUPERIOR.....	92
TABELA 20 - TESTES DE MÉDIA PRÉ E PÓS-PAREAMENTO DE MUNICÍPIOS E RESULTADOS DO TESTE DE BALANCEAMENTO.....	93
TABELA 21 - RESULTADOS DO TESTE DE SENSIBILIDADE DE ROSENBAUM.....	94
TABELA 22 - RESULTADOS ESTIMADOS DO IMPACTO DA PRESENÇA DE CURSOS SUPERIORES ENTRE 2002 E 2015.....	96
TABELA 23 - RESUMO DOS RESULTADOS PARA O MODELO DID E PSM COM COVARIÁVEIS.....	98
TABELA 24 - GRAU ACADÊMICO DOS CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL DO GRUPO DE TRATAMENTO - 2002 A 2015.....	100
TABELA 25 - EVOLUÇÃO DA COMPOSIÇÃO DOS CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL DO GRUPO DE TRATAMENTO POR ÁREA DE CONHECIMENTO - 2002 A 2017.....	101
TABELA 26 - COMPOSIÇÃO DOS NÍVEIS EDUCACIONAIS DO ELEITORADO DO GRUPO DE TRATAMENTO - 2002 E 2014.....	103

LISTA DE SIGLAS

CONFINS	– Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social
CSLL	– Contribuição Social sobre o Lucro Líquido
IBGE	– Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IES	– Instituição de Ensino Superior
INEP	– Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
INSS	– Instituto Nacional do Seguro Social
IRPJ	– Imposto sobre a Renda da Pessoa Jurídica
OCDE	– Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico ou Econômico
PIB	– Produto Interno Bruto
PIS/Pasep	– Programa de Integração Social e do Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público
PNAD	– Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios
SRI	– Sistema Regional de Inovação
TSE	– Tribunal Superior Eleitoral

SUMÁRIO

ENSAIO 1: IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR PÚBLICAS E PRIVADAS NO CRESCIMENTO REGIONAL	9	
1.1	INTRODUÇÃO	9
1.2	ENSINO SUPERIOR NO BRASIL: ANTECEDENTES	12
1.3	IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR NO DESENVOLVIMENTO REGIONAL.....	16
1.4	ESTUDOS EMPÍRICOS DE IMPACTO DAS IES SOBRE O DESENVOLVIMENTO REGIONAL.....	18
1.5	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	22
1.5.1	ESTUDO OBSERVACIONAL	22
1.5.2	PAREAMENTO POR ESCORE DE PROPENSÃO (PSM)	24
1.5.3	O MÉTODO DID COM PSM	26
1.6	BASE DE DADOS.....	29
1.6.1	AJUSTES PARA O PAREAMENTO POR ESCORE DE PROPENSÃO.....	32
1.7	RESULTADOS E DISCUSSÕES	38
1.7.1	MODELO <i>PROBIT</i> E PSM.....	38
1.7.2	RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES.....	43
1.8	CONSIDERAÇÕES FINAIS	51
	REFERÊNCIAS	55
	ANEXO 1.....	59
ENSAIO 2: ANÁLISE DO IMPACTO ECONÔMICO LOCAL DA CRIAÇÃO DE IES NO PERÍODO RECENTE	62	
2.1	INTRODUÇÃO	62
2.2	IMPACTO REGIONAL DO SURGIMENTO DE INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR.....	65
2.2.1	AS IES COMO PROVEDORAS DE ENSINO SUPERIOR E IMPACTO NA ATIVIDADE ECONÔMICA	68
2.2.2	AS IES COMO COMPONENTE DOS SISTEMAS REGIONAIS DE INOVAÇÃO.....	71

2.3	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	75
2.3.1	O MÉTODO DE DIFERENÇA EM DIFERENÇAS	75
2.3.2	MODELO PSM E DID	77
2.3.3	PAREAMENTO POR ESCORE DE PROPENSÃO (PSM)	77
2.3.4	COMBINANDO O PSM NO MÉTODO DID	80
2.4	BASE DE DADOS.....	82
2.4.1	ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	87
2.4.2	TESTES DE MÉDIA PARA GRUPO DE CONTROLE E GRUPO DE TRATAMENTO	89
2.5	RESULTADOS E DISCUSSÕES	91
2.5.1	MODELO PROBIT E PSM.....	91
2.5.2	RESULTADOS DOS MODELOS ECONOMÉTRICOS.....	95
2.5.3	DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	100
2.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	107
	REFERÊNCIAS	111
	ANEXO 2.....	116

ENSAIO 1: IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR PÚBLICAS E PRIVADAS NO CRESCIMENTO REGIONAL

1.1 INTRODUÇÃO

Para além de serem apenas instituições de ensino e pesquisa, as instituições de ensino superior (IES) têm se tornado um importante ator econômico também para o desenvolvimento econômico regional. No nível local, estas instituições podem criar capital humano e produzir conhecimento, além de firmar parcerias com governo e empresas locais. Em um mundo cada vez mais globalizado e competitivo, o papel socioeconômico de longo prazo das IES passa a ser mais importante, dado que conhecimento, inovação e investimentos em pesquisa e desenvolvimento são cada vez mais exigidos para o aumento da produtividade do trabalho e para um desenvolvimento regional sustentável.

Neste sentido, alguns trabalhos têm buscado quantificar o impacto das IES no desenvolvimento regional tanto na literatura internacional (Goldstein e Renault, 2004; Wang, 2010; Valero e Reenen, 2016; Schubert e Kroll, 2016), quanto na literatura nacional (Vinhais, 2013; Barbosa et al., 2016; Niquito, Ribeiro e Portugal, 2018; Bernicker, 2018).

Juntamente a este debate, nas últimas décadas, o Brasil vem experimentando um aumento na demanda por ensino superior como reflexo principalmente das mudanças demográficas e do aumento da escolaridade populacional. Esse processo gerou pressões para a expansão da educação superior que, nas últimas três décadas, foram acompanhadas por políticas governamentais de fomento, acesso e expansão, como o Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (FIES), o Programa Universidade para Todos (PROUNI) e o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI). Pelo lado da oferta, os dados do INEP (2015) mostram que, entre 2000 e 2009, a expansão de cursos de graduação presencial apresentou um crescimento de 99%. Este valor representou a criação de 14 mil novos cursos contra os 7 mil existentes anteriormente.

Neste contexto, o objetivo deste ensaio é estimar o impacto da criação de cursos superiores sobre a renda dos municípios entre o período de 2000 a 2010. O maior diferencial deste trabalho é

considerar todas as categorias administrativas (IES públicas e privadas) na análise, dado que a concentração de trabalhos na área se dá na expansão do ensino público federal.

Para a estratégia empírica, o recebimento de novos cursos superiores é utilizado como tratamento em um modelo de impacto. Além desse modelo geral, a variável de tratamento é segregada em outras três dependendo da categoria administrativa do curso criado. Assim, no período de análise, um município pode ter recebido apenas IES privadas, ou apenas IES públicas ou ainda IES privadas e públicas, concomitantemente. Utiliza-se esta estratificação da variável de tratamento para captar possíveis divergências na expansão de cada uma delas de acordo com as características do município recebedor. Para estimar este impacto, adota-se uma metodologia que combina o método de pareamento por escore de propensão (PSM) e o método de diferenças em diferenças (DID), explicitado por Pinto (2012). A base de dados é uma amostra municipal proveniente do Censo Demográfico para os anos 2000 e 2010 e do INEP (2015), que contém informações sobre o ano de criação dos cursos superiores de graduação presencial no Brasil.

Em termos metodológicos, o ensaio segue Vinhais (2013), que utilizou o método de PSM e DID para estudar o impacto da expansão das universidades federais sobre a renda dos municípios brasileiros. Entretanto, este ensaio se distingue pela estratificação amostral prévia de acordo com o tamanho dos municípios, que permitiu que apenas municípios de mesmo porte no grupo de tratamento e no grupo de controle fossem pareados. A estratificação feita na filtragem amostral evitou que municípios de pequeno porte fossem comparados com municípios de grande porte, melhorando, assim, a confiabilidade dos resultados gerados.

Quanto à contribuição do ensaio, este se diferencia dos demais trabalhos na literatura nacional (Barbosa et al., 2016; Niquito, Ribeiro e Portugal, 2018; Bernicker, 2018) por incluir a categoria administrativa privada na análise. Considera-se importante esta inclusão devido à crescente participação do setor privado na oferta de ensino superior presencial. Entre 2000 e 2009, dos 14 mil cursos de graduação presencial criados no Brasil, 11 mil são derivados de IES privadas e hoje estas instituições ofertam mais de 70% de todas as matrículas no ensino superior. Devido à sua expressividade, considera-se importante a inclusão do setor privado de ensino superior presencial quando o intuito é analisar a expansão recente do sistema como um todo.

Os resultados obtidos mostraram que a criação de cursos superiores entre 2000 e 2009 geraram um aumento de 10% na renda dos municípios em 2010. Municípios que receberam, entre 2000 e 2009, cursos superiores privados - exclusivamente - cresceram 11% a mais que os municípios que não receberam nenhum curso. Em contraste, a criação de cursos superiores públicos não apresentou nenhum impacto na renda dos municípios. Porém, a combinação de cursos públicos e privados foi o modelo que obteve melhor resultado. Neste último caso, a renda per capita foi 8% maior do que se o município tivesse recebido cursos de apenas uma categoria administrativa.

Estes resultados, principalmente para a categoria pública, divergem consideravelmente dos resultados encontrados na literatura nacional para a categoria pública federal. Quando considerada isoladamente, a criação de IES públicas não apresentou efeito sobre a renda dos municípios, mesmo considerando regiões com populações menores. Em contrapartida, nos estudos de Vinhais (2013), Barbosa et al. (2016) e Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) foram encontrados efeitos positivos das IES públicas federais de 3,3 a 7,5% na renda dos municípios, dependendo de seu tamanho e região. Esses valores apenas se aproximam do resultado deste trabalho quando a criação de IES públicas ocorre concomitantemente com a criação de IES privadas (8%). Entretanto, a cautela na análise dos resultados é bastante importante, dado que o tipo de incentivo à expansão dos cursos superiores públicos e privados são bastante divergentes. A expansão dos primeiros tem um cunho social de caráter descentralizador com ampliação do acesso, incluindo locais pouco atrativos economicamente para o setor privado de ensino superior. O processo de crescimento dos segundos, por sua vez, segue a dinâmica de mercado e por isso, a endogeneidade nos resultados deve ser ressaltada.

Este ensaio está organizado em 8 seções, incluindo esta introdução. Na seção 1.2 apresenta-se uma breve contextualização histórica do ensino superior; na seção 1.3 apresenta-se a literatura de impacto das IES no desenvolvimento regional e na 1.4, os estudos empíricos de impacto das IES no desenvolvimento regional. Na seção 1.5, a estratégia empírica é apresentada e na 1.6, a base de dados. Na seção 1.7, apresenta-se os resultados e discussões, e por fim, na seção 1.8, as considerações finais.

1.2 ENSINO SUPERIOR NO BRASIL: ANTECEDENTES

O processo de expansão do ensino superior brasileiro pode ser considerado bastante recente, dado o caráter tardio da emergência das IES. As primeiras IES no Brasil foram criadas apenas em 1808 e as primeiras universidades somente no século XX. Além disso, uma das mais importantes nuances da educação superior brasileira foi o desenvolvimento de um extenso sistema de educação privada paralelo ao ensino público. Nesse sentido, até 1965, as IES públicas tinham a maior participação de matrículas. No entanto, desde a década de 1970, a participação da educação privada no ensino superior brasileiro começou a crescer e superar a participação da educação pública. Atualmente, as IES particulares oferecem mais de 70% do total de matrículas, como pode ser visto na Tabela 1.

TABELA 1 - EVOLUÇÃO DAS MATRÍCULAS NAS IES PÚBLICAS E PRIVADAS NO BRASIL: 1933 A 2015

Ano	IES Públicas		IES Privadas		Total
	Matrículas	Participação (%)	Matrículas	Participação (%)	
1933	18986	56,3	14737	43,7	33723
1965	182696	56,2	142386	43,8	352096
1990	578625	37,6	961455	62,4	1540080
2000	887026	32,9	1807219	67,1	2694245
2010	1462069	26,7	4014744	73,3	5476813
2015	1824192	27,5	4815602	72,5	6639794

FONTE: Sinopse Estatística da Educação Básica, INEP (2010 a 2015). Elaboração: Durham (2003) para 1933 a 2000 e própria para 2010 e 2015.

NOTA: Número de matrículas do ensino superior da modalidade presencial.

Nas últimas décadas, o Brasil vem experimentando um aumento crescente na demanda por ensino superior, o que pode ser considerado como um reflexo tanto das mudanças demográficas quanto do aumento da escolaridade da população. Esse processo gerou pressões para a expansão da educação que, nas últimas três décadas, foi acompanhada por políticas governamentais específicas de expansão e criação de novas IES.

Na década de 1990, por exemplo, o Governo Federal Brasileiro criou o “Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior” (FIES) com o objetivo de conceder

financiamento estudantil em cursos superiores não-gratuitos no país (BRASIL, 2001). Nos anos 2000, dois programas governamentais incentivaram fortemente a expansão do ensino superior no Brasil, tanto por meio de instituições privadas como públicas: o Programa Universidade para Todos (PROUNI) e o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI).

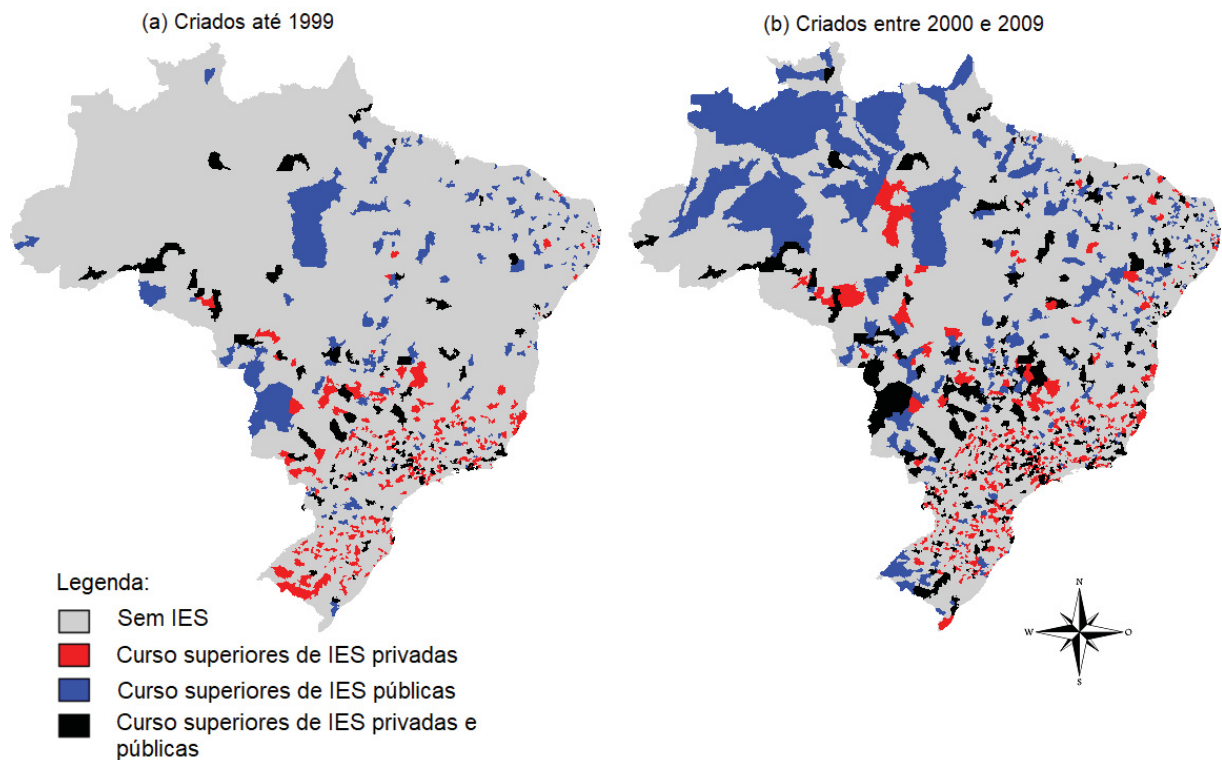
O Programa Universidade para Todos, conhecido como PROUNI, foi criado em 2004 (BRASIL, 2004) e instituído em 2005 (BRASIL, 2005). Este programa consiste em um financiamento do ensino superior em IES privadas para estudantes de baixa renda e professores da rede pública de ensino básico. O financiamento fornece bolsas integrais - 100% - ou parciais - 25 ou 50% - em IES privadas em diversas regiões do país. Para participar do programa, o aluno deve ter uma nota mínima no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM) e apresentar comprovação de insuficiência de renda ou ser professor do ensino fundamental público com a intenção de obter um diploma em cursos de Licenciatura, Normal Superior ou Pedagogia. Para a instituição de ensino superior, a contrapartida para a adesão ao PROUNI são isenções de tributos, como a Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS), o Programa de Integração Social e do Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS-Pasep), a Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) e o Imposto de Renda Pessoa Jurídica (IRPJ), dentre outras reduções de impostos como do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS) (BRASIL, 2013).

Com foco distinto do PROUNI, o REUNI enfatizou a expansão e reestruturação do ensino superior federal e a adesão ao programa ocorreu de forma voluntária pelas universidades federais. Apesar de o programa ter sido decretado em 2007, o processo de expansão do ensino superior federal começou em 2003 com o nome de Programa de Expansão Fase I (BRASIL, 2009). Nesta fase, que vai de 2003 a 2007, 8 universidades federais foram criadas em diferentes estados do Brasil. Em linhas gerais, o objetivo do REUNI foi criar condições para a ampliação do acesso e permanência no ensino superior na graduação, e para melhor aproveitamento da estrutura física e dos recursos humanos de universidades federais brasileiras (BRASIL, 2007). Segundo Marques e Cepêda (2012), com o REUNI, a concentração regional seria combatida com a criação de novas universidades em regiões com alta densidade populacional e pouca cobertura do sistema universitário público ou em regiões distantes ou fronteiriças.

Com a ajuda do financiamento público, os três programas mencionados acima, especialmente os dois últimos, desempenharam um papel importante junto ao crescimento da demanda por ensino superior e crescimento do nível educacional do país. De acordo com dados da PNAD para a população entre 15 e 64 anos, em 2002, 6,6 milhões de pessoas teriam ensino superior no Brasil. Já em 2014, este número aumentou 132%, passando a 15,3 milhões.

Com relação à ampliação do acesso, em 2005, de acordo com dados do PROUNI, foram ofertadas 112.275 bolsas, sendo 64% delas integrais. Em 2016, este número cresceu para 329.180 bolsas em que 49% delas eram parciais. O REUNI, no que lhe concerne, criou instituições federais e campi em regiões menos atendidas pelo setor educacional privado e público e expandiu as matrículas em instituições já existentes. Assim, um dos efeitos da implementação do REUNI foi que muitos municípios receberam novas IES de ensino superior público federal, e em alguns deles, pela primeira vez. A evolução da criação de IES privadas e públicas pode ser vista na Figura 1 abaixo.

FIGURA 1 - MAPA DA EVOLUÇÃO DA PRESENÇA E CRIAÇÃO DE CURSOS SUPERIORES EM IES PRIVADAS E PÚBLICAS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS



FONTE: Elaboração própria com o software GeoDa.

Até 1999, nota-se que a oferta de cursos superiores presenciais era extremamente concentrada em municípios localizados na região centro-sul, especialmente de IES privadas. Na década posterior, entre 2000 e 2009, já é possível observar a ampliação do acesso ao ensino superior, contemplando também os municípios da região norte-nordeste do Brasil, principalmente devido à criação de cursos superiores em instituições públicas.

Embora a Figura 1 mostre uma melhor disseminação das IES no território nacional, os estudos sobre o impacto desta expansão têm se concentrado apenas na expansão do ensino superior público, principalmente federal e relacionado ao programa REUNI, como nos estudos de Vinhais (2013), Barbosa et al. (2016), Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) e Bernicker (2018). Com o intuito de reduzir essa lacuna, este estudo propõe estimar o impacto regional na renda devido à criação de IES no período entre 2000 e 2010, considerando a presença tanto de cursos superiores de categoria administrativa pública quanto privada. Espera-se que, por apresentarem naturezas diferentes de incentivo ao surgimento, os impactos resultantes das diferentes categorias administrativas sejam também diferentes, e por isso devem ser consideradas na análise. Antes disso, apresenta-se uma revisão da literatura sobre o impacto das instituições de ensino superior no desenvolvimento regional, bem como os estudos empíricos nesta área.

1.3 IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR NO DESENVOLVIMENTO REGIONAL

Além de fornecedoras de ensino e muitas vezes de pesquisa, as IES podem atuar também como um ator econômico no desenvolvimento das regiões, impactando na oferta de capital humano e conhecimento e na demanda local de bens e serviços. Neste sentido, diversos trabalhos têm se empenhado para entender, qualificar e quantificar esse processo de impacto (DRUCKER E GOLDSTEIN, 2007; WANG, 2010; PASTOR, PÉREZ E DE GUEVARA, 2013; SCHUBERT E KROLL, 2016; VALERO E REENEN, 2016). Na literatura internacional, foi o trabalho seminal de Caffrey e Isaacs (1971) que influenciou e padronizou os estudos de impacto financeiro de universidades¹ nas regiões. A metodologia dos autores, conhecida como Método dos Multiplicadores ou Modelo de Impacto, consiste em calcular os efeitos diretos, indiretos e induzidos dos gastos feitos pelas universidades. Outra forma bastante utilizada para as análises econômicas de impacto financeiro das universidades são os Modelos de Insumo-Produto, onde podemos citar o trabalho de Carroll e Smith (2006) e Vinhais (2013). Nesses modelos, os setores econômicos e as demandas externas são interligados entre si; e as despesas com as universidades e gastos da comunidade acadêmica são utilizadas como choques que podem influenciar cada setor de uma economia.

Como qualquer investimento, a criação de uma IES influencia o meio regional desde seu processo de instalação, afetando financeiramente a economia local em que estão inseridas devido aos investimentos de capital para sua estrutura física, gastos com serviços e salários pagos aos professores e funcionários, além de gerar movimentação da população devido ao recebimento de estudantes e outros visitantes.

Entretanto, a interação das IES com a região em que está instalada vai além dos impactos financeiros e seu processo de curto e longo prazo pode ser resumido conforme Schubert e Kroll (2016). Como insumos das IES teríamos os estudantes, os funcionários, os suprimentos, as P&D e os serviços prestados por elas. Estes insumos teriam a capacidade de gerar inovação tecnológica, criação de conhecimento e capital humano, permitir a transferência de *know-how*, entre outros.

¹ Por simplicidade, neste trabalho utilizamos a palavra “universidade” como sinônimo para “instituições de ensino superior”, embora estas últimas também abranjam as faculdades, os institutos federais, CEFETs e os centros universitários.

Ademais, a presença dos insumos, por si, representaria um choque de gastos tanto diretos quanto indiretos. Quanto ao produto gerado pelas universidades localmente, Schubert e Kroll (2016) citam os ganhos de produtividade, inovação em negócios, o surgimento de *Start-ups*, o aumento da capacidade de desenvolvimento sustentável e aumento da criatividade regional. Estes seriam os efeitos de primeira ordem. Posteriormente, como efeitos de segunda ordem, as IES seriam, dessa maneira, capazes de afetar a renda, o produto e o emprego da região.

Para calcular os impactos de segunda ordem de criação e expansão das IES, a maioria dos estudos fazem uso de modelos de impacto financeiro seguindo Caffrey e Isaacs (1971) ou modelos de insumo-produto. Ambas metodologias são amplamente utilizadas em estudos de caso. Uma das desvantagens apontadas por Ambargis, Mead e Rzeznik (2014) a respeito da utilização dos modelos supracitados é a incapacidade daqueles de medir os retornos sociais das IES através do desenvolvimento do capital humano. Outras metodologias são destacadas por Fernandes (2011), como os inspirados nos modelos de crescimento endógeno. Neste tipo de arcabouço metodológico, utilizam-se funções de produção de conhecimento para avaliar impactos econômicos e as análises de corte transversal que se apoiam em funções de produção. Com esse arcabouço, regressões podem ser estimadas para analisar a influência das IES no meio regional.

Por fim, e não menos importantes, estão os estudos observacionais utilizando modelos de econometria aplicada. Nestes, a presença, criação ou expansão das IES ou do ensino superior são utilizadas como tratamento que podem impactar diferentes variáveis econômicas de uma região. Com intuito de detalhar estes trabalhos, a próxima sessão tem como objetivo explicitar os estudos empíricos de impacto das IES sobre as variáveis do desenvolvimento regional.

1.4 ESTUDOS EMPÍRICOS DE IMPACTO DAS IES SOBRE O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

Uma das formas utilizadas pela literatura empírica para medir o impacto das IES nas regiões em que estão inseridas é analisar o impacto de seu surgimento ou expansão sobre indicadores econômicos e sociais. A literatura empírica, apesar de extensa no que se refere a estudos de caso (ROLIM E SERRA, 2009; CALDARELLI, CAMARA E PERDIGÃO, 2015) e impacto financeiro das IES (UMBACH, 2011), é bastante reduzida no que se refere a estudos empíricos que tentem quantificar e detalhar o impacto das IES no desenvolvimento regional em uma visão mais generalista. Na literatura internacional, podemos citar os trabalhos de Valero e Reenen (2016) para dados mundiais, Goldstein e Renault (2004) e Wang (2010) para os Estados Unidos e de Schubert e Kroll (2016) para a Alemanha.

O estudo de Valero e Reenen (2016) relaciona o número e o crescimento das universidades com o PIB per capita, utilizando dados da UNESCO para 78 países e 15 mil universidades nos anos de 1950 e 2010. Como resultado, os autores descobriram que, dobrando o número de universidades, o PIB regional aumenta em 4%, mesmo controlando os efeitos fixos, as tendências regionais e outros fatores.

Para dados das regiões metropolitanas dos Estados Unidos, Goldstein e Renault (2004) investigam o impacto da existência de universidades sobre a variação da remuneração média do trabalhador utilizando, para tanto, uma análise empírica quase-experimental que abrange dois períodos, 1969-86 e 1986-98. Neste estudo, a presença de universidades de pesquisa representa a variável de tratamento do quase experimento e as regiões metropolitanas sem universidades são consideradas o grupo de controle. Os resultados indicaram que a hipótese de que as universidades de pesquisa contribuem significativamente para o crescimento econômico regional não é válida para o primeiro período (1969-86), mas é fortemente aceita para o segundo período de análise (1986-98). Entretanto, mesmo para o período mais recente, a força da relação causal é modesta, denotando que os impactos da presença ou ausência de universidades de pesquisa sobre a renda média dos trabalhadores são bastante limitados.

Ainda para os Estados Unidos, Wang (2010) investiga os efeitos de longo prazo das instituições de ensino superior (IES) sobre o crescimento econômico regional, utilizando um modelo com dependência espacial com dados dos condados americanos para o período 1970 e 2000. Como resultado, Wang (2010) encontrou que as regiões com mais IES ou com IES na vizinhança, apresentam um crescimento do emprego modestamente mais rápido do que as demais regiões. Para os resultados não espaciais das regressões de emprego e de salário, possuir mais IES em um condado pode aumentar sua taxa de crescimento do emprego, mas não o salário médio.

E por fim, o trabalho de Schubert e Kroll (2016) utilizam um painel de efeitos fixos com defasagem espacial nas variáveis explicativas para o período de 2000 a 2011 e estimam o efeito da atividade universitária sobre o PIB per capita e a taxa de desemprego na Alemanha. Os resultados do estudo mostraram que as IES na Alemanha aumentaram o PIB per capita em cerca de 8.300 euros e aumentam a taxa de desemprego no ano corrente. No entanto, considerando uma defasagem temporal de três anos, as atividades das IES tiveram a capacidade de reduzir o desemprego local em 3,8 pontos percentuais.

No Brasil, os estudos sobre os impactos das instituições de ensino superior podem ser considerados bastante incipientes, dado o próprio caráter recente do processo de expansão do ensino superior no país. Autores como Vinhais (2013), Barbosa et al. (2016), Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) e Bernicker (2018) investigaram o impacto regional da expansão do ensino superior público no Brasil, exclusivamente nas redes federais. Utilizando dados do Censo Demográfico para os anos de 2000 e 2010, Vinhais (2013) calculou o impacto da implantação de novos campi universitários federais sobre a renda municipal. Para tanto, o autor utilizou a combinação do método de diferenças em diferenças com pareamento por escore de propensão, empregando a implantação de novos campi universitários federais como um tratamento de política pública. Os resultados do estudo mostraram que o impacto deste tratamento sobre a renda domiciliar per capita municipal foi de 3,3% para o período da análise. Entretanto, o resultado foi ainda mais expressivo, 5,2%, quando o grupo tratado considerado é representado por municípios menores com até 65 mil habitantes.

Com metodologia e período de análise análogo, Barbosa et al. (2016), testaram o impacto da implantação de um campus universitário sobre o PIB e a renda domiciliar per capita municipal, segregando o estudo em curto e longo prazo de acordo com o ano de criação dos novos campi de

universidades federais. A análise focou em municípios do interior e os resultados do estudo apresentaram diferenças de acordo com o período de implantação dos novos campi e com o tamanho do município de pareamento amostral. Os municípios de menor porte que tiveram campi criados entre 2000 e 2010 obtiveram um impacto de 4,4% na renda per capita, mas não apresentaram impacto no PIB per capita. No entanto, nos municípios maiores, os impactos foram positivos apenas para campi criados até 2005, variando entre 5,1% e 7,5% para a renda per capita e entre 13,3% e 25,2% para o PIB per capita. Além disso, os resultados do trabalho de Barbosa et al. (2016) apontam que, independente da variável de resultado empregada sobre o tratamento em 2010, o impacto é mais expressivo no longo prazo, ou seja, quando os cursos superiores criados foram implementados antes de 2005.

Os impactos positivos da expansão brasileira do ensino federal também foram atestados nos trabalhos de Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) e Bernicker (2018). Orientando-se para o impacto das universidades federais, o primeiro trabalho diferencia-se dos demais pela inclusão de outros indicadores de desenvolvimento regional na análise, como o nível de escolaridade das pessoas adultas, a taxa de fecundidade total e o nível de desigualdade de renda. Além disso, o método de estimação consiste em um tratamento contínuo que considera a proximidade dos municípios e os efeitos de transbordamento da política de expansão universitária. Os resultados do estudo de Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) corroboram com os trabalhos anteriores de impacto positivo da criação dos novos campi universitários sobre a renda per capita dos municípios (3,6%) e, novamente, os municípios menores de até 65 mil habitantes apresentaram um impacto ainda maior sobre a variável de resultado (aumento de 7,06%) no período entre 2000 e 2010. Os resultados mostraram também uma redução na taxa de fecundidade, redução dos anos de estudo e aumento do Índice de Gini, sugerindo um aumento da desigualdade de renda nos municípios que receberam o tratamento.

O segundo trabalho, de Bernicker (2018), também testou o impacto da expansão das universidades federais, entretanto utilizando um novo período de análise, de 2000 a 2012, que inclui todos os anos de funcionamento do Programa REUNI. As variáveis de resultado deste modelo incluem tanto o PIB real per capita quanto a proporção de trabalhadores no setor de serviços, comércio, indústria de transformação e todos os setores agregados. Seguindo Vinhais (2013) e Barbosa et al. (2016), o autor também aplicou o método de diferenças em diferenças com

pareamento por escore de propensão. Entretanto, este estudo empregou dados do Tribunal Superior Eleitoral (TSE) que fornecem informações municipais sobre o eleitorado brasileiro. Em contraste, os resultados de Bernicker (2018) mostraram que não houve impactos significantes da criação de novos campi federais sobre o PIB real per capita dos municípios nem sobre o emprego da indústria de transformação. Os impactos positivos e significantes foram encontrados apenas no aumento do emprego do setor de serviços, comércio e quando agregados.

Ainda considerando a expansão do ensino superior, porém incluindo toda a categoria de IES públicas e a categoria administrativa privada, podemos citar o trabalho de Rocha et al. (2017). Os autores estudaram como o processo de expansão de concluintes do ensino público e privado brasileiro se associa com variáveis de renda e mercado de trabalho. Utilizando um modelo de dados em painel municipais para os anos de 2000 e 2010, Rocha et al. (2017) chegam ao resultado de que a expansão da população com ensino superior público está associada ao aumento dos salários médios e da renda per capita e, a expansão da população com ensino superior privado está associado à maiores taxas de ocupação.

Apesar de diversos estudos focados na expansão recente do ensino superior público, poucos estudos focaram na expansão do ensino superior como um todo. Portanto, este trabalho tem como objetivo estimar o impacto na renda municipal da criação de cursos superiores entre o período de 2000 a 2010, tratando este evento como um tratamento em um modelo que combina o método de diferenças em diferenças com pareamento por escore de propensão. Como diferencial, este estudo abrange três diferentes tipos de expansão que um município pode ter experimentado: criação de IES privadas exclusivamente, criação de IES públicas exclusivamente e a criação das duas categorias administrativas, privadas e públicas concomitantemente. Neste estudo, a escolha de um melhor pareamento entre municípios tratados e municípios de controle considera as diferentes nuances dos tamanhos dos municípios para cada variável de tratamento. A estratégia empírica será detalhada na próxima seção.

1.5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Neste trabalho, testa-se o impacto da criação de IES públicas e privadas na renda per capita dos municípios brasileiros, considerando este evento como um tratamento em um estudo observacional. Como estratégia empírica, empregaremos um modelo de pareamento por escore de propensão (PSM) combinado com um modelo de diferenças em diferenças (DID). As estimativas do modelo DID tradicional também serão apresentadas com o intuito de expor a sensibilidade dos resultados aos distintos métodos e amplitudes amostrais. Nas próximas subseções, cada passo da estratégia empírica será explicitado.

1.5.1 Estudo Observacional

Um experimento, segundo Cook, Campbell e Shadish (2002), é um estudo no qual uma interferência é propositalmente introduzida para detectar seus efeitos. Os estudos observacionais, de acordo com Rosenbaum (2002), têm o mesmo objetivo de inferir sobre os efeitos do tratamento, mas a atribuição aleatória de tratamentos está presente apenas em experimentos. Quando os experimentos não são possíveis de serem realizados, como acontece neste trabalho, os estudos observacionais são conduzidos.

Assim, o objetivo deste estudo observacional é detectar o impacto da criação de cursos superiores nos municípios brasileiros, considerando as diferentes categorias administrativas (privada e pública). Primeiramente, para um estudo observacional devemos delimitar o tratamento a ser estudado, diferenciando no processo a variável de resposta do tratamento e as covariáveis do modelo. Enquanto as primeiras se referem às quantidades que afetam o tratamento, as segundas não são afetadas pelo tratamento. Para garantir que as covariáveis não são afetadas pelo tratamento, Rosenbaum (2002) ressalta a importância desse pré-conhecimento ou a necessidade de que as covariadas sejam coletadas antes da atribuição ou desenvolvimento dos efeitos do tratamento.

Neste estudo, consideramos como “tratados” os municípios que receberam algum curso superior entre os anos 2000 e 2009. Entretanto, a variável de tratamento é subdividida em outras três de acordo com a categoria administrativa (privada e/ou pública) dos cursos criados. A

subdivisão da variável de tratamento tem como interesse testar o impacto da criação de cursos superiores públicos e privados, considerando que podem existir diferentes impactos e motivações para a expansão de cada tipo de categoria administrativa de oferta de ensino superior. O grupo de controle é composto, assim, por municípios que não receberam cursos superiores entre 2000 e 2009.

A variável de resposta do tratamento empregada é a renda domiciliar per capita coletada para o ano pré (2000) e pós-tratamento (2010). Já as covariáveis do modelo, **são** características geográficas, demográficas e sociais dos municípios que tem como intuito controlar mudanças regionais que poderiam também afetar a renda municipal durante o período de análise.

O segundo passo de um estudo observacional, após a delimitação das variáveis, é a identificação da estratégia empírica a ser utilizada. Neste trabalho utilizaremos o método de pareamento por score de propensão (PSM) sugerido por Rosenbaum e Rubin (1983) combinado com a metodologia de diferenças em diferenças (DID) para tratamentos binários. A aplicação conjunta destes métodos, garante que o efeito do tratamento não seja viesado, pois, segundo Peixoto, Andrade e Azevedo, (2008), o PSM minimiza o viés derivado da distribuição de características observáveis e em contrapartida, o DID reduz o viés de seleção. O passo-a-passo da estratégia empírica, modificado de Khandker, Koolwal e Samad (2010), pode ser sumarizado da seguinte maneira:

- 1) Calcula-se os escores de propensão utilizando um modelo *probit* de probabilidade de um município receber o tratamento, considerando que as propriedades de balanceamento e suporte comum devem ser atendidas. É neste passo que os testes de média para redução do viés amostral entre grupo de tratamento e controle devem ser operados, bem como o teste de sensibilidade de Rosenbaum para a detecção de heterogeneidade não observada (viés oculto).
- 2) Utiliza-se os escores de propensão calculados no passo 1) para fazer o pareamento dos municípios do grupo de tratamento com o grupo de controle sem reposição via PSM.
- 3) Os escores de propensão são utilizados como peso na regressão final do DID.

Cada passo do procedimento econométrico será explicitado nas próximas subseções.

1.5.2 Pareamento por escore de propensão (PSM)

Como já discutido na seção anterior, em um estudo observacional não podemos garantir a randomização da aplicação do tratamento e, como exposto por Rosenbaum e Rubin (1984), os grupos de tratamento podem se diferenciar substancialmente com relação ao grupo de não tratados, tornando-os não diretamente comparáveis. Uma das maneiras utilizadas para contornar este problema é a estratificação da amostra de acordo com alguma variável importante para o modelo. Entretanto, o ajuste da estimação torna-se cada vez mais complexo à medida em que o número de covariáveis importantes para o modelo também aumenta. Deste modo, a estimação de um escore que permitisse a sumarização de um conjunto de covariáveis, nomeado por Rosenbaum e Rubin (1983) de escore de propensão, poderia ser utilizado para parear o grupo de tratamento com o grupo de controle. Assim, os autores definem o escore de propensão como a probabilidade condicional de atribuição da variável de tratamento dado um conjunto de covariáveis observadas X :

$$P(T = 1 | X) = P(X) \quad (1)$$

No caso deste trabalho, o escore de propensão calculará a probabilidade de um município receber um curso superior dado um conjunto de covariáveis de características X referente ao município em questão. Na equação (1), T representa a variável de tratamento binária que recebe o valor 1 (um) caso o município tenha recebido o tratamento e 0 (zero) caso contrário. O pareamento dos municípios ocorre de acordo com a semelhança do escore gerado pela função de probabilidade acima e para que os resultados dos estimadores sejam próximos aos dos experimentos randomizados, ou seja, para redução do viés de seleção, Rosenbaum e Rubin (1983) sugerem que duas hipóteses sejam verificadas:

Hipótese 1– Independência Condicional (*Ignorable treatment assignment*): os resultados potenciais (Y_0 quando $T = 0$ e Y_1 quando $T = 1$) devem ser independentes da atribuição do tratamento T , dado o conjunto de covariáveis observáveis X .

$$Y_0, Y_1 \perp T | X \quad (2)$$

A implicação direta da Hipótese 1 é que dado um mesmo conjunto de covariáveis X , dois municípios devem possuir a mesma probabilidade de receber o tratamento.

Hipótese 2 – Suporte comum: a distribuição do escore de propensão estimado para o recebimento do tratamento deve estar em uma região comum entre os municípios que receberam e os que não receberam o tratamento. Assim, para cada valor de X , devem existir municípios tanto no grupo de tratamento quanto no grupo de controle.

$$0 < \Pr(T = 1 | X) = P(x) < 1 \quad (3)$$

Quando as duas hipóteses acima são atendidas, temos o que Rosenbaum e Rubin (1983) chamam de *strongly ignorable*. Assim, todo viés advindo das covariáveis observadas pode ser retirado e após o pareamento o grupo de controle e de tratamento são homogêneos com relação à distribuição de X e do escore de propensão estimado, independente do tratamento: $T \perp X | P(X)$. Esta hipótese é forte porque pressupõe não haver fatores não observáveis que afetem a aplicação do tratamento. Contudo, a hipótese de *strongly ignorable* pode ser flexibilizada com a combinação do método DID dada sua capacidade de reduzir o viés de seleção para características não observáveis que sejam constantes no tempo.

Para verificar se a amostra do grupo de tratamento e a amostra do grupo de controle estão balanceadas após o pareamento, testamos se a média das covariáveis para cada grupo não se diferem estatisticamente. Neste sentido, as estatísticas B e R de Rubin são utilizadas como medidas globais que auxiliam na identificação de desequilíbrio das covariáveis. De acordo com Leuven e Sianesi (2003), a medida global B de Rubin é a diferença padronizada absoluta das médias do índice linear do escore de propensão no grupo tratado e do grupo de controle pareado; e o R de Rubin é a razão das variâncias do grupo tratado e do grupo de controle pareado. Deste modo, para que as amostras sejam consideradas balanceadas, Rubin (2001) recomenda que o valor de B seja menor que 25 e o valor de R esteja entre 0,5 e 2.

Por fim, utilizamos a análise de sensibilidade com limites de Rosenbaum (2002) para testar, após o PSM, a presença de viés oculto, fato que pode tornar os resultados dos estimadores do efeito do tratamento baseados no PSM não consistes. Conforme Rosenbaum (2002), existe “viés omitido” se para dois municípios i e j , por exemplo, os dois tenham as mesmas variáveis observadas X , mas diferem nas chances π de receber o tratamento, ou seja, $X_i = X_j$ mas $\pi_i \neq \pi_j$. Caso as chances de recebimento do tratamento diverjam entre i e j , estes municípios serão pareados em par com o intuito de remover o viés visível devido à X . Segundo Rosenbaum (2002), a probabilidade desses municípios receberem o tratamento será $\pi_j/(1 - \pi_j)$ para j e $\pi_i/(1 - \pi_i)$

para i , e assim, a razão de probabilidade será a razão dessas probabilidades. Suponha que essa razão de probabilidades para municípios com os mesmos valores de X seja no máximo $\Gamma \geq 1$. Assim,

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_i(1-\pi_j)}{\pi_j(1-\pi_i)} \leq \Gamma \quad \text{para todo } i \text{ e } j \text{ com } X_i = X_j \quad (4)$$

Caso $\Gamma = 1$, teremos que $\pi_i = \pi_j$ dado que $X_i = X_j$ e o modelo não apresenta viés de omissão. Caso $\Gamma = 2$, como citado por Rosenbaum (2002), dois municípios semelhantes com relação às covariáveis X divergem em duas vezes na chance de receber o tratamento. Em suma, um modelo de PSM é considerado sensível caso valores baixos de Gamma (Γ) forem suficientes para modificar a inferência do modelo. Deste modo, quanto maior o valor crítico de Γ (quando o p-valor atinge 0,05) mais robusto é o PSM à presença de viés omitido. De acordo com Diprete e Gangl (2004), valores de Γ menores que 1,10 sugerem forte interferência de variáveis não observadas e este seria o valor limite considerado em nosso estudo para a análise do PSM. Continuando com o procedimento metodológico, na próxima seção detalha-se o método de diferenças em diferenças combinando-o com o PSM.

1.5.3 O método DID com PSM

A maneira mais simples de definir o estimador de diferença-em-diferenças β_{DID} , conforme Foguel (2012), é que este é obtido pelo cálculo da dupla diferença de médias de uma variável de resultado, conforme a expressão (5).

$$\beta_{DID} = \{E[Y|T = 1, t = 1] - E[Y|T = 0, t = 1]\} - \{E[Y|T = 1, t = 0] - E[Y|T = 0, T = 0]\} \quad (5)$$

onde Y representa a variável de resposta do modelo; T representa a variável de tratamento que assume o valor 1 caso tratado e 0 caso contrário; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento e 1 no período pós-tratamento. O estimador DID compara, assim, mudanças nas variáveis de resultado de tratados e não tratados nos períodos pré e pós-tratamento. A vantagem do estimador DID, segundo Michalek (2012), é que este método permite que para a seleção o tratamento dependa tanto de covariáveis observáveis como não observáveis, entretanto, o viés de seleção deve ser invariante no tempo, e assim diferenciado no método.

O método de DID também pode ser aplicado utilizando a especificação de uma equação estimada por mínimos quadrados ordinários. O modelo de equação básico pode ser expresso, segundo Foguel (2012), da seguinte maneira:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_{DID} tT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

onde T_i representa a *dummy* de tratamento que assume o valor 1 caso o município i seja tratado e 0 caso contrário; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento e 1 no período pós-tratamento e ε é o erro padrão. A especificação acima contém os parâmetros β_1 e β_2 que captam os efeitos médios entre os períodos pré e pós-tratamento e os efeitos médios do tratamento, respectivamente. O parâmetro β_{DID} captura o efeito médio do tratamento no período pós-tratamento e é nossa variável de interesse.

Foguel (2012) expõe que uma das principais hipóteses para que o estimador DID não seja viesado é a hipótese de tendência paralela. Esta hipótese supõe que na ausência do tratamento, a evolução da trajetória da variável de resultado do grupo de tratamento é igual à trajetória da variável de resultado do grupo de controle no período final. Assim, os fatores não observáveis do grupo de tratamento e controle precisam percorrer a mesma tendência. Apesar de simples para compreender, a hipótese de tendência paralela nem sempre é possível de ser testada. Isto porque, dados anteriores ao período pré-tratamento nem sempre estão disponíveis para a verificação da hipótese.

Segundo Pinto (2012), com a aplicação do PSM combinado com o DID, o pareamento reduz o viés de seleção de variáveis observáveis tornando a amostra balanceada e dentro do suporte comum dada a estimação do escore de propensão. Já o estimador DID, retira o viés de seleção devido a fatores não observados que sejam constantes no tempo. Deste modo, o modelo final estimado neste trabalho é:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_{DID} tT_{it} + \delta_0 X_{it} + \varepsilon_{it} \text{ [ponderado pelo PSM}_i\text{]}, \quad (7)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

onde i é o município; T representa a *dummy* de tratamento que assume o valor 1 caso o município tenha recebido algum curso superior entre 2000 e 2009, e 0 caso contrário; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento (2000) e 1 no período pós-tratamento (2010) e ε é o erro padrão. O parâmetro β_{DID} é o estimador de diferença-em-diferenças, ou seja, o impacto do tratamento. Este parâmetro produzido em uma regressão de mínimos quadrados ponderada pelo

escore de propensão, segundo Hirano, Imbens e Ridder (2003), geram um estimador β_{DID} totalmente eficiente.

Na especificação da equação (7) admite-se um vetor de covariáveis observáveis X para a redução do viés de seleção amostral. A equação é ponderada pelos escores derivados do procedimento de pareamento por escore de propensão feito no período pré-tratamento (2000). Conforme Khandker, Koolwal e Samad (2010), considerando as condições iniciais no período pré-tratamento, o pareamento dentro do suporte comum pode resolver o problema de tratamentos não aleatórios que poderiam influenciar o resultado do programa. Como já mencionado anteriormente, além da estimação da equação (7), mais duas estimações do modelo DID tradicional (ou seja, sem ponderação pelo PSM) serão também expostas com o intuito de observar a consistência dos resultados utilizando outros métodos e tamanhos amostrais. Na próxima subseção especifica-se a base de dados utilizada neste ensaio.

1.6 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho foi preparada com dados empilhados de 4267 municípios² brasileiros para os anos censitários de 2000 e 2010³. Os dados referentes ao ensino superior foram coletados do Censo da Educação Superior do INEP (2015) e os demais dados foram coletados do Censo Demográfico do IBGE (2000) e IBGE (2010). A justificativa para a escolha do período baseou-se no fato de que entre 2000 e 2009 foram criados cerca de 14 mil cursos superiores de graduação presencial no Brasil, como pode ser visto na Tabela 2. Este número representa um aumento de 99% dos cursos existentes em apenas 9 anos.

TABELA 2 - EVOLUÇÃO DO NÚMERO DE CRIAÇÃO DE CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL NO BRASIL POR PERÍODO SELECIONADO

Período	Cursos em IES Privadas	Cursos em IES Públicas	Total
(1) Entre 1808 e 1999	3893	3217	7110
(2) Entre 2000 e 2009	10714	3430	14144
Total	14607	6647	21254
Varição entre (1) e (2)	175%	7%	99%

FONTE: Elaboração própria com dados do INEP. Nota: os dados não incluem cursos sequenciais nem cursos de educação à distância.

O impacto da expansão do ensino superior apenas nos possibilita uma análise de curto prazo, como também foi exposto e aplicado nos trabalhos de Vinhais (2013) e Niquito, Ribeiro e Portugal (2018). Como o processo é bastante recente, apenas nas próximas décadas poderemos estudar os impactos de longo prazo desta mudança.

A seguir, as variáveis utilizadas no modelo bem a maneira em que foram construídas são detalhadas.

² Os dados municipais foram compatibilizados de acordo com as Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) de Reis et al. (2008). Por comodidade, utilizaremos “municípios” ao invés de AMC.

³ A compatibilização entre os diferentes anos foi feita utilizando o pacote Data Zoom para o software Stata. Para mais detalhes ver <http://www.econ.puc-rio.br/datazoom/censoArq.html>.

i) Variável de resultado

Como variável de resultado, utilizamos os dados de renda domiciliar per capita municipal⁴ em 2000 e 2010 retirados dos Censos Demográficos. Devido às grandes diferenças de escala, esta variável foi logaritmizada.

ii) Variáveis de tratamento

Para a construção das variáveis de tratamento, empregamos os dados do Censo da Educação Superior do INEP (2015) que contém informações sobre a data de criação de cada curso superior no Brasil. Como a análise necessita de informações sobre o município do curso, nossa base foi delimitada a apenas cursos de graduação presenciais. O tratamento é definido, então, como uma variável binária que recebe o valor 1 (um) caso o município tenha recebido algum curso superior entre 2000 e 2009⁵, e 0 (zero) caso contrário. Além disso, a variável de tratamento é subdividida em outras três de acordo com a categoria administrativa dos cursos criados, conforme a subdivisão abaixo:

- Modelo (1): Municípios que receberam algum curso superior;
- Modelo (2): Municípios que receberam apenas cursos superiores privados;
- Modelo (3): Municípios que receberam apenas cursos superiores públicos;
- Modelo (4): Municípios que receberam tanto cursos superiores privados quanto públicos.

Além disso, com informações referentes a data de criação dos cursos, criamos a variável “tinha alguma IES antes”. Esta variável binária recebe o valor 1 (um) caso o município tenha cursos superiores antes do ano de 2000.

iii) Covariáveis

As covariáveis serão utilizadas tanto para a criação do escore de propensão e então o pareamento da base, quanto para controlar, no modelo DID, as características observáveis que podem influenciar a variável de resultado ao longo do tempo. As covariáveis selecionadas serão aquelas que possivelmente afetam a média da renda domiciliar per capita de um município, mas

⁴ Em valores de 2010.

⁵ Como o ano final é 2010, apenas incluímos na análise cursos criados até 2009 para garantir que algum impacto seja captado.

que não estão diretamente correlacionadas com o efeito do tratamento. As covariáveis são: população e população urbana (ambas logaritmizadas), densidade demográfica, região metropolitana (dummy), taxa de envelhecimento, taxa de fecundidade, média de anos de estudo e presença de IES no período anterior (dummy).

Na Tabela 3 são apresentadas as estatísticas descritivas da variável de resposta e das variáveis de tratamento para os quatro modelos enumerados acima. Também são apresentadas as covariáveis a serem utilizadas nos modelos.

TABELA 3 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Ano Variáveis	2000				2010			
	Média	D.P.	Mínimo	Máximo	Média	D.P.	Mínimo	Máximo
Renda domiciliar per capita	5,68	0,57	4,24	7,47	6,09	0,49	4,81	7,62
Criou algum curso superior	0,21	0,41	0,00	1,00	0,21	0,41	0,00	1,00
Criou apenas cursos privados	0,08	0,27	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00
Criou apenas cursos públicos	0,06	0,23	0,00	1,00	0,06	0,23	0,00	1,00
Criou cursos privados e públicos	0,07	0,26	0,00	1,00	0,07	0,26	0,00	1,00
População (ln)	9,53	1,09	6,62	16,08	9,68	1,18	6,69	16,24
População urbana (ln)	9,06	1,31	5,89	16,10	9,23	1,32	6,06	16,23
Densidade demográfica	112	592	0,13	12916	125	649	0,13	13180
Região metropolitana	0,08	0,27	0,00	1,00	0,08	0,27	0,00	1,00
Taxa de envelhecimento	6,60	1,80	1,17	15,19	8,51	2,28	1,82	19,63
Taxa de fecundidade	2,84	0,72	1,56	7,79	2,17	0,48	1,21	4,86
Anos de estudos (média)	8,38	1,71	2,29	12,29	9,46	1,07	4,34	12,83
Tinha IES antes	0,11	0,32	0,00	1,00	0,11	0,32	0,00	1,00

FONTE: IBGE (2000), IBGE (2010) e INEP (2015). Notas: Para 2010, as variáveis de tratamento são simétricas ao ano de pré-tratamento. Número de observações: 4267 - compatibilizada utilizando AMC 1991 (Áreas Mínimas Comparáveis).

A Tabela 3 apresenta algumas informações importantes sobre a base de dados adotada neste estudo. A primeira delas é que 21% da nossa amostra de municípios receberam algum curso superior. Destes, 8% receberam apenas cursos superiores privados, 6% receberam apenas cursos superiores públicos e 7% receberam ambos, privados e públicos entre 2000 e 2009. Do total de municípios, 11% já tinham curso superior antes de 2000. Com relação às variáveis demográficas, entre os 10 anos da análise, houve crescimento da média da população, da população urbana e da densidade demográfica. A média da taxa de envelhecimento aumentou de 6,6% para 8,5%,

entretanto, a taxa de fecundidade caiu de 2,8 para 2,2 filhos por mulher. Os anos de estudo aumentaram e a média que era de 8,4 anos em 2000, passou para 9,5 em 2010. Estas alterações, devem ser controladas no modelo DID para que possamos isolar o impacto do tratamento na renda municipal. A seguir, detalha-se os ajustes necessários para a aplicação do PSM.

1.6.1 Ajustes para o pareamento por escore de propensão

Para a implementação do PSM, Khandker, Koolwal e Samad (2010) sugerem que alguns passos sejam seguidos, conforme explicitado na estratégia empírica. No presente ensaio, a primeira etapa constitui na estimação de um modelo *probit* de probabilidade de receber o tratamento, ou seja, receber um curso superior no período de análise. Entretanto, antes de proceder com a estimação, algumas ressalvas devem ser feitas com relação à estrutura das variáveis de tratamento.

- Testes de média para grupo de controle e grupo de tratamento

Como todo país grande, além das diferenças geográficas, o Brasil apresenta diversas diferenças regionais e socioeconômicas. Em nosso estudo, estas diferenças podem resultar em dificuldades para encontrar bons controles para nosso grupo de tratamento. A Tabela 4 apresenta a diferenças de médias das variáveis de desempenho, renda per capita, e das covariáveis utilizadas em nossas estimações, entre os municípios tratados e não tratados para o período pré-tratamento, 2000.

Os testes de média apresentados na Tabela 4, certificam que existem grandes diferenças no período inicial entre os municípios que receberam e os que não receberam cursos superiores no país. Os municípios tratados apresentaram uma renda per capita, população e população urbana maiores, além de menores razões de dependência, taxas envelhecimento e fecundidade e maiores níveis de escolaridade. Outro fato importante que a Tabela 4 nos indica é que, 54% dos municípios tratados já tinham algum curso superior antes de 2000, contra 4% no grupo de controle.

TABELA 4 - TESTE DE MÉDIA PARA O GRUPO DE CONTROLE E TRATAMENTO PARA AS VARIÁVEIS NO PERÍODO PRÉ-TRATAMENTO

Variáveis	Ano 2000		
	Grupo de Controle	Grupo de Tratados	Diferença
Renda per capita (ln)	5,59	6,03	-0,44 ***
População (ln)	9,24	11,02	-1,77 ***
População urbana (ln)	8,61	10,75	-2,13 ***
Densidade demográfica	357,10	47,02	-310,07 ***
Região Metropolitana (dummy)	0,05	0,17	-0,12 ***
Taxa de envelhecimento	6,79	5,88	0,92 ***
Taxa de Fecundidade	2,90	2,62	0,28 ***
Anos de Estudo (média)	8,25	8,90	-0,66 ***
Tinha IES antes (dummy)	0,004	0,53	-0,53 ***
Número de Observações	3378	889	

FONTE: Elaboração própria com Dados do IBGE (2000) e Censo da Educação Superior INEP. Notas: Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Hipótese nula: diferença de médias entre o grupo de controle e o grupo de tratados = 0.

A posição vantajosa dos municípios tratados com relação aos seus indicadores, nos alerta para a discrepante situação inicial entre os dois grupos. Este hiato desponta como um motivo para a utilização do pareamento entre os municípios, já que a comparação direta entre eles pode gerar estimadores de impacto enviesados. Isto porque como estaríamos comparando municípios mais desenvolvidos com outros menos desenvolvidos, a possibilidade de ganhos de renda dos primeiros poderia estar relacionada às próprias características dos municípios e não ao tratamento em si.

Neste sentido, a utilização do método de pareamento por score de propensão, PSM, terá como objetivo escolher um grupo de controle adequado em que os municípios tratados e não tratados não se diferenciem em suas covariáveis. Antes da aplicação do método, foi feita uma análise para filtrar a amostra com o intuito de satisfazer a hipótese de suporte comum. Identificamos que a heterogeneidade do tamanho dos municípios poderia ser uma das fontes de desigualdade entre o grupo tratado e não tratado, dado que alguns municípios tratados não apresentaram correspondentes de tamanho similar no grupo não tratado.

A Tabela 5 apresenta como os municípios pertencentes ao grupo de controle e de tratamento estão distribuídos de acordo com a população municipal. É importante observar que

cada tratamento ocorreu em diferentes tamanhos de municípios. Na variável de tratamento do Modelo (1), que abrange as outras três, podemos observar que a expansão dos cursos superiores no Brasil se deu principalmente em municípios com populações entre 20 e 500 mil habitantes. Entretanto, 97,5% dos municípios brasileiros têm até 50 mil habitantes.

Para entender melhor o processo de criação de cursos superiores por tamanho do município, torna-se fundamental a análise separada por categoria administrativa da IES. Para o Modelo (2), em que a variável de tratamento contempla municípios que receberam apenas cursos de ensino superior privados, a expansão de cursos ocorreu nos municípios entre 10 e 500 mil habitantes. No Modelo (2), a política de expansão abrangeu municípios menores, com população entre 10 e 100 mil habitantes. O contrário ocorreu com os municípios que receberam ambas categorias. Neste último modelo, os municípios com população entre 50 a 500 mil habitantes foram o foco da expansão universitária.

Complementarmente, a Tabela 5 exibe a informação de que nem todos os municípios do grupo de tratados apresentam correspondentes no grupo de controle. Este fato estabelece a necessidade de filtragem amostral para garantir que a região de suporte comum seja encontrada, bem como o balanceamento entre os dois grupos. Assim, torna-se imprescindível garantir que apenas municípios semelhantes sejam utilizados no processo de pareamento via score de propensão.

TABELA 5 - NÚMERO DE MUNICÍPIOS DE CONTROLE E TRATADOS NOS SUBGRUPOS AMOSTRAIS DE POPULAÇÃO PARA O ANO 2000

Tratamento: Recebeu novos cursos superiores de IES		Modelo (1) Algum curso superior		Modelo (2) Apenas Privadas		Modelo (3) Apenas Públicas		Modelo (4) Privadas e Públicas	
Ano pré-tratamento: 2000		Grupo							
Tamanho do município		Controle	Tratado	Controle	Tratado	Controle	Tratado	Controle	Tratado
1	De 1 a 4999 habitantes	687	4	689	2	689	2	691	0
2	De 5 mil a 9999 hab.	912	17	925	4	916	13	929	0
3	De 10 mil a 19999 hab.	1.042	97	1.090	49	1.094	45	1.136	3
4	De 20 mil a 49999 hab.	654	286	810	130	834	106	890	50
5	De 50 mil a 99999 hab.	68	249	220	97	261	56	221	96
6	De 100 mil a 499999 hab.	15	203	161	57	204	14	86	132
7	De 500 mil ou mais hab.	0	33	31	2	33	0	2	31
Total		3378	889	3926	341	4031	236	3955	312

FONTE: Elaboração própria com dados do IBGE (2000) e INEP (2015).

A seguir, especifica-se como a delimitação da amostra será feita bem como a seleção das covariáveis utilizadas nos modelos.

- Delimitação da amostra para cada modelo estimado

Para alguns modelos apresentados na Tabela 5, não existem um número suficiente de municípios no grupo de controle para a realização do pareamento 1 para 1 entre tratados e controles. No Modelo (1), por exemplo, existem 485 municípios que receberam o tratamento com mais de 50 mil habitantes e apenas 83 municípios no grupo de controle. Para o Modelo (4), existem 163 municípios tratados com mais de 100 mil habitantes, e apenas 88 municípios no grupo de controle. Deste modo, com o intuito de garantir as propriedades de suporte comum e balanceamento dos escores de propensão, as amostras de cada modelo foram delimitadas antes da estimação dos escores de propensão $P(X)$. Como amostra final, o tamanho dos municípios foi ajustado para cada modelo da seguinte maneira:

- Modelo (1): municípios com população até 50 mil habitantes (tamanho 1 – 4);
- Modelo (2): municípios com população entre 10 e 50 mil habitantes (tamanho 3 – 4);
- Modelo (3): municípios com população até 500 mil habitantes (tamanho 1 – 6);
- Modelo (4): municípios com população entre 10 e 100 mil habitantes (tamanho 3 – 5).

A estratificação da amostra também foi utilizada em outros trabalhos, entretanto de forma mais simples. Na análise de impacto da expansão do ensino superior federal conduzido por Vinhais (2013), a amostra é subdividida em dois grupos: municípios com até 65 mil habitantes e municípios com mais de 65 mil habitantes. No trabalho de Barbosa et al. (2016), também para a expansão do ensino superior federal, a subdivisão do trabalho ocorreu a partir de municípios do interior com população superior a 50 mil habitantes. Niquito, Ribeiro e Portugal (2018), também subdividiram a amostra por habitantes. Neste último trabalho, além das estimações de impacto da expansão do ensino superior federal para a amostra completa e regiões norte e nordeste, os autores subdividiram a amostra para municípios com até 65 mil habitantes.

Quando comparado com os trabalhos supracitados, a estratégia empírica aqui proposta para estimação do PSM se diferencia em dois aspectos. O primeiro deles se refere a abrangência de nossa análise. Neste trabalho, consideramos não apenas a criação de cursos superiores federais, mas todas as categorias administrativas, abarcando também IES estaduais, municipais e privadas. O primeiro aspecto de diferenciação, nos traz à segunda distinção correlacionada. Não podemos desconsiderar as diferenças do tamanho dos municípios para cada categoria administrativa. Se não existem dados no grupo de controle suficientes, estes devem ser ajustados para um melhor pareamento da base amostral.

- Seleção do grupo de controle

Outro ponto importante de nossa análise é a seleção do grupo de controle. Para o Modelo (1), em que a variável de tratamento abrange todos os cursos superiores criados independente da categoria administrativa, o grupo de controle serão os municípios que não receberam nenhum curso superior. Já o Modelo (3) e (4) se enquadram na categoria de terem recebido apenas um dos dois tipos, e assim como o Modelo (1), o grupo de controle excluirá qualquer município que tenha recebido cursos superiores. Entretanto, o grupo de controle do Modelo (4) merece atenção. Dada a delimitação do tamanho do município do passo anterior, não existem municípios entre 10 e 100

mil habitantes que não tenha recebido pelo menos algum curso superior. Desta forma, o grupo de controle do Modelo (4), englobará os municípios que receberam apenas cursos de IES públicas ou privadas. A Tabela 6 abaixo sintetiza os grupos de controle e de tratamento para cada modelo em que os resultados são apresentados na próxima seção.

TABELA 6 - GRUPO DE CONTROLE E DE TRATAMENTO CORRESPONDENTES PARA CADA MODELO DE ESTIMAÇÃO

Modelo	Grupo de Tratamento	Grupo de Controle correspondente
1	Criou algum curso superior	Não recebeu nenhum curso superior
2	Criou apenas cursos privados	Não recebeu nenhum curso superior
3	Criou apenas cursos públicos	Não recebeu nenhum curso superior
4	Criou cursos privados e públicos	Recebeu apenas cursos superiores privado ou apenas públicos

FONTE: Elaboração própria.

1.7 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados das estimações do modelo *probit* e impacto da criação de IES nos municípios brasileiros estão divididas em duas subseções. A primeira delas apresenta os resultados dos modelos *probit* e PSM juntamente com os testes de média e análise de sensibilidade de Rosenbaum (2002). Na segunda subseção são apresentados os resultados para cada modelo estimado que combina o método de diferenças em diferenças e o pareamento por escore de propensão. Adicionalmente, apresentam-se os resultados do modelo DID tradicional para a amostra completa e o modelo DID considerando a comparabilidade do tamanho dos municípios de controle e tratamento, apresentados na Tabela 5.

1.7.1 Modelo *probit* e PSM

Para a estimação do PSM, conforme mencionado anteriormente, deve-se operar em dois passos. O primeiro deles consiste em estimar os escores de propensão, $P(X)$, utilizando um modelo *probit* e um conjunto de covariáveis de características demográficas e geográficas dos municípios no período pré-tratamento, ou seja, em 2000. A utilização do período de pré-tratamento para o cálculo do “modelo de escolha do tratamento” e posterior pareamento amostral, tem como intuito evitar a contaminação ocasionada pelo recebimento do tratamento. Assim, na escolha das covariáveis, sua distribuição não deve ser afetada pelo tratamento. No modelo *probit*, estima-se os determinantes do recebimento do tratamento, ou seja, as características prováveis que fizeram com que um município recebesse um curso superior entre os próximos 9 anos (2000-2009).

O segundo passo consiste no pareamento amostral entre o grupo de tratamento e o grupo de controle utilizando os escores de propensão calculados na etapa precedente. Para o modelo *probit* e o pareamento utilizamos as seguintes variáveis: logaritmo da população, logaritmo da população urbana, a densidade demográfica e uma variável binária para a região metropolitana. No processo de escolha destas variáveis foi necessário a experimentação de diferentes conjuntos de covariáveis, excluindo das especificações variáveis que estariam sujeitas à endogeneidade junto à variável de resposta, renda domiciliar per capita. Nesta etapa, seleciona-se para o grupo de controle,

os municípios que sejam similares ao grupo de tratamento no período inicial. Isto posto, o modelo *probit* é apresentado na Tabela 7 e tem como intuito estimar a probabilidade de um município receber o tratamento, satisfazendo a hipótese de balanceamento e encontrando a região de suporte comum. Para todos os quatro modelos *probit* estimados, o conjunto de variáveis escolhidas se mostraram significativas conjuntamente de acordo com o teste qui-quadrado, além de um ajustamento do modelo estatístico ente 0,26 e 0,40 (pseudo-Rquadrado). Os escores de propensão estimados são utilizados em cada modelo para o pareamento via PSM. A distribuição de densidade dos escores de propensão estimados para o grupo de tratamento e de controle estão disponíveis no Anexo 1.

TABELA 7 - RESULTADOS DO MODELO *PROBIT* PARA PROBABILIDADE DE RECEBER UM NOVO CURSO SUPERIOR

Ano de pré-tratamento	2000			
	Modelo (1) Algum curso superior	Modelo (2) Apenas Privadas	Modelo (3) Apenas Públicas	Modelo (4) Privadas e Públicas
Variáveis	Coeficientes			
Tratamento: Criação de novos cursos superiores entre 2000 e 2009				
Constante	-11,29 ***	-12,45 ***	-10,63 ***	-15,78 ***
População (ln)	0,03	-0,43 **	0,35 ***	-0,54 **
População urbana (ln)	1,07 ***	1,63 ***	0,64 ***	1,99 ***
Densidade demográfica	-6,53E-04	-5,24E-04	-3,57E-03 ***	-1,20E-03 ***
Região metropolitana	-0,48 ***	-0,47 **	0,42 **	-1,26 ***
Tamanho do município	(1 - 4)	(3 - 4)	(1 - 5)	(3 - 5)
Nº de municípios tratados	404	179	222	149
Nº de observações	3699	1875	3585	2396
LR chi ²	733	275	419	450
Prob>chi ²	0,00	0,00	0,00	0,00
Log likelihood	-909	-453	-623	-333
Pseudo R ²	0,29	0,23	0,25	0,40

FONTE: Resultados da pesquisa. Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Notas: T = 1 caso o município tenha recebido do tratamento (de acordo com o modelo) e T = 0 caso o município pertença ao grupo de controle. Opção de suporte comum selecionada e propriedade de balanceamento satisfeita para todos os modelos.

Conforme apresentado na Tabela 7, o principal determinante para a criação de cursos superiores em um município é população urbana. O fato de um município pertencer à região metropolitana, apresentou-se como um fator motivador para municípios que receberam apenas cursos superiores públicos. Os resultados foram negativos e estatisticamente significantes para os demais modelos. Quanto à população total, quanto maior seu valor, menor a probabilidade de receber IES privadas exclusivamente (modelo 2) ou privadas e públicas (modelo 4). O tamanho populacional foi uma variável que impactou positivamente apenas a probabilidade dos municípios que receberam exclusivamente IES públicas entre o período de análise. A densidade demográfica se mostrou relevante estatisticamente para os Modelos (3) e (4), mas negativamente, indicando que quanto maior a densidade demográfica, menor a probabilidade de um município receber um curso superior.

Para a segunda etapa para PSM, as probabilidades calculadas são utilizadas para implementar o pareamento entre o grupo de controle e de tratamento. Os gráficos dos escores de propensão são apresentados no Anexo 1 e consideram a região de suporte comum para cada modelo. Os valores dos $P(X)$ dentro da região de suporte comum variam entre 0,0001 e 0,71 para o Modelo (1); para o Modelo (2), entre 0,0013 e 0,61; para o Modelo (3) os valores estão entre 0,0002 e 0,71 e por fim, para o Modelo (4), o escore de propensão varia entre 0,0024 e 0,73.

Como o ajuste de tamanho de municípios foi feito anteriormente à estimação do *probit*, nenhum tratamento ficou fora da região de suporte comum e os dois grupos, de tratamento e de controle, apresentaram escores de propensão semelhantes ao longo da distribuição. Os resultados do teste de balanceamento são mostrados na Tabela 8.

Os resultados dos testes de sugerem que o procedimento de pareamento ocasionou grande redução do viés entre o grupo de controle e de tratados para todos os modelos. Assim, após o pareamento, a maioria das variáveis selecionadas não apresentaram diferenças significativas entre o grupo não tratado e o grupo tratado. Ademais, os resultados das estatísticas R (menor que 25) e B (entre 0,5 e 2) estão dentro dos intervalos recomendados por Rubin (2001), indicando que as amostras estão suficientemente balanceadas e que o PSM é, então, eficaz.

TABELA 8 - TESTE DE MÉDIAS ANTES E APÓS PAREAMENTO ENTRE MUNICÍPIOS NÃO TRATADOS E TRATADOS E RESULTADOS DO TESTE DE BALANCEAMENTO

Ano Base	2000					
	Pré-Pareamento			Pós-Pareamento (*)		
Variáveis	Não Tratados	Tratados	Diferença	Não Tratados	Tratados	Diferença
Modelo (1)	Tratamento: Criou algum curso superior					
População (ln)	9,24	11,02	-1,77 ***	10,07	10,13	-0,07 *
População urbana (ln)	8,61	10,75	-2,13 ***	9,68	9,77	-0,08 *
Densidade demográfica	47,03	357,10	-310,07 ***	60,90	56,11	4,80
Região metropolitana	0,05	0,17	-0,12 ***	0,06	0,05	0,01
Estatísticas B e R de Rubin	16,02 e 1,43					
Observações	3378	889		3295	404	
Modelo (2)	Tratamento: Criou apenas cursos privados					
População (ln)	9,51	10,79	-1,28 ***	10,20	10,21	-0,01
População urbana (ln)	8,93	10,54	-1,62 ***	9,89	9,93	-0,04
Densidade demográfica	93,25	323,21	-229,96 ***	69,37	73,24	-3,88
Região metropolitana	0,06	0,25	-0,19 ***	0,06	0,07	-0,01
Estatísticas B e R de Rubin	11,02 e 0,96					
Observações	3926	341		1696	179	
Modelo (3)	Tratamento: Criou apenas cursos públicos					
População (ln)	9,57	10,38	-0,81 ***	10,35	10,38	-0,03
População urbana (ln)	9,01	9,90	-0,90 ***	9,87	9,90	-0,04
Densidade demográfica	114,76	58,11	56,66	75,23	58,11	17,12
Região metropolitana	0,08	0,05	0,03	0,08	0,05	0,03
Estatísticas B e R de Rubin	16,07 e 0,94					
Observações	4031	236		3378	236	
Modelo (4)	Tratamento: Criou cursos privados e públicos					
População (ln)	9,44	11,75	-2,31 ***	10,88	10,92	-0,03
População urbana (ln)	8,86	11,60	-2,74 ***	10,67	10,71	-0,04
Densidade demográfica	71,50	620,29	-548,79 ***	92,33	86,10	6,22
Região metropolitana	0,07	0,18	-0,11 ***	0,04	0,03	0,01
Estatísticas B e R de Rubin	12,09 e 1,46					
Observações	3955	312		2247	149	

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Hipótese de balanceamento satisfeita para todas as amostras pareadas, conforme Rubin (2001): B <25% e R entre [0,5; 2].

Por fim, após o pareamento amostral, o teste de sensibilidade de Rosenbaum (2002) foi utilizado para testar a possibilidade de viés omitido entre municípios do grupo de controle e do grupo de tratamento que contenham as mesmas covariáveis. Este teste tem o objetivo de verificar

o grau de robustez quanto às modificações na especificação do PSM. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 9.

TABELA 9 - RESULTADOS DO TESTE DE SENSIBILIDADE DE ROSENBAUM

Sensibilidade da variável de resposta	Nível de significância	Modelo (1) Algum curso superior	Modelo (2) Apenas Privadas	Modelo (3) Apenas Públicas	Modelo (4) Privadas e Públicas
Renda Domiciliar <i>per capita</i> (ln)	Valor máximo de Gamma (Γ)				
	5%	1,62	2,80	1,00	1,06
	10%	1,69	3,04	1,05	1,13

FONTE: Resultados da pesquisa.

Os valores de Gamma (Γ) apresentados na Tabela 9 representam o tamanho do viés entre dois municípios pareados. Para o Modelo (1), dois municípios com as mesmas covariáveis podem diferir em 1,62 vezes em suas probabilidades de receber o tratamento por causa de uma variável não observada. Para o Modelo (2), este valor é 2,80. Considerando que o valor limite de Gamma para se considerar um modelo de PSM robusto deve ser maior que 1,10, segundo DiPrete e Gangl (2004), os Modelos (1) e (2) são robustos ao nível de 5% de significância e podem suportar de maneira satisfatória variáveis exógenas. Entretanto, o mesmo não ocorre com os Modelos (3) e (4). Os resultados do teste de sensibilidade para ambos modelos apresentam viés omitido considerando o nível de significância padrão de 5%. Para o Modelo (4)⁶, ao se considerar 10% como nível de significância, o modelo também se torna robusto. Já o Modelo (3)⁷, o viés de omissão é persistente mesmo considerando um nível de significância maior.

⁶ Para o Modelo (4), o viés de omissão pode ser reduzido diminuindo assim a sensibilidade da variável de resultados a choques de covariáveis omitidas com o simples aumento da amostra. Neste caso, introduzindo os municípios com mais de 100 mil habitantes. Entretanto, a amostra torna-se desbalanceada e área de suporte comum não é encontrada entre o grupo de controle e tratamento.

⁷ O Modelo (3), em que apenas cursos superiores públicos foram criados nos municípios tratados, nenhuma combinação de outras variáveis (como razão de dependência; taxa de fecundidade e de envelhecimento, anos de estudo; % da população com energia elétrica, saneamento básico, coleta de lixo; existência de IES; população idosa, mulheres e crianças) e até mesmo variáveis políticas (como prefeitura do Partido dos Trabalhadores em 2000 e 2004) foi capaz

Embora o pareamento para os dois últimos modelos não seja robusto, as propriedades de suporte comum e balanceamento foram atendidas, o que implica que para as covariáveis escolhidas, o grupo de controle e de tratamento são idênticos de acordo com os testes de média, porém, podem existir variáveis omitidas neste modelo que afetariam o PSM. Contudo, se o viés omitido for constante no tempo, o modelo DID pode retirá-lo, tornando os parâmetros da equação (7) eficientes.

1.7.2 Resultados das estimações

Nesta subseção são exibidos os resultados estimados do impacto da criação de novos cursos superiores sobre a renda domiciliar per capita dos municípios brasileiros. Para cada modelo, apresenta-se o modelo DID tradicional para a amostra completa de dados na primeira coluna, o modelo DID para a amostra estratificada de acordo com o tamanho populacional adequado para a comparabilidade entre o grupo de tratamento e grupo de controle na segunda coluna e, por fim, na terceira coluna, são apresentados os resultados para a estimação da regressão que combina os métodos de PSM e DID. Em todas as estimações, algumas covariáveis relevantes foram incluídas para controlar possíveis mudanças na renda domiciliar entre os anos 2000 e 2010. Dentre elas estão variáveis demográficas, regionais e sociais, já citadas na seção de dados.

Precedendo à discussão de impacto do tratamento, é interessante salientar que independentemente do modelo e do método de estimação utilizado, alguns coeficientes apresentam um comportamento similar. Os coeficientes positivos e significantes estatisticamente da variável dummy de ano, indicam que houve um crescimento nominal médio da renda per capita de 7% entre 2000 e 2010. Neste período, grande parte do crescimento da renda dos municípios está ligado ao crescimento da população urbana, e do crescimento da média dos anos de estudo, sendo estes coeficientes positivos e estatisticamente significantes para todos os modelos. Em contraposição, a população total, a taxa de envelhecimento e a taxa de fecundidade demonstraram uma relação negativa e significativa estatisticamente com o crescimento da renda per capita. O coeficiente para a dummy de região metropolitana foi positivo e significativo para todas as estimações de diferenças

de reduzir o viés de omissão, tornando o modelo ainda pior. Além disso, a introdução de outras variáveis ocasionou o aumento de viés entre o grupo de tratamento e o grupo de controle, tornando as hipóteses 1 e 2 não satisfeitas.

em diferenças, mas após o pareamento que já considera esta variável, torna-se negativo ou insignificante dependendo do Modelo. Com relação à densidade demográfica, o coeficiente estimado foi extremamente pequeno e apesar de significativo em algumas estimações, girou em torno de zero. Após estas considerações gerais para os resultados similares entre os modelos, podemos agora detalhar os resultados do impacto para cada um deles, considerando as diferentes variáveis de tratamento.

TABELA 10 - RESULTADOS DO MODELO (1) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES

Variável dependente: renda domiciliar per capita (ln)

Período de análise	2000 a 2010		
	DID	DID	DID + PSM
Constante	5,63 ***	5,66 ***	5,57 ***
Variável de Tratamento			
Criou algum curso superior	0,04 **	0,04	0,10 ***
Covariáveis			
População (ln)	-0,35 ***	-0,35 ***	-0,60 ***
População urbana (ln)	0,33 ***	0,33 ***	0,61 ***
Densidade demográfica	0,00 *	0,00 ***	0,00
Região metropolitana	0,11 ***	0,16 ***	-0,02
Taxa de envelhecimento	-0,02 ***	-0,02 ***	-0,03 ***
Taxa de fecundidade	-0,26 ***	-0,26 ***	-0,25 ***
Anos de estudos (média)	0,15 ***	0,15 ***	0,14 ***
Tinha IES antes	0,12 ***	0,06 *	0,05 ***
Dummy de tratamento	0,11 ***	0,14 ***	0,04 **
Dummy de ano	0,07 ***	0,08 ***	0,05 ***
Tamanho do município	Base completa	1 a 4	1 a 4
R ²	0,69	0,66	0,73
Nº de municípios tratados	889	404	404
Nº de observações	8534	7319	7318

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. As tabelas completas das estimações poderão ser disponibilizadas por e-mail pela autora.

Na Tabela 10, relatamos os resultados do Modelo (1). Nela consta as estimativas do impacto da criação de IES, independente da categoria administrativa, sobre a renda domiciliar per capita dos municípios brasileiros. Os resultados da estimativa por DID conjuntamente com PSM apontam que os municípios que receberam algum curso superior entre 2000 e 2009, apresentaram uma renda per capita 10% maior do que os que não receberam. Este valor cai para 4% quando

apenas o modelo DID é utilizado, sendo significativo para a base completa e não significativo para a amostra reduzida. Neste modelo, o crescimento da renda também foi maior quando o município em questão já tinha algum curso de ensino superior antes de 2000, podendo variar entre 6% a 12% a mais do que aqueles que não tinham.

Com o intuito de detalhar melhor os resultados apresentados na Tabela 10, os resultados dos próximos Modelos segregam a variável de tratamento entre as diferentes categorias administrativas. O Modelo (2), aponta os resultados do impacto na renda per capita da criação de apenas IES privadas no período de análise. Neste modelo, o grupo de controle consiste em municípios que não receberam nenhum curso superior presencial entre 2000 e 2009. Os resultados das estimações do modelo DID e DID com PSM são apresentados na Tabela 11.

TABELA 11 - RESULTADOS DO MODELO (2) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES PRIVADAS

Variável dependente: renda domiciliar per capita (ln)

Período de análise	2000 a 2010		
	DID	DID	DID + PSM
Constante	5,73 ***	5,95 ***	5,59 ***
Variável de Tratamento			
Criou apenas cursos privados	0,07 ***	0,14 ***	0,11 ***
Covariáveis			
População (ln)	-0,35 ***	-0,43 ***	-0,68 ***
População urbana (ln)	0,32 ***	0,42 ***	0,69 ***
Densidade demográfica	0,00 **	0,00 ***	0,00
Região metropolitana	0,11 ***	0,11 ***	-0,06 **
Taxa de envelhecimento	-0,02 ***	-0,04 ***	-0,02 ***
Taxa de fecundidade	-0,26 ***	-0,28 ***	-0,27 ***
Anos de estudos (média)	0,15 ***	0,13 ***	0,14 ***
Tinha IES antes	0,11 ***	0,10 **	0,03
Dummy de tratamento	0,17 ***	0,14 ***	0,08 ***
Dummy de ano	0,07 ***	0,04 ***	0,05 ***
Tamanho do município	Base completa	3 a 4	3 a 4
R ²	0,67	0,71	0,74
Nº de municípios tratados	341	179	179
Nº de observações	7438	3815	3666

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. As tabelas completas das estimações poderão ser disponibilizadas por e-mail pela autora.

Para as IES privadas, as três estimações evidenciaram um impacto positivo e estatisticamente significativo de 7 a 14% na renda per capita do município, dependendo do modelo econométrico adotado. Para o modelo que combina DID com o PSM, entre 2000 e 2010, os municípios tratados obtiveram 11% a mais na renda do que os não tratados. O resultado do parâmetro de interesse β_{DID} para o modelo DID tradicional que inclui todos os tamanhos populacionais dos municípios, foi o mais modesto, 7%. Para a estimação do DID para população entre 10 e 50 mil habitantes, este valor sobe para 14%. Ainda nos modelos DID, possuir instituições de ensino superior antes de 2000, apresentou um impacto de 10% na renda per capita. Mas este coeficiente não foi estatisticamente significativo na análise que utiliza DID e PSM.

TABELA 12 - RESULTADOS DO MODELO (3) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO DE IES PÚBLICAS

Variável dependente: renda domiciliar per capita (ln)

Período de análise	2000 a 2010					
	DID		DID		DID + PSM	
Constante	5,74	***	5,72	***	6,04	***
Variável de Tratamento						
Criou apenas cursos públicos	-0,04		-0,04		0,01	
Covariáveis						
População (ln)	-0,35	***	-0,35	***	-0,60	***
População urbana (ln)	0,32	***	0,32	***	0,58	***
Densidade demográfica	0,00	***	0,00	***	0,00	***
Região metropolitana	0,14	***	0,15	***	0,03	
Taxa de envelhecimento	-0,02	***	-0,02	***	-0,04	***
Taxa de fecundidade	-0,25	***	-0,25	***	-0,24	***
Anos de estudos (média)	0,15	***	0,15	***	0,14	***
Tinha IES antes	0,03		0,03		0,03	
Dummy de tratamento	0,06	***	0,06	***	-0,04	
Dummy de ano	0,09	***	0,08	***	0,06	***
Tamanho do município	Base completa		1 a 5		1 a 5	
R ²	0,65		0,65		0,70	
Nº de municípios tratados	236		222		222	
Nº de observações	7228		7150		7150	

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. As tabelas completas das estimações poderão ser disponibilizadas por e-mail pela autora.

Ao contrário do modelo anterior, o Modelo (3) apresenta o resultado do impacto da criação de apenas IES públicas na renda domiciliar municipal entre 2000 e 2010. Mais uma vez, o grupo

de controle abarca apenas municípios que não receberam cursos superiores entre 2000 e 2009. Os resultados do Modelo (3) são exibidos na Tabela 12. Independente do modelo econométrico utilizado, os resultados sugerem que a criação de cursos superiores públicos não foi capaz de diferenciar a renda domiciliar entre municípios tratados e municípios do grupo de controle. O resultado da estimação do modelo DID com PSM para municípios até 100 mil habitantes apontou um impacto de 1%, entretanto, o valor não foi estatisticamente significativo. No Modelo (3), independente da estimação, a presença de IES antes de 2000 também não foi estatisticamente significativa.

Em contraste, o Modelo (4) tem como variável de tratamento a criação de IES públicas e privadas. Portanto, o grupo de tratamento deste modelo consiste em municípios que receberam cursos superiores de ambas as categorias administrativas e o grupo de controle é formado por municípios que receberam apenas cursos superiores privados ou públicos entre 2000 e 2009. Os resultados deste Modelo (4) são apresentados na Tabela 13.

Os resultados encontrados exibem um impacto positivo e estatisticamente significantes da criação concomitante de cursos superiores privados e públicos na renda per capita dos municípios. Os coeficientes de impacto estimados variaram entre 7% e 13% dependendo do método de estimação utilizado. Para o modelo DID que considera a base completa, os municípios com criação de ensino superior público e privado, geraram uma renda per capita de 7% a mais do que o grupo de controle. Este valor sobe para 13% quando apenas municípios entre 10 e 100 mil habitantes são considerados. O coeficiente de impacto é reduzido para 8% com o método que combina DID e PSM. Esses resultados indicam que o impacto da criação conjunta de cursos privados e públicos sobre a renda dos municípios foi maior do que se o município recebesse apenas um tipo de categoria administrativa.

TABELA 13 - RESULTADOS DO MODELO (4) DE IMPACTO DA CRIAÇÃO CONJUNTA DE IES PRIVADAS E PÚBLICAS

Variável dependente: renda domiciliar per capita (ln)

Período de análise	2000 a 2010		
	DID	DID	DID + PSM
Variáveis			
Constante	5,54 ***	5,85 ***	5,48 ***
Variável de Tratamento			
Criou cursos privados e públicos	0,07 **	0,13 ***	0,08 **
Covariáveis			
População (ln)	-0,35 ***	-0,44 ***	-0,93 ***
População urbana (ln)	0,34 ***	0,43 ***	0,94 ***
Densidade demográfica	0,00	0,00 **	0,00 **
Região metropolitana	0,11 ***	0,07 ***	-0,04
Taxa de envelhecimento	-0,02 ***	-0,04 ***	-0,02 ***
Taxa de fecundidade	-0,26 ***	-0,27 ***	-0,21 ***
Anos de estudos (média)	0,15 ***	0,14 ***	0,15 ***
Tinha IES antes	0,15 ***	0,13 ***	0,03
Dummy de tratamento	0,03	-0,05 *	-0,05 **
Dummy de ano	0,07 ***	0,05 ***	0,09 ***
Tamanho do município	Base completa	3 a 5	3 a 5
R ²	0,68	0,72	0,74
Nº de municípios tratados	312	149	149
Nº de observações	8534	4853	4701

FONTE: Resultados da pesquisa. Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

A esse respeito, algumas ressalvas no que concerne às diferenças entre o setor público e privado de ensino superior devem ser feitas com a finalidade de compreender os resultados expostos neste estudo. Pelo caráter mercantil das IES privadas no Brasil, conforme Sécca e Souza (2009), estas conseguem ser mais flexíveis e rápidas na oferta de cursos e horários de acordo com a necessidade da demanda. Enquanto as IES públicas têm 60% dos cursos diurnos, as privadas disponibilizam 70% de seus cursos em período noturno, atendendo, assim, alunos que trabalham e estudam. A qualidade dos cursos ofertados, bem como a concorrência para inserção no ensino, também diverge consideravelmente de acordo com Sécca e Souza (2009). Uma amostra disso seriam as notas obtidas no Índice Geral de Cursos da Instituição (IGC) feito pelo MEC, sendo 5 a nota máxima. De acordo com os autores, 35% das IES públicas alcançaram os conceitos 4 ou 5,

contra apenas 5% das IES privadas. Com relação ao processo de admissão, os cursos de IES públicas têm em média 7 candidatos por vaga e, no caso de IES privadas, esse valor cai para 1,2.

Os pontos de diferenciação do setor público e privado de ensino superior podem explicar, por exemplo, os resultados positivos e altos no impacto do ensino privado na renda per capita. As IES privadas cresceram consideravelmente no país e hoje já abarcam mais de 70% das matrículas totais do ensino superior no Brasil. Possivelmente, estas instituições, com ou sem fins lucrativos, buscam se expandir em regiões onde a demanda por ensino superior é maior e em locais em que seja possível o pagamento das mensalidades para o financiamento das instituições. Logo, é possível que exista endogeneidade nos resultados do Modelo (2).

Por outro lado, conforme Marques e Cepêda (2012), a expansão do ensino superior público federal (61% do ensino público) combateria a concentração regional com a criação de novas universidades em regiões distantes ou fronteiriças ou em regiões com alta densidade populacional e pouca cobertura do sistema universitário público. Deste modo, é possível que parte dos cursos superiores públicos criados tenham sido instalados em regiões pouco dinâmicas economicamente. E por isso, por sim só, as IES públicas não tenham sido capazes de elevar a renda do município, como demonstrado nos resultados do Modelo (3). Para a outra parte dos cursos superiores públicos instalados concomitante com cursos privados de educação superior, o resultado foi bastante significativo e positivo. Uma explicação para esses resultados estaria na favorável complementariedade entre o setor público e privado. Enquanto as IES públicas conseguem ofertar poucos cursos com maior qualidade (porém, gratuitos e, no geral, bastante concorridos e disponibilizados em período diurno), os demais estudantes que buscam capacitação com maior flexibilidade, podem optar pelos cursos não gratuitos em IES privadas. Embora estas IES apresentem, segundo Sécca e Souza (2009), diferentes características de qualidade, preço, acesso e escala, elas representam uma alternativa aos cursos superiores ofertados pelo setor público.

Por fim, os resultados sugerem que a criação de IES aumentaram cerca de 10% a renda dos municípios. Contudo, os resultados podem divergir bastante de acordo com a categoria administrativa em questão, e não necessariamente da metodologia utilizada. Municípios que receberam entre 2000 e 2009 cursos superiores privados cresceram 11% a mais do que os municípios que não receberam nenhum curso, mesmo considerando que estes municípios partiram de situações semelhantes quanto ao período inicial no que diz respeito ao tamanho populacional,

população urbana, densidade demográfica e região metropolitana. Em contraste, a criação de cursos superiores públicos não apresentou nenhum impacto na renda dos municípios. Porém, a combinação de cursos públicos e privados foi a que obteve melhor resultado. Neste último caso, a renda per capita foi 8% maior do que se o município tivesse recebido cursos apenas privados ou públicos.

1.8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste ensaio foi estimar o impacto da criação de cursos superiores privados e públicos na renda per capita municipal entre o período de 2000 e 2010. A escolha do período de análise se deu pelo expressivo aumento de cursos superiores de graduação presencial entre 2000 e 2009, sendo criados 14 mil novos cursos em contraste aos 7 mil existentes até 1999.

No modelo proposto, a criação de cursos superiores foi considerada como um tratamento em estudo observacional, em que o grupo de controle foi representado por municípios que não receberam o tratamento. Como diferencial, a variável de tratamento do estudo foi dividida em três diferentes tipos de expansão a qual um município pode ter experimentado: a criação de IES privadas exclusivamente, a criação de IES públicas exclusivamente ou a criação das duas categorias administrativas - privadas e públicas - concomitantemente.

Como estratégia metodológica, utilizou-se uma metodologia mista que combina o método de pareamento por escore de propensão (PSM) e o método de diferenças em diferenças (DID), explicitado por Pinto (2012). O motivo para a utilização desta metodologia se dá pela redução do viés de seleção muito presente em estudos observacionais. Enquanto o PSM consegue reduzir o viés de seleção por covariáveis observáveis, o estimador DID consegue retirar o viés de seleção devido a fatores não observados que sejam constantes no tempo, gerando assim, um estimador de impacto eficiente.

A base de dados foi proveniente do Censo Demográfico de 2000 e 2010, além de dados do INEP (2015) sobre o ano de criação dos cursos superiores de graduação presencial no Brasil. Quando comparado com os trabalhos da literatura nacional, a estratégia empírica para estimação do PSM aqui proposta se diferencia em dois aspectos. O primeiro deles se refere a abrangência de nossa análise. Neste trabalho, consideramos não apenas a criação de cursos superiores federais, mas todas as categorias administrativas, abarcando também IES estaduais, municipais e privadas. Em comparação com os demais estudos da área, uma das inovações deste estudo foi incluir o setor privado de educação superior, que hoje representa mais de 70% do total de matrículas ofertadas no país. O primeiro aspecto de diferenciação, nos direciona à segunda distinção correlacionada. Não podemos desconsiderar as diferenças do tamanho dos municípios atendidos por cada categoria

administrativa. Assim, para a aplicação do PSM, foi feita uma estratificação amostral preliminar do tamanho dos municípios que receberam o tratamento ou não, com o intuito de delimitar a amostra de modo a garantir a comparação de municípios com tamanhos similares.

A estimação do modelo probit demonstrou que o principal determinante para o recebimento do tratamento foi o tamanho da população urbana, demonstrando que o foco da expansão do ensino superior não foi nas áreas rurais. Entretanto, o modelo probit também destacou que quanto maior a população total, menores as chances de um município ter recebido um curso superior entre 2000 e 2009.

As estimativas dos modelos de impacto indicaram que a criação de cursos superiores gera um aumento de 10% na renda dos municípios, quando comparados aos municípios que não receberam cursos superiores no mesmo período, 2000 a 2009. Contudo, os resultados divergem bastante de acordo com a categoria administrativa em questão. Municípios que receberam exclusivamente cursos superiores privados cresceram 11% a mais do que os municípios que não receberam nenhum curso. Em contraste, a criação de cursos superiores apenas públicos não apresentou nenhum impacto na renda dos municípios. Porém, a combinação do recebimento de cursos superiores públicos e privados foi o modelo que obteve melhor resultado. Neste último caso, a renda per capita foi 8% maior do que se o município tivesse recebido cursos de apenas uma categoria administrativa.

A introdução das IES privadas na análise demonstra a importância destas instituições, principalmente no Brasil em que são expressivamente maiores em termos de matrículas do que as IES públicas. Contudo, devemos ter cautela na hora de analisar esses impactos positivos. Isso porque pode haver endogeneidade entre o aumento do ensino privado e o aumento da renda. Possivelmente, estas instituições, buscam se expandir em regiões onde a demanda por ensino superior é maior e em locais mais dinâmicos economicamente. Por conseguinte, a possível endogeneidade nos alerta que os resultados aqui apresentados não necessariamente determinam as IES privadas como melhores para impactar o crescimento da renda dos municípios.

Quando a criação de IES privadas ocorre paralelamente com a de IES públicas, o efeito sobre a renda per capita do município é expressivo e positivo. Esta particularidade, podem sugerir que, no Brasil, a rede de ensino superior pública e privada operem de maneira complementar na

oferta de ensino. Porém, mais uma vez a endogeneidade pode ser grande pois municípios com criação recente de IES de todas as categorias possivelmente são ainda mais dinâmicos economicamente.

Com relação à categoria pública, os resultados divergem consideravelmente dos resultados encontrados na literatura nacional. Estudando apenas a criação e expansão de universidades federais entre 2000 e 2010 e seus impactos, Vinhais (2013) encontrou um efeito de 3,3% sobre a renda per capita e Niquito, Ribeiro e Portugal (2018), de 3,6%. No primeiro estudo, este efeito sobe para 5,3% quando os municípios considerados têm até 65 mil habitantes, e para 7% no trabalho de Niquito, Ribeiro e Portugal (2018). Nesta mesma linha, Barbosa et al. (2016), encontrou que para municípios menores, a implantação de campi universitários federais gerou um impacto de 4,4% sobre a renda per capita dos municípios. Para os maiores, os impactos só foram positivos nos primeiros anos do REUNI, ou seja, com implementação de campi até 2005, gerando um impacto entre 5,1% e 7,5% na renda per capita.

Neste sentido, é importante ressaltar que em nosso estudo a variável de tratamento da categoria administrativa pública inclui tanto os cursos superiores federais, quanto os estaduais e municipais. E, de acordo com dados do INEP (2015), dentre os cursos superiores públicos criados entre 2000 e 2009, 61% são de categoria federal, 36% estaduais e apenas 4% são municipais. Além disso, a variável de tratamento do Modelo (3) considera municípios que receberam “apenas” IES públicas entre 2000 e 2009, diferindo das variáveis de tratamento dos demais trabalhos. A divergência entre os resultados aqui encontrados e os resultados encontrados pelos autores supracitados, deve considerar as diferenças de aplicação do método. Municípios que receberam apenas IES públicas podem ser considerados peculiares por serem pouco atrativos para a expansão do setor privado de ensino superior. Entretanto, este ensaio avança na definição dos limites aos quais a criação de uma IES consegue impactar indiretamente o crescimento regional da renda no curto prazo. Quando considerado isoladamente, a criação de IES públicas não apresentaram efeito sobre a renda dos municípios, mesmo considerando regiões com populações menores, entre 10 e 100 mil habitantes. Sobre esses resultados algumas perguntas podem ser feitas, como sugestão para trabalhos futuros. Para a expansão das IES públicas, houve algum estudo regional sobre a necessidade de uma IES na localidade ou a escolha teve como objetivo apenas a expansão em regiões pouco atendidas pelo sistema de ensino superior? Qual é a condição socioeconômica dos

municípios que receberam exclusivamente IES públicas? Se os impactos locais foram nulos, quais foram os impactos regionais, ou seja, houve transbordamentos para região em que as IES públicas foram criadas?

Além dos questionamentos acima expostos, é importante ressaltar dois pontos limitantes do presente trabalho. O primeiro deles é que a análise correspondeu ao impacto de curto prazo e dado o caráter recente da expansão do ensino superior no Brasil, os impactos de formação de capital humano e produção de conhecimento só poderão ser analisados com confiança no longo prazo. O segundo ponto se refere aos limites deste trabalho com relação aos diversos tamanhos das IES criadas no grupo de tratamento. Não se considerou no presente ensaio a diferença de criações de cursos superiores isolados, criações de IES completas ou campus universitários. Neste sentido, sugere-se como trabalho futuro a utilização de uma modelagem não binária da variável de tratamento com o intuito de diferenciar o tamanho e a quantidade de cursos superiores criados na região. Assim, análises mais detalhadas sobre o impacto das IES poderão ser feitas com o intuito de entender os retornos regionais sociais e econômicos da política de expansão do ensino superior no Brasil.

REFERÊNCIAS

AMBARGIS, Z. O.; MEAD, C. I.; RZEZNIK, S. J. University Contribution Studies Using Input-Output Analysis. **Bureau of Economic Analysis**, n. 0105, 2014.

BARBOSA, M. P.; PETTERINI, F. C.; FERREIRA, R. T. Avaliação do impacto da política de expansão das universidades federais sobre as economias municipais. In: XLIII Encontro Nacional de Economia, **Anais...** Florianópolis, 2016.

BERNICKER, L. E. S. **A expansão dos campi federais afeta a economia dos municípios?**. Dissertação de Mestrado. Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2018. Disponível em: < <http://tede2.pucrs.br/tede2/handle/tede/8067> >. Acesso em: 1 ago. 2019.

BRASIL. **Lei nº 10.260, de 12 de julho de 2001**. Dispõe sobre o Fundo de Financiamento ao estudante do Ensino Superior e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 13 jul. 2001. Seção 1, p.2. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/LEIS_2001/L10260.htm >. Acesso em: 02 jul. 2018.

_____. **Medida Provisória nº 213, de 10 de setembro de 2004**. Institui o Programa Universidade para Todos - PROUNI, regula a atuação de entidades beneficentes de assistência social no ensino superior, e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 13 set. 2004. Seção 1, p.1. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/Mpv/213.htm >. Acesso em: 02 jul. 2018.

_____. **Lei nº 11.096, de 13 de janeiro de 2005**. Institui o Programa Universidade para Todos - PROUNI, regula a atuação de entidades beneficentes de assistência social no ensino superior; altera a Lei no 10.891, de 9 de julho de 2004, e dá outras providências. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 14 jan. 2005. Seção 1, p.7. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/lei/111096.htm >. Acesso em: 02 jul. 2018.

_____. **Decreto nº 6.096, de 24 de abril de 2007**. Institui o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais - REUNI. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 25 abr. 2007. Seção 1, p.7. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/decreto/d6096.htm >. Acesso em: 02 jul. 2018.

_____. **Relatório do Primeiro Ano: Reestruturação e Expansão das Universidades Federais**. Ministério da Educação, 30 out. 2009. Disponível em < http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&view=download&alias=2069-reuni-relatorio-pdf&Itemid=30192 >. Acesso em: 02 jul. 2017.

_____. **Instrução Normativa da Receita Federal do Brasil nº 1394, de 12 de setembro de 2013**. Dispõe sobre a isenção do Imposto sobre a Renda e de contribuições aplicável às instituições que aderirem ao Programa Universidade para Todos. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 13 set. 2013. Seção 1, p.38. Disponível em:

<<http://normas.receita.fazenda.gov.br/sijut2consulta/link.action?idAto=45931&visao=anotado>>. Acesso: 13 mar. 2019.

CAFFREY, J.; ISAACS, H. H. Estimating the Impact of a College or University on the Local Economy. **American Council on Education**, Washington, DC, jan. 1971.

CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. D.; PERDIGÃO, C. Instituições de ensino superior e desenvolvimento econômico: o caso das universidades estaduais paranaenses. **Planejamento e políticas públicas**, n. 44, 2015.

CARROLL, M. C.; SMITH, B. W. Estimating the economic impact of universities: The case of Bowling Green State University. **Industrial Geographer**, v. 3, n. 2, 2006.

COOK, T. D.; CAMPBELL, D. T.; SHADISH W. **Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference**. Boston: Houghton Mifflin, 2002.

DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. **Sociological methodology**, v. 34, n. 1, p. 271-310, 2004.

DRUCKER, J.; GOLDSTEIN, H. Assessing the regional economic development impacts of universities: A review of current approaches. **International Regional Science Review**, v. 30, n. 1, p. 20-46, 2007.

DURHAM, E. R. O ensino superior no Brasil: público e privado. São Paulo: **Núcleo de Pesquisas sobre Ensino Superior da Universidade de São Paulo**, 2003.

FERNANDES, R. O papel das universidades no desenvolvimento das cidades e regiões. **Impactos Locais e Regionais da Universidade do Porto**, 2011.

FOGUEL, M. N. Diferenças em Diferenças. In: MENEZES-FILHO, N. et al. **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, p. 69-84, 2012.

GOLDSTEIN, H.; RENAULT, C. Contributions of universities to regional economic development: A quasi-experimental approach. **Regional studies**, v. 38, n. 7, p. 733-746, 2004.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico**, 2000. Disponível e: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico**, 2010. Disponível e: <<https://ww2.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Dados municipais**, 1999 a 2015 (dados municipais anuais). Disponível em:

<<https://www.ibge.gov.br/busca.html?searchword=munic%C3%ADpios>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo da Educação Básica: Sinopse Estatística da Educação Básica – 2010 a 2015**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/sinopses-estatisticas-da-educacao-superior>>. Acesso em: 20 jan. 2019.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo da Educação Básica: Microdados – 2015**. Disponível em: <<http://inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 20 jan. 2019.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices. **The World Bank**, 2010.

LEUVEN, E.; SIANESI, B. Psmatch2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. **Boston College Department of Economics**, 2003.

MARQUES, A. C. H.; CEPÊDA, V. A. Um perfil sobre a expansão do ensino superior recente no Brasil: aspectos democráticos e inclusivos. **Perspectivas: Revista de Ciências Sociais**, v. 42, 2012.

MICHALEK, J. Counterfactual impact evaluation of EU rural development programmes- Propensity Score Matching methodology applied to selected EU Member States. **Joint Research Centre**, v.2, 2012.

NIQUITO, T. W.; RIBEIRO, F. G.; PORTUGAL, M. S. Impacto da criação das novas universidades federais sobre as economias locais. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 51, 2018.

PASTOR, J. M.; PÉREZ, F.; DE GUEVARA, J. F. Measuring the local economic impact of universities: An approach that considers uncertainty. **Higher education**, v. 65, n. 5, p. 539-564, 2013.

PEIXOTO, B. T.; ANDRADE, M. V.; AZEVEDO, J. P. Avaliação econômica do Programa Fica Vivo: O caso piloto. Belo Horizonte: Texto para discussão. **UFMG: CEDEPLAR**, v. 336, 2008

PINTO, C.C. X. Pareamento. In: MENEZES-FILHO, N. et al. **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, p. 85-106, 2012.

REIS, E.; PIMENTEL, M.; ALVARENGA, A. I.; SANTOS, M. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. Rio de Janeiro: **Ipea/Dimac**, p. 40, 2008.

ROCHA, R. H.; MENEZES-FILHO, N.; OLIVEIRA, A. P. D.; KOMATSU, B. K. A relação entre o ensino superior público e privado e a renda e emprego nos municípios brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**: v. 47, n. 03, dez. 2017.

ROLIM, C.; SERRA, M. Instituições de ensino superior e desenvolvimento regional: o caso da região Norte do Paraná. **Revista de Economia**, 35(3), p. 87-102, 2009.

ROSENBAUM, P.R. *Observational Studies*. Springer, New York, 2002.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. **Journal of the American statistical Association**, v. 79, n. 387, p. 516-524, 1984.

RUBIN, D. B. Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3-4, p. 169-188, 2001.

SCHUBERT, T.; KROLL, H. Universities' effects on regional GDP and unemployment: The case of Germany. **Papers in Regional Science**, v. 95, n. 3, p. 467-489, 2016.

SÉCCA, R. X.; SOUZA, R. M. L. Análise do setor de ensino superior privado no Brasil. **BNDES Setorial**, v. 30, p. 103, 2009.

UMBACH, T. The economic and societal impact of the University of Minnesota. **University of Minnesota**, v. 14, p. 2012, 2011.

VALERO, A.; VAN REENEN, J. The economic impact of universities: Evidence from across the globe. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, Cambridge, n. 22501, 2016.

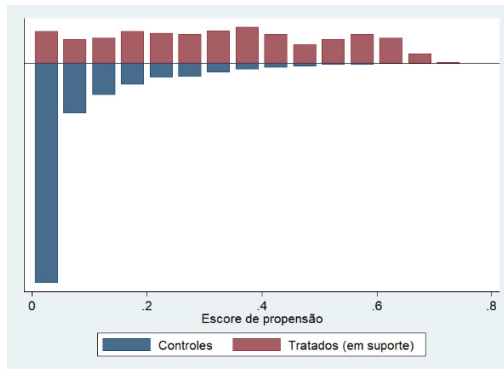
VINHAI, H. E.F. **Estudo sobre o impacto da expansão das universidades federais no Brasil**. 2013. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-20012014-152929/en.php> >. Acesso em: 01 ago. 2019.

WANG, H. C. Institutions of higher education and the regional economy: A long-term spatial analysis. **Economics Research International**, v. 2010, 2010.

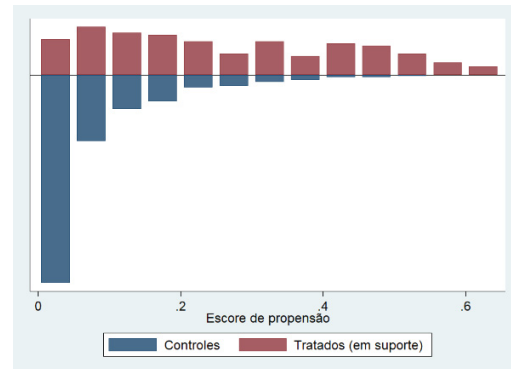
ANEXO 1

Distribuição de densidade dos escores de propensão

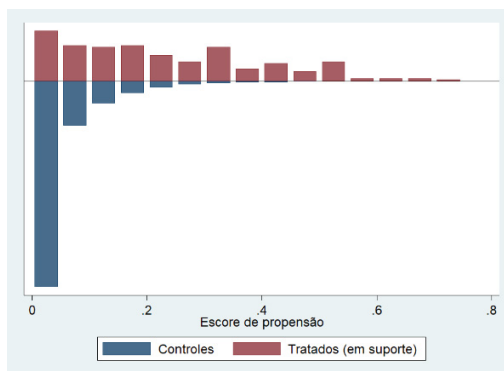
Modelo 1



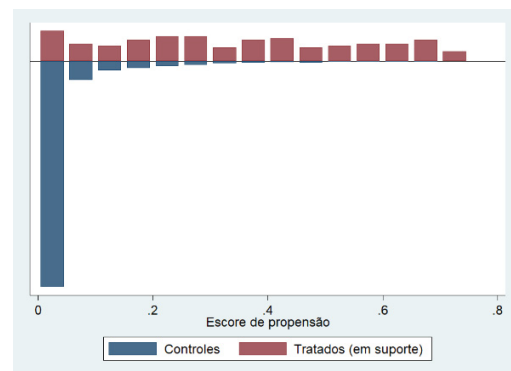
Modelo 2



Modelo 3



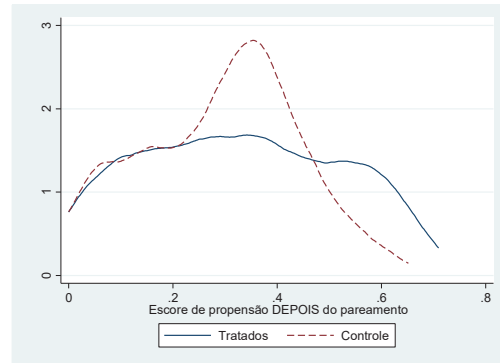
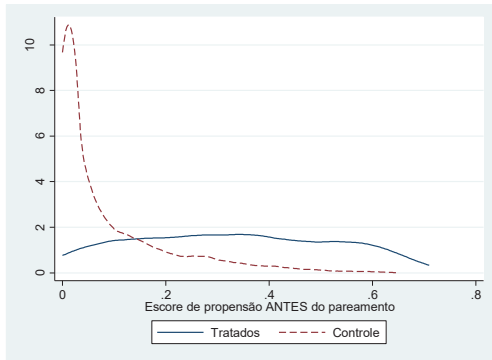
Modelo 4



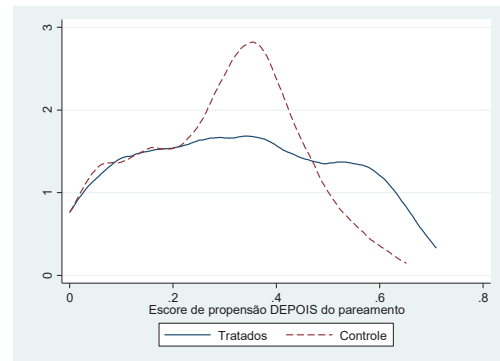
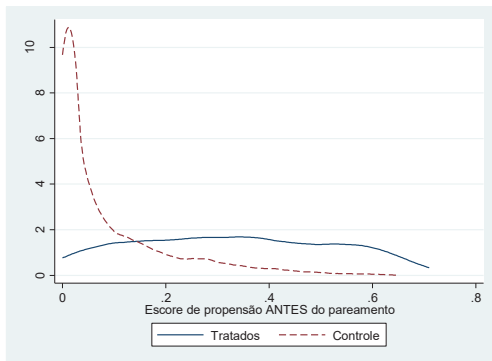
Gráficos dos escores de propensão

Modelo

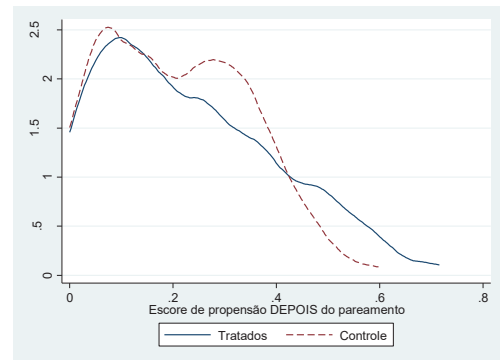
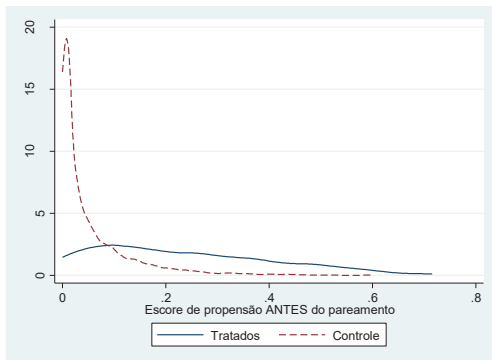
1



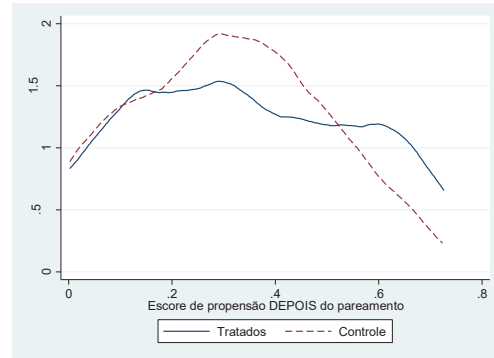
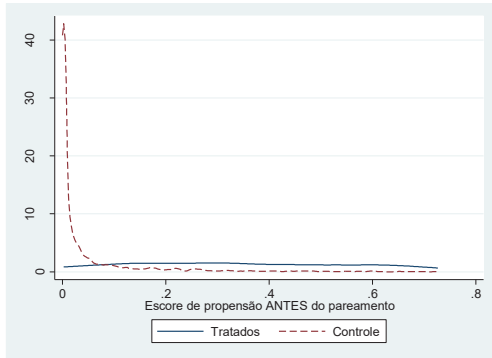
Modelo 2



Modelo 3



Modelo 4



ENSAIO 2: ANÁLISE DO IMPACTO ECONÔMICO LOCAL DA CRIAÇÃO DE IES NO PERÍODO RECENTE

2.1 INTRODUÇÃO

Nos últimos tempos vem crescendo na literatura estudos envolvendo a dinâmica de relação e impacto entre as instituições de ensino superior (IES) e meio regional a qual está inserida. No Brasil, esta temática ganha ainda mais força em virtude da recente expansão do ensino superior desde os anos 2000. Dada a complexidade e heterogeneidade não só das IES, mas também das regiões em que estão inseridas, torna-se importante conhecer esse processo de impacto para compreender de que forma a existência, a instalação, a permanência das IES e, os possíveis efeitos do conhecimento e da produção universitária são transmitidos regionalmente.

Assim, o objetivo do presente artigo é estimar o impacto local do surgimento em 2002 das primeiras instituições de ensino superior em municípios brasileiros, e avaliar esses impactos nas variáveis do PIB e do mercado de trabalho local entre 2002 e 2015. Para tanto, consideramos o fenômeno como um tratamento de política onde a exposição ao tratamento foi o recebimento de cursos superiores a partir de 2002. Neste modelo, um conjunto de municípios que nunca tiveram IES foi utilizado como grupo de controle no estudo observacional. A variável de tratamento, no que lhe concerne, foi retirada dos dados do Censo da Educação Superior do INEP e elaborada a partir da seleção de municípios sem matrículas e ingressos de alunos antes do ano base, 2002.

Para a estimação do impacto utilizamos dois métodos, um modelo de diferença em diferenças tradicional e um modelo de diferença em diferenças com o pareamento de escore de propensão. A utilização deste último método, teve como intuito parear os municípios semelhantes do grupo de controle e do grupo de tratamento antes da estimação e, assim, gerar estimadores de impacto robustos.

Apesar de uma extensa literatura que detalha os impactos das IES no crescimento econômico, pouco se fala sobre os gargalos que a educação básica pode formar em uma economia com população de baixo nível educacional. A exploração dos dados dos municípios de tratamento mostrou que estes municípios, em grande maioria, receberam cursos nas áreas de ciências humanas,

e principalmente em cursos de licenciatura ofertados por IES públicas. Após uma análise da estrutura educacional desses municípios, os resultados mostraram que os impactos das IES foram basicamente financeiros, como o crescimento da participação da administração pública no PIB e crescimento do emprego no comércio e na construção civil. Os impactos no PIB per capita e na participação dos salários no PIB foram negativos, reforçando a evidência de um mercado de trabalho voltado para os setores de comércio e construção civil, que se baseiam na contratação de pessoas com baixo nível de escolaridade. Assim, os impactos negativos no PIB e em muitas variáveis de mercado de trabalho denotam os limitantes para o impacto local das IES quando as economias são pouco desenvolvidas. Entretanto, esta análise foi feita para o curto prazo e a presença de um ensino superior voltado à formação de professores para o ensino básico pode se apresentar como a melhor alternativa de crescimento de longo prazo para estas economias.

Este trabalho se diferencia dos demais em vários aspectos. Primeiramente, por ser o primeiro estudo mais generalista sobre o impacto do surgimento das primeiras IES no período recente. Este tipo de análise, geralmente é feita com estudos de caso para o impacto de uma IES específica ou simplesmente utilizando a informação de criação de uma nova IES sem considerar as nuances da existência precedente de um arranjo educacional superior no local. Neste estudo, apenas municípios sem IES até 2002 foram selecionados, ou seja, o grupo de tratamento abrange apenas municípios de implementação tardia do sistema educacional superior. Outra diferença deste estudo é considerar todas as IES independentemente de sua categoria administrativa. Na maioria dos estudos encontrados na literatura brasileira (Vinhais, 2013; Barbosa et al., 2016; Niquito, Ribeiro e Portugal, 2018; Bernicker, 2018), as análises de impacto se restringem à IES públicas, especialmente as federais. Outro ponto interessante deste estudo é a desagregação dos resultados considerando as informações referentes às áreas dos cursos ofertados. Isso porque, ao se considerar todas as IES, o presente trabalho pode analisar as nuances do surgimento de cursos no que se refere a oferta diferenciada entre o setor público e privado no ensino superior. E por fim, este estudo também se diferencia pela quantidade de variáveis de resposta analisadas: ao todo são 16 variáveis de resposta do PIB e do mercado de trabalho. Com isso, foi possível diagnosticar problemas e verificar transformações na atividade econômica dos municípios tratados de forma bastante abrangente.

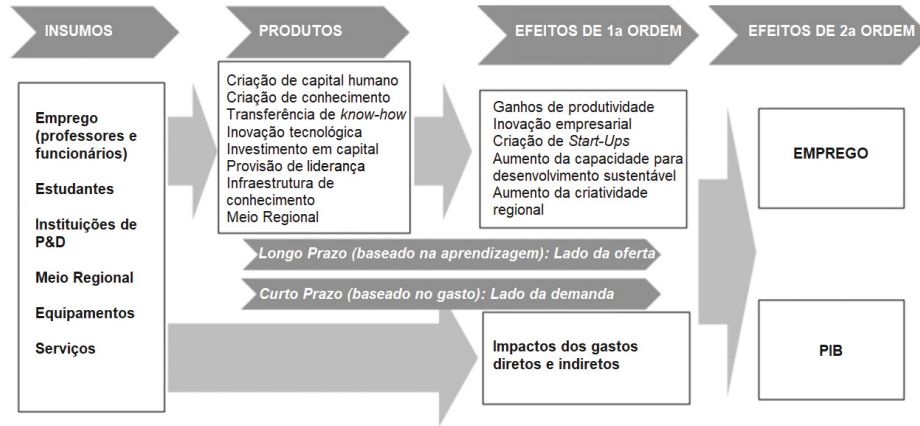
O presente ensaio está organizado da seguinte forma: após esta introdução, apresenta-se uma seção, 2.2, sobre o impacto do surgimento das IES; na seção 2.3, a descrevem-se a estratégia empírica e na 2.4 a base de dados. Na seção 2.5, apresentam-se os resultados e as discussões e, por fim, na seção 2.6, seguem as considerações finais.

2.2 IMPACTO REGIONAL DO SURGIMENTO DE INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR

Os estudos sobre o papel e o impacto regional das IES vem crescendo consideravelmente nas últimas décadas (FLORAX, 1992; STOKES E COOMES, 1998; YSERTE E RIVERA, 2008; CHIARINI E VIEIRA, 2012; KOTOSZ ET AL, 2015). Na literatura, diversos trabalhos têm buscado quantificar o impacto regional dessas instituições (FERNANDES, 2010; GOLDSTEIN E RENAULT, 2004; WANG, 2010; VALERO E REENEN, 2016; SCHUBERT E KROLL, 2016). Estes tipos de estudo também avançaram no Brasil (ROLIM E SERRA, 2009; VINHAIS, 2013; BARBOSA ET AL., 2016; MENEZES-FILHO ET AL, 2016; NIQUITO, RIBEIRO E PORTUGAL, 2018), especialmente a partir dos anos 2000 com a recente expansão do ensino superior experimentada pelo país. O crescente interesse nestes estudos ocorreu não só pelos resultados das atividades básicas de ensino, pesquisa e seus desdobramentos regionais das IES, mas também pelo desenvolvimento de uma terceira missão das IES relacionadas à transferência de conhecimento e contribuições para a sociedade em que estão inseridas. Isso porque muitas IES conseguem, quando envolvidas com a comunidade local, gerar impactos no meio regional para além de suas missões tradicionais de ensino e pesquisa, tornando-se também um importante agente econômico para o desenvolvimento regional. Neste trabalho, entretanto, não nos ateremos à verificação da terceira missão, mas sim aos possíveis impactos em diversas variáveis de atividade econômica decorrente da implementação do ensino superior em municípios em que antes não existiam essas instituições.

Na literatura, formas diversas de análise e cálculo de produtos e impactos gerados pelas IES podem ser encontradas. No que diz respeito à multidimensionalidade dos insumos, produtos e impactos regionais advindos de uma IES, a Figura 2 proposta por Schubert e Kroll (2016) sintetiza os fluxos e canais deste processo e demonstra como no curto ou no longo prazo podem gerar resultados no crescimento econômico de uma região.

FIGURA 2 - INSUMOS, PRODUTOS E EFEITOS REGIONAIS DAS ATIVIDADES DAS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR



FONTE: Traduzido de Schubert e Kroll (2016). Conteúdo de Schubert e Kroll (2016) baseado em Goldstein et al. (1995), Stokes e Coornes (1998), Segarra Blasco (2003).

Para compreender os mecanismos de impacto das atividades das IES, primeiramente devemos considerar que estes podem atuar no curto prazo, como um choque de demanda, ou no longo prazo, como um choque de oferta dado os impactos por meio do conhecimento.

No curto prazo, os impactos gerados pelas IES são baseados na despesa, ou seja, na efetivação financeira de um investimento. Neste sentido, a própria implementação da instituição causa impactos financeiros na região ao construir estruturas físicas, comprar equipamentos, contratar professores e funcionários (SCHUBERT E KROLL, 2016). Além disso, nessa abordagem de impacto financeiro, as IES podem impactar as empresas locais - dado o incremento de renda gasto no mercado local -, e o governo, com aumento da arrecadação de impostos (YSERTE E RIVERA, 2008). Somado a isso, o impacto também pode ser observado no mercado de trabalho local. Com o investimento financeiro da criação de cursos superiores, os residentes também são afetados com mais postos de trabalho e incremento salarial.

De acordo com Yserte e Rivera (2008), o modelo de demanda “mostra os efeitos na estrutura de produtividade de uma região como resultado de um ‘choque’ da demanda exógena final”, que pode ocorrer de forma direta, indireta ou induzida. Os efeitos diretos são aqueles que ocorrem no sistema produtivo dado o investimento inicial de criação de uma IES. Os efeitos indiretos, por sua vez, ocorrem com as trocas econômicas de bens e serviços entre os distintos

ramos econômicos após a primeira fase de efeitos diretos. Neste ponto, Yserte e Rivera (2008) destacam que as transações ocorrem sucessivamente até cessar as distintas necessidades de bens e serviços de cada área da produção econômica. E por fim, os efeitos induzidos são aqueles que decorrem das transações econômicas adicionais devido aos ganhos de rendimentos dos fatores de produção, dado o aumento da renda no sistema econômico local. Nesta linha, foi o trabalho seminal de Caffrey e Isaacs (1971) no *American Council on Education* que propôs o primeiro modelo de impacto financeiro das IES. Este trabalho influencia até os dias atuais a literatura empírica pelo lado dos choques de demanda.

Do ponto de vista de Fernandes (2010), a abordagem pelo lado da demanda pode ser considerada mais tradicional por contemplar apenas os fluxos financeiros gastos no local onde a IES é instalada. E nesta perspectiva, o impacto local das IES é calculado de acordo com a variação das atividades econômicas relacionadas ao seu funcionamento na região.

Por outro lado, os efeitos de longo prazo das IES são baseados no conhecimento gerado por elas. Os produtos de longo prazo são a criação de capital humano e a produção de conhecimento, além de capacitação e inovação. Apesar de muitas vezes ser difícil de mensurar, o impacto destes produtos pode ser fundamental para o desenvolvimento sustentável da região. Portanto, como efeitos de primeira ordem temos os ganhos de produtividade, a inovação, a criação de empresas e o aumento tanto da capacidade de desenvolvimento sustentável quanto da criatividade regional. Esses efeitos de primeira ordem seriam, assim, canais para os impactos de segunda ordem, ou seja, no emprego e no PIB da região (Figura 2).

Assim, a abordagem pelo lado da oferta determina que para mensurar o impacto econômico regional das IES deve-se considerar a capacitação e a pesquisa gerada por elas. Neste sentido, alguns modelos como o de Bluestone (1993), foram desenvolvidos com o intuito de calcular o ganho regional de produtividade e retornos econômicos obtidos pela formação de trabalhadores mais qualificados. Bluestone (1993) analisa o impacto do ensino superior na economia em três aspectos: considerando as IES como um instrumento de investimento, calculando o incremento monetário (e não o valor total) devido à inserção daquela IES na região e, por fim, calculando o impacto da arrecadação adicional de impostos auferida dado os maiores retornos econômicos dos graduados.

Ainda com relação à capacitação, os impactos das IES podem ultrapassar os incrementos financeiros, afetando o produto, o mercado de trabalho e a capacidade de inovação regional. A esse respeito, as próximas seções trazem à discussão como uma IES pode afetar a atividade econômica, principalmente o mercado de trabalho e ser um elemento chave para a inovação regional. Isso porque, a capacitação da mão de obra gerada pelas IES pode afetar tanto o emprego quanto as relações salariais localmente. Por outro lado, temos o papel das IES nos Sistemas Regionais de Inovação, em que entram como importante ator no processo de aprendizado, sendo assim fundamental para o bom funcionamento do sistema.

2.2.1 As IES como provedoras de ensino superior e impacto na atividade econômica

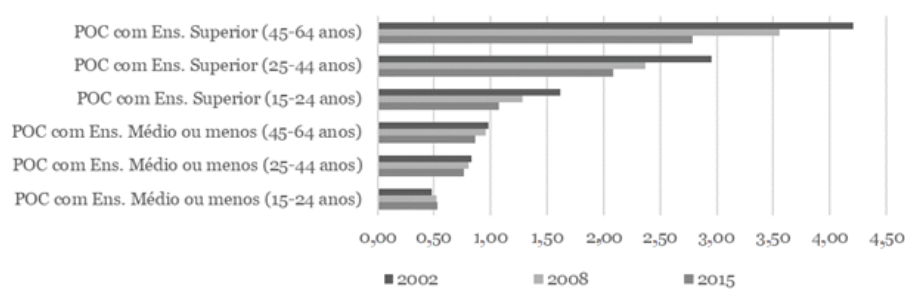
Além de gerar empregos diretos no curto prazo, o surgimento de uma IES pode também abrir possibilidades para que no longo prazo, ocorra o aumento do emprego e do nível educacional na região em que está instalada. A esse respeito, discutiremos brevemente os possíveis impactos do aumento da formação superior, ou seja, da criação de capital humano na atividade econômica. Nesta subseção, primeiramente falaremos da relação entre os níveis educacionais e salários. Posteriormente, apresentamos a importância da área de ensino superior nas variáveis da atividade econômica.

Bem consolidada na literatura econômica, a relação entre nível de escolaridade e salários vem sendo analisadas desde os trabalhos de Schultz (1960) e Becker (1962). Estes trabalhos seminais consideraram o investimento em educação como uma forma de estoque de conhecimento, designado como “capital humano”. Entretanto, foi no trabalho seminal de Mincer (1974), que uma equação de determinação de salários foi formulada para estimar os retornos à educação. Denominada de “equação minceriana”, esta relacionava escolaridade e experiência ao nível de renda do trabalho e determinava uma relação positiva entre elas. Ou seja, quanto maior a escolaridade, maiores seriam os salários. Do ponto de vista de Mincer (1984), o pagamento de maiores salários para trabalhadores com maiores níveis educacionais, estaria relacionado à convicção que estes apresentariam maiores habilidades e produtividade. O que, individualmente, geraria uma positiva taxa de retorno da educação para o trabalhador que compensaria os

investimentos feitos em educação. Assim, dado o aumento de demanda por mão de obra qualificada, haveria uma elevação da taxa de retorno sobre a escolaridade, o que poderia, como descrito por Mincer (1984), aumentar as matrículas até que esse retorno se reduza ao nível de equilíbrio.

Em países em desenvolvimento como o Brasil, o prêmio salarial por escolaridade ainda é bastante alto (COELHO E CORSEUIL, 2002; BARBOSA FILHO E PESSOA, 2008; SULIANO E SIQUEIRA, 2012). Por isso, os resultados das estimações das taxas de retorno à educação no Brasil continuam apontado a educação como um investimento extremamente vantajoso, especialmente com relação à educação superior (BARBOSA FILHO E PESSOA, 2008). Para ilustrar esse fato, a Figura 3 apresenta a evolução da razão dos salários médios por nível educacional e grupo etário em relação ao salário médio total, para os anos 2002, 2008 e 2015 no Brasil. A idade, que na equação minceriana pode ser utilizada como *proxy* para experiência, também é uma variável que afeta os rendimentos da população ocupada. Conforme descrito por Grund e Westergård-Nielsen (2005) e atestado na Figura 3, quanto maior a faixa etária do trabalhador, maior a experiência, moral de trabalho e conscientização para a qualidade, e isso, seria traduzido em maiores níveis salariais.

FIGURA 3 - RAZÃO DOS SALÁRIOS MÉDIOS POR GRUPO ETÁRIO E NÍVEL DE ESCOLARIDADE EM RELAÇÃO AO SALÁRIO MÉDIO TOTAL



FONTE: Elaboração própria com dados da PNAD (2002, 2008 e 2015) para o Brasil. Notas: POC = população ocupada.

Os dados da Figura 3 mostram que um jovem trabalhador com idade entre 15 e 24 anos e educação superior⁸ chegou a ganhar 3,4 vezes mais do que um jovem com menor nível educacional em 2002, e 2 vezes mais em 2015. Para trabalhadores entre 25 e 44 anos, a diferença salarial entre pessoas com graduação e sem, foi de 3,5 vezes mais para os primeiros em 2002 e 2,7 em 2015. No grupo de trabalhadores entre 45 e 64 anos, a diferença foi ainda maior: 4,3 vezes mais em 2002, e caindo para 3,2 vezes mais em 2015.

Apesar de ainda ser alta, a desigualdade salarial entre a população ocupada com ensino superior completo e a população com ensino médio ou menos, vem sendo reduzida desde 2002 conforme exposto na Figura 3 e apontado no estudo de Tavares (2007). Mesmo assim, a população ocupada com educação superior ganha quase três vezes mais salários médios do que a população sem ensino superior. Nesta mesma linha, em um estudo feito para o Brasil com graduados de diversos cursos superiores e não graduados, Néri (2005) concluiu que os graduados que ganham salários mais baixos, em média, recebem mais do que os salários médios pagos aos trabalhadores com escolaridade menor.

Na discussão entre salários e ensino superior, dois pontos devem ser frisados. Primeiramente, é importante lembrar que a evidência empírica que relaciona os prêmios salariais e nível educacional nem sempre condiz com a teoria do capital humano que maiores níveis educacionais geram maior produtividade, sendo muitas vezes apenas uma sinalização de maiores habilidades (SPENCE, 1973; MENEZES-FILHO ET AL, 2016). Assim, os impactos no PIB regional dependerão se a elevação do nível educacional estará relacionada a aumentos na produtividade. Em segundo lugar, os ganhos de produtividade dos trabalhadores graduados, quando ocorrem, nem sempre advém da obtenção de um ensino superior. Segundo Becker (1993), Thacker (1995) e Lindahl e Regnér (2002), podem existir diversos outros fatores que afetam a produtividade do trabalho como qualidade do curso superior feito e as características intrínsecas e habilidades inatas do trabalhador. A esta última lista, acrescentaríamos aqui a área de conhecimento do ensino superior.

Diferentes áreas do ensino superior podem afetar os resultados de impacto das IES no emprego e no PIB de maneira também diversa. Nesta linha, o trabalho de Menezes-Filho et al.

⁸ A referência etária para graduados é, na verdade, entre 21 e 24 anos.

(2016) procurou investigar a relação entre a proporção de adultos com ensino superior e variáveis de mercado de trabalho e renda nos municípios brasileiros entre 2000 e 2010. Os autores também segregaram a análise dos impactos por área de conhecimento do curso de formação dos trabalhadores. Os resultados deste trabalho mostraram que a área de “Agricultura e Veterinária” estão associadas à maior variação salarial e de renda per capita, mas apresentou-se positivo também para as áreas de “Educação” e de “Saúde e Bem-estar”. Entretanto, na área com maior número de concluintes, “Ciências Sociais, Negócios e Direito”, os resultados foram positivos e significantes apenas para a taxa de ocupação. Esses resultados sugerem que existe uma dinâmica de correlação entre as áreas de conhecimento, PIB e mercado de trabalho, em que o impacto das IES como provedora de capital humano e conhecimento dependem do contexto atual de oferta e demanda de profissionais de cada área.

Esses pontos são importantes, porque, na interpretação dos resultados dos impactos do surgimento das IES sobre a atividade econômica, não podemos diretamente associar ganhos salariais ao aumento de produtividade na economia regional. Outro ponto relevante a se considerar na análise é, por exemplo, a área de formação e o setor em que o trabalhador atua.

2.2.2 As IES como componente dos Sistemas Regionais de Inovação

A educação superior, além de formar recursos humanos para o mercado de trabalho, também tem como função “formar cidadãos com espírito crítico que possam contribuir para solução de problemas cada vez mais complexos da vida pública” (BRASIL, 2007). A capacidade de resolução de problemas, implica na formação de uma mão de obra capaz de absorver e aplicar conhecimentos, e num nível mais elevado, produzi-los também. De acordo com a Figura 2, um dos possíveis produtos de longo prazo das atividades de pesquisa das IES seria a produção de conhecimento, que como efeito de primeira ordem poderia afetar a inovação e criatividade no meio regional. Considerando o progresso técnico como fundamental para o desenvolvimento e crescimento econômico (CHIARINI E VIEIRA, 2012), a presença de uma IES se torna bastante relevante por ser capaz de formar capital humano qualificado e produzir conhecimento e inovação. Esses elementos teriam a capacidade de formar as bases, juntamente com outros elementos, para

um Sistema Regional de Inovação (SRI). Doloreux e Parto (2004) conceitua um SRI como um sistema de cooperação na atividade de inovação entre firmas, organizações que criam e difundem conhecimento e uma cultura inovadora de apoio que permite que os elementos envolvidos progridam ao longo do tempo.

Segundo Cooke, Uranga e Etxebarria (1997), existem três formas institucionais cruciais para o funcionamento de um SRI⁹: as instituições financeiras, a cultura produtiva (formada por diversos sistemas relacionados que interligam o sistema produtivo e o sistema social) e o aprendizado. Com relação ao aprendizado, Cooke, Uranga e Etxebarria (1997) alegam que não existem mudanças e inovação sem ele, pois é extremamente importante para o aumento da competitividade regional. Portanto, os elementos principais envolvidos no processo de inovação são as pesquisas universitárias, os institutos de pesquisa, agências de transferência de tecnologia, organizações de desenvolvimento de habilidades, financiamento e inovação, além de empresas grandes e pequenas (COOKE, URANGA E ETXEBARRIA, 1997).

Como um desses agentes, as instituições de ensino superior têm diversas funções e, além de criar capital humano, podem ser responsáveis por criar e disseminar novos conhecimentos e tecnologias, sendo consideradas agentes estratégicos para alcançar economias avançadas (CHIARINI E VIEIRA, 2012). Além de qualificar, as IES têm o papel de elevar a absorção de conhecimento, o que gera uma sociedade mais capaz de utilizar os conhecimentos aprendidos e não apenas copiar o que já foi gerado. Neste sentido, uma atuação importante seria a de agir como fornecedora de pesquisa e desenvolvimento (P&D) para o setor produtivo, dado o estreitamento da relação IES-empresa (CHIARINI E VIEIRA, 2012).

É neste contexto que, mais uma vez, as IES têm um papel fundamental no processo de crescimento regional. Entretanto, o processo inovativo e interligado com o intuito de desenvolvimento local só terá papel preponderante caso a IES estabeleça “vínculos e compromissos intensos com o futuro da região e o produto do seu trabalho, além de ter como referência a qualidade acadêmica universal, está voltado para a superação das questões da região” (ROLIM E SERRA, 2009). Quando isso não ocorre, a IES pode estar apenas utilizando do espaço local sem se envolver com a região e direcionando seu trabalho para regiões externas àquela em que está inserida.

⁹ Para maior detalhamento sobre os Sistemas Regionais de Inovação ver Cooke, Uranga e Etxebarria (1997).

Outro ponto importante é levantado no estudo de Chiarini e Vieira (2012). Segundo os autores, a função das IES pode ser semelhante nos diferentes países em processo de industrialização ou já industrializados, entretanto, a importância de seu papel se difere expressivamente em cada um deles. Isso porque, a produção de conhecimento tem intensidades também diferentes entre estes países. Partindo do pressuposto que o progresso técnico é um elemento essencial para o crescimento econômico, ele necessita de conhecimento científico-tecnológico para ser gerado ou absorvido no sistema, dada a interação de agentes econômicos. Porém, para garantir que essa relação ocorra é necessária, conforme Chiarini e Vieira (2012), a formação em áreas estratégicas fundamentais para o desenvolvimento industrial e científico-tecnológico do Brasil.

Entretanto, quando analisamos os dados de oferta de cursos de graduações presenciais no país, percebemos que ela é bastante concentrada. Segundo os dados apresentados na Tabela 14, dos 33 mil cursos de graduação presencial existentes no Brasil, 52% pertencem às áreas de “ciências sociais, negócios e direito” e “educação”. A área de “ciências, matemática e computação” representam 10% dos cursos e área de “engenharia, produção e construção”, 15%. As demais áreas correspondem aos restantes 23% dos cursos. Nesta linha, o trabalho de Chiarini e Vieira (2012) atestou que o Brasil aloca grande parte de seus recursos financeiros em pesquisa científica para as áreas de “Engenharia, Produção e Construção” e “Saúde e Bem-Estar Social”. Entretanto, a alocação de recursos humanos para as pesquisas se concentra nas áreas de “Ciências Sociais, Negócios e Direito” e “Humanidades e Artes” (37%), enquanto 13% dos pesquisadores estão nas áreas de engenharia.

Assim, na análise de um possível SRI que tenha sido desenvolvido com produtos gerados pelas IES, a área de formação e de pesquisa, dentre outros elementos, podem se apresentar como limitantes. Apesar da produção de capital humano, a discussão que perneia a situação do Brasil perpassa também pela área das pesquisas e possíveis resultados de inovação. Segundo Chiarini e Vieira (2012), os baixos valores de recursos humanos em pesquisas voltadas às engenharias e ciências podem ser bastante preocupantes já que o país precisaria de capital humano capacitado em áreas tecnológicas para se desenvolver.

TABELA 14 - NÚMERO DE CURSOS DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL POR CATEGORIA ADMINISTRATIVA, SEGUNDO A ÁREA GERAL DO CONHECIMENTO (OCDE) – BRASIL – 2015

Área de conhecimento do curso	Pública	(%)	Privada	(%)	Total	(%)	Ranking
Agricultura e Veterinária	578	5%	381	2%	959	3%	8º
Ciências Sociais, Negócios e Direito	1608	15%	8327	37%	9935	30%	1º
Ciências, Matemática e Computação	1193	11%	2099	9%	3292	10%	5º
Educação	4165	39%	3461	15%	7626	23%	2º
Engenharia, Produção e Construção	1543	14%	3394	15%	4937	15%	3º
Humanidades e Artes	605	6%	963	4%	1568	5%	6º
Saúde e Bem-Estar Social	814	8%	3215	14%	4029	12%	4º
Serviços	263	2%	892	4%	1155	3%	7º
Total	10769	100%	22732	100%	33501	100%	

FONTE: Elaboração própria com dados da Sinopse Estatística do CES do INEP (2015).

Após a discussão sobre os impactos das IES no mercado de trabalho e PIB, importância nos SRI e contextualização das áreas de conhecimento que mais apresentam cursos superiores no Brasil, passaremos à estratégia empírica utilizada neste trabalho.

2.3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O objetivo deste ensaio é detectar o impacto na atividade econômica e no mercado de trabalho do surgimento de instituições de ensino superior em determinados municípios brasileiros entre 2002 e 2015, considerando este evento como tratamento em um estudo observacional. São considerados “tratados” os municípios que receberam seus primeiros cursos superiores a partir de 2002. Este grupo será comparado a um grupo de controle que corresponde aos municípios sem a presença de cursos superiores até 2015. Para captar o impacto do tratamento, diversas variáveis de resposta serão utilizadas, como PIB per capita, intensidade da massa salarial no PIB, participação da população ocupada por setor, entre outras. No modelo, o ano pré-tratamento será 2002 e pós-tratamento 2015. Como estratégia empírica, empregaremos um modelo de impacto de diferença em diferenças (DID) e um modelo que combina a estratégia anterior com o modelo de pareamento por escore de propensão (PSM). Ambos os métodos serão estimados sem e com covariáveis. Quando utilizadas, as covariáveis tem a função de controlar efeitos observáveis que podem afetar as variáveis de impacto, mas não podem ser correlacionadas com o efeito tratamento. Inclui-se no conjunto de covariáveis características geográficas, demográficas e sociais dos municípios que poderiam também afetar as variáveis de atividade econômica e de mercado de trabalho durante o período de análise.

Nas próximas subseções apresentaremos o modelo DID, que será implementado nas estimações E(1) (sem covariáveis) e E(2) (com covariáveis). Logo após o modelo de PSM é apresentado, bem como a combinação entre DID e PSM. Este modelo combinado será empregado nas estimações E(3) (sem covariáveis) e E(4) (com covariáveis) deste ensaio.

2.3.1 O método de Diferença em Diferenças

Para as estimações E(1) e E(2) utiliza-se o método de Diferença em Diferenças (DID). Foguel (2012), define o estimador de diferença-em-diferenças, β_{DID} , como o valor obtido pelo cálculo da dupla diferença de médias de uma variável de resultado:

$$\beta_{DID} = \{E[Y|T = 1, t = 1] - E[Y|T = 0, t = 1]\} - \{E[Y|T = 1, t = 0] - E[Y|T = 0, T = 0]\} \quad (1)$$

onde Y representa a variável de resposta do modelo, T representa a variável de tratamento que assume o valor 1 caso tratado e 0 caso contrário; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento e 1 no período pós tratamento. Assim, o estimador DID compara mudanças nas variáveis de resultado do grupo de tratados e não tratados nos períodos pré e pós tratamento. Conforme Michalek (2012), a vantagem do estimador DID é permitir que a variável de tratamento dependa tanto de covariáveis observáveis como não observáveis, desde que o viés de seleção seja invariante no tempo, e por isso, diferenciado no método.

Uma outra forma de especificar o método de DID é utilizando a especificação de uma equação estimada por mínimos quadrados ordinários. Segundo Foguel (2012), o modelo básico em formato de equação pode ser expresso como:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_{DID} t_{it} T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Considerando i como região, e no caso deste ensaio um município, T_i representa, então, uma *dummy* de tratamento que assume o valor 1 caso o município i seja tratado e 0 caso contrário; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento e 1 no período pós tratamento e ε é o erro padrão. Os parâmetros β_1 e β_2 captam, respectivamente, os efeitos médios entre os períodos pré e pós tratamento e os efeitos médios do tratamento. Nossa variável de interesse é o parâmetro β_{DID} que captura o efeito médio do tratamento no período pós-tratamento.

Uma das principais hipóteses para que o estimador DID não seja viesado é a hipótese de tendência paralela (FOGUEL, 2012). Na ausência do tratamento, esta hipótese pressupõe que a tendência da variável de resultado do grupo de tratamento deva ser idêntica à trajetória da variável de resultado do controle ao final do período. Deste modo, os fatores não observáveis do grupo de tratamento e do grupo de controle necessitam perpassar a mesma tendência. Neste ensaio não testaremos esta hipótese pois o foco da estratégia empírica é utilizar o método de pareamento amostral e assim selecionar municípios similares e comparáveis antes de aplicar o modelo DID. As estimações 1 e 2 do método de DID terá mais um caráter comparativo do que expressivo em nossa análise.

2.3.2 Modelo PSM e DID

Para as estimações E(3) e E(4) utilizaremos o método de pareamento por escore de propensão (PSM) sugerido por Rosenbaum e Rubin (1983) combinado com a metodologia de diferenças em diferenças (DID) para tratamentos binários. Segundo Peixoto, Andrade e Azevedo, (2008), a aplicação conjunta destes métodos garante que o efeito do tratamento não seja viesado. Isso porque, por um lado o PSM minimiza o viés proveniente da distribuição de características observáveis e, por outro lado, o DID reduz o viés de seleção. Modificada de Khandker, Koolwal e Samad (2010), as etapas da estratégia empírica empregada neste ensaio, podem ser sumarizadas da seguinte maneira:

- 1) Os escores de propensão são calculados empregando um modelo *probit* de probabilidade de um município receber o tratamento, atendendo as propriedades de balanceamento e suporte comum. Para tanto, realiza-se os testes de média para testar a redução do viés amostral entre os grupos de controle e de tratamento, e aplica-se o teste de sensibilidade de Rosenbaum para detectar possíveis vieses ocultos.
- 2) Os escores de propensão do passo anterior são utilizados no pareamento entre municípios tratados e de controle utilizando o PSM.
- 3) Utiliza-se os escores de propensão como peso na regressão final de um modelo DID.

As etapas supracitadas do procedimento econométrico serão explicadas nas próximas subseções.

2.3.3 Pareamento por escore de propensão (PSM)

Diferentemente de um experimento, em um estudo observacional não podemos garantir a randomização da aplicação do tratamento e, por isso, como exposto por Rosenbaum e Rubin (1984), os grupos de tratados podem se distinguir consideravelmente do grupo de controle, tornando-os incomparáveis. Uma das formas utilizadas para contornar este problema é a

estratificação amostral de acordo com alguma variável importante para o modelo. Entretanto, o ajuste da estimação torna-se cada vez mais complexo à medida que se aumenta as covariáveis importantes para o modelo. Assim, a estimação de um escalar que sumarizasse este conjunto de covariáveis poderia ser utilizado para parear o grupo de tratamento com o grupo de controle. Este escalar foi designado por Rosenbaum e Rubin (1983) de *escore de propensão*. Dado um conjunto de covariáveis observadas X , o *escore de propensão* é definido como sendo a probabilidade condicional de atribuição da variável de tratamento:

$$P(T = 1 | X) = P(X) \quad (3)$$

No caso deste ensaio, o *escore de propensão* calculará a probabilidade de um município dentre vários municípios que nunca tiveram cursos superiores, receber seu primeiro curso superior dado um conjunto de covariáveis de características X referente ao município em questão. Na equação (1), T representa a variável de tratamento binária que recebe o valor 1 caso o município tenha recebido o tratamento.

O pareamento amostral dos municípios é feito conforme a semelhança do *escore* gerado pela função de probabilidade. Para que os resultados dos estimadores sejam próximos aos dos experimentos randomizados, ou seja, para redução do viés de seleção, Rosenbaum e Rubin (1983) recomendam que duas hipóteses sejam verificadas:

Hipótese 1 – Independência Condicional (*Ignorable treatment assignment*): dado o conjunto de covariáveis observáveis X , os resultados potenciais (Y_0 quando $T = 0$ e Y_1 quando $T = 1$) são independentes da atribuição do tratamento T . Isto implica que dado um mesmo conjunto de covariáveis X , dois municípios possuem a mesma probabilidade de receber o tratamento.

$$Y_0, Y_1 \perp T | X \quad (4)$$

Hipótese 2 – Suporte comum: a distribuição do *escore de propensão* estimado deve pertencer a uma região comum entre os municípios tratados e não tratados. Desta maneira, para cada valor de X , devem existir municípios tanto no grupo de controle quanto no grupo de tratamento.

$$0 < \Pr(T = 1 | X) = P(x) < 1 \quad (5)$$

Caso as duas hipóteses acima sejam atendidas, temos o que Rosenbaum e Rubin (1983) denominam de *strongly ignorable*. Neste caso, todo viés decorrente das covariáveis observadas pode ser removido e, posteriormente ao pareamento, os grupos de tratados e de controle podem ser considerados homogêneos em relação à distribuição de X e do escore de propensão estimado, independentemente do tratamento: $T \perp X \mid P(X)$. Esta hipótese é considerada forte pois delimita que apenas poderá haver fatores observáveis que afetem a aplicação do tratamento. Entretanto, esta hipótese que pode ser flexibilizada com a combinação do método DID, já que este último tem a capacidade de reduzir o viés de seleção para características não observáveis, mas constantes no tempo.

Com o intuito de verificar o balanceamento do grupo de tratamento e controle após o pareamento amostral, testaremos estatisticamente a diferença de médias das covariáveis para cada grupo. Para tanto, as estatísticas B e R de Rubin são empregadas como medidas globais que ajudam a identificar desequilíbrios nas covariáveis. Segundo Leuven e Sianesi (2003), a estatística B de Rubin consiste na diferença padronizada absoluta das médias do índice linear do escore de propensão dos grupos pareados de tratamento e de controle. Já o R de Rubin equivale à razão das variâncias dos grupos de controle e de tratados pareados. Rubin (2001) recomenda que o valor de B seja menor que 25 e o valor de R esteja entre 0,5 e 2 para que as amostras sejam consideradas balanceadas.

Por fim, utiliza-se a análise de sensibilidade de Rosenbaum (2002) para testar a presença de viés oculto, e assim, a consistência dos resultados dos estimadores do efeito do tratamento baseados no PSM. Segundo Rosenbaum (2002), há viés de omissão se para dois municípios i e j , por exemplo, estes tenham as mesmas variáveis observadas X , porém diverjam nas chances π de recebimento do tratamento, ou seja, $X_i = X_j$ mas $\pi_i \neq \pi_j$. Segundo Rosenbaum (2002), a probabilidade destes municípios receberem o tratamento será $\pi_j/(1 - \pi_j)$ para j e $\pi_i/(1 - \pi_i)$ para i , e então, a razão de probabilidade será a razão dessas probabilidades. Supondo que essa razão de probabilidades para municípios com os mesmos valores das covariáveis X sejam no máximo $\Gamma \geq 1$, temos que:

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_i(1-\pi_j)}{\pi_j(1-\pi_i)} \leq \Gamma \quad \text{para todo } i \text{ e } j \text{ com } X_i = X_j \quad (6)$$

Portanto, se $\Gamma = 1$, temos que $\pi_i = \pi_j$ dado que $X_i = X_j$ e o modelo não apresentaria viés omitido. Se $\Gamma = 2$, como referido por Rosenbaum (2002), dois municípios análogos com relação às covariáveis, irão divergir em duas vezes na chance de recebimento do tratamento. Em resumo, o PSM será sensível caso baixos valores de Gamma (Γ) forem suficientes para modificar a inferência do modelo. Desta maneira, quanto maior o valor crítico de Γ (quando o p-valor atinge 0,05) mais robusto é o PSM à presença de viés de omissão. Para Diprete e Gangl (2004), valores de Γ inferiores a 1,10 sugerem forte interferência de variáveis não observadas e este seria o valor limite utilizado neste estudo para testar a sensibilidade do PSM. Continuando com o procedimento metodológico, na próxima subseção apresenta-se a combinação do método de diferenças em diferenças da subseção anterior e o PSM apresentado nesta subseção.

2.3.4 Combinando o PSM no método DID

De acordo com Pinto (2012), com a aplicação combinada do PSM e o DID, o pareamento amostral tem a capacidade de reduzir o viés de seleção de variáveis observáveis e o estimador DID, de retirar, pela diferenciação, o viés de seleção devido a fatores não observáveis constantes no tempo. Logo, modelo final estimado neste ensaio será:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_{DID} tT_{it} + \delta_0 X_{it} + \varepsilon_{it} \text{ [ponderado pelo } PSM_i], \quad (7)$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

onde i é o município, T representa a *dummy* de tratamento que assume o valor 1 (um) caso o município (dentre os vários municípios que nunca tiveram cursos superiores) receba seu primeiro curso superior a partir de 2002 e 0 (zero) caso contrário, ou seja, caso o município nunca tenha recebido nenhum curso superior até 2015; t é a *dummy* de tempo que assume o valor 0 no período pré-tratamento (2002) e 1 no período pós-tratamento (2015) e ε é o erro padrão. O parâmetro β_{DID} é o estimador de diferença-em-diferenças, ou seja, o impacto do tratamento e é nosso parâmetro de interesse. Produzido em uma regressão de mínimos quadrados ponderada pelo escore de propensão, este parâmetro gera um estimador β_{DID} totalmente eficiente (Hirano, Imbens e Ridder, 2003).

Em sua especificação, a equação (7) admite um vetor de covariáveis observáveis X que permite a redução de possíveis vieses de seleção amostral. A equação é ponderada pelos escores

propensão calculados para o período pré-tratamento, 2002. Assim, conforme Khandker, Koolwal e Samad (2010), o pareamento amostral dentro do suporte comum no período pré-tratamento pode resolver o problema de tratamentos não aleatórios. Conforme anteriormente citado, além da estimação da equação (7) que combina os modelos de PSM e DID sem (E(3)) e com covariáveis (E(4)), as estimações do modelo DID tradicional representada pela equação (1) sem (E(1)) e com covariáveis (E(2)) também serão estimadas com o objetivo de verificar a consistência dos resultados com a aplicação de diferentes métodos. Na próxima seção especifica-se a base de dados utilizada neste ensaio.

2.4 BASE DE DADOS

O objetivo deste estudo é analisar o impacto local na atividade econômica e no mercado de trabalho do surgimento de Instituições de Ensino Superior nos municípios brasileiros, com o intuito de encontrar possíveis divergências de trajetórias entre municípios com e sem ensino superior no Brasil. Para este trabalho, utilizamos dados de três principais fontes: dados referentes ao ensino superior coletados do Censo da Educação Superior do INEP para os anos 2000 a 2015, dados da população e PIB do IBGE para 2002 e 2015, bem como dados do Censo Demográfico do IBGE para o anos de 2000 e dados de salários e emprego formal da RAIS – BRASIL (2002) e BRASIL (2015).

A escolha do ano inicial deste estudo se baseou, primeiramente, nos dados apresentados na Tabela 15. No início da década de 2000, os municípios brasileiros receberam 4271 novos cursos superiores, o que correspondeu a um aumento de 59% do que havia sido criado anteriormente. Para o ano base deste estudo, escolhemos entre 2000 e 2003, o ano de 2002 por apresentar o maior número municípios que receberam suas primeiras vagas em cursos superiores presenciais. Conforme a Tabela 15, no ano de 2002, 1195 municípios receberam novos cursos, sendo que 71 deles pela primeira vez. Para estes últimos, a proporção de matrículas e ingressantes per capita foi de 0,31% e 0,27%, respectivamente, sendo maiores do que a porcentagem nos anos 2001 e 2003, perdendo apenas para o ano 2000.

Entretanto, outro ponto importante para a preferência do ano de 2002 como ano base deste estudo foi a compatibilidade, a partir deste ano, dos dados de mercado de trabalho coletados na RAIS. O ano final selecionado foi 2015, por ser o ano mais recente em que há disponibilidade dos dados a nível municipal para a execução de nossa análise.

TABELA 15 - DADOS DA CRIAÇÃO DOS PRIMEIROS CURSOS SUPERIORES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS ENTRE 2000 E 2003

Ano	Número total de cursos superiores criados naquele ano	Número de municípios que receberam os primeiros cursos superiores naquele ano	Matrículas dos mun. que receberam os primeiros cursos superiores	Ingressantes dos mun. que receberam os primeiros cursos superiores	População agregada dos mun. que receberam os primeiros cursos superiores	Matrículas/População	Ingressantes/População
Antes de 2000	7217						
2000	932	43	7128	6498	2102400	0,34%	0,31%
2001	1021	46	7750	7819	3773271	0,21%	0,21%
2002	1195	71	9602	8281	3093616	0,31%	0,27%
2003	1123	41	9149	7517	2967726	0,31%	0,25%

FONTE: Elaboração própria com dados do INEP (1999 a 2003) e do IBGE (1999 a 2003).

Deste modo, o espaço temporal entre 2002 e 2015, foi o maior possível considerando a limitação da disponibilidade e compatibilidade de dados, pois conforme Vinhais (2013) e Niquito, Ribeiro e Portugal (2018), é necessário tempo para que os efeitos das IES causem impactos regionais. Nossa análise será então de curto prazo pois, como o processo de expansão do ensino superior é bastante recente, apenas nas próximas décadas poderemos estudar os impactos de longo prazo desta mudança. Este estudo, mesmo sendo uma análise de 13 anos, se diferencia dos demais por abranger um horizonte temporal maior e mais recente do que os demais estudos como o de Vinhais (2013), Barbosa et al. (2016) e Niquito, Ribeiro e Portugal (2018). Estes trabalhos utilizam o Censo Demográfico do IBGE para os anos 2000 e 2010 e por isso, não conseguem por exemplo, captar todo o período do programa REUNI (que ocorreu entre 2007-2012) e parte do programa PROUNI (a partir de 2005) do governo federal de expansão do ensino superior.

A seguir detalharemos as variáveis utilizadas no modelo e a forma em que foram construídas.

i) Variável de tratamento

A variável de tratamento é definida como uma variável binária que recebe o valor 1 (um) caso o município tenha recebido os primeiros cursos superiores a partir de 2002 (grupo de

tratamento), e valor 0 (zero) caso o município nunca tenha recebido um curso superior (grupo de controle). Como a análise necessita de informações sobre o município do curso, nossa base foi delimitada a apenas cursos de graduação presenciais.

É importante ressaltar que neste trabalho utilizamos como *proxy* para o surgimento de IES, a combinação das informações anuais de matrículas, ingressantes e concluintes do INEP (2000 a 2015) com dados de ano de criação dos cursos superiores também do INEP (2015). Desse modo, a elaboração do grupo de tratamento exigiu a compatibilização dos Censos da Educação Superior de 2000 a 2015 e checagem anual de coerência entre a combinação de informações. Isso porque, na base do INEP muitos cursos têm ano de criação, mas não apresentam matrículas e ingressantes. Ou têm concluintes sem ter matrículas. O esforço aqui foi concentrado em retirar da amostra estas e outras inconsistências e obter uma amostra de municípios que baseie principalmente no começo das atividades das instituições de ensino superior. Isso significa que, além dos dados de ano de criação dos primeiros cursos, para fazer parte do grupo de tratamento, o município deve apresentar matrículas e ingressantes a partir de 2002 e não antes disso, bem como consistência entre estas informações e dados de concluintes.

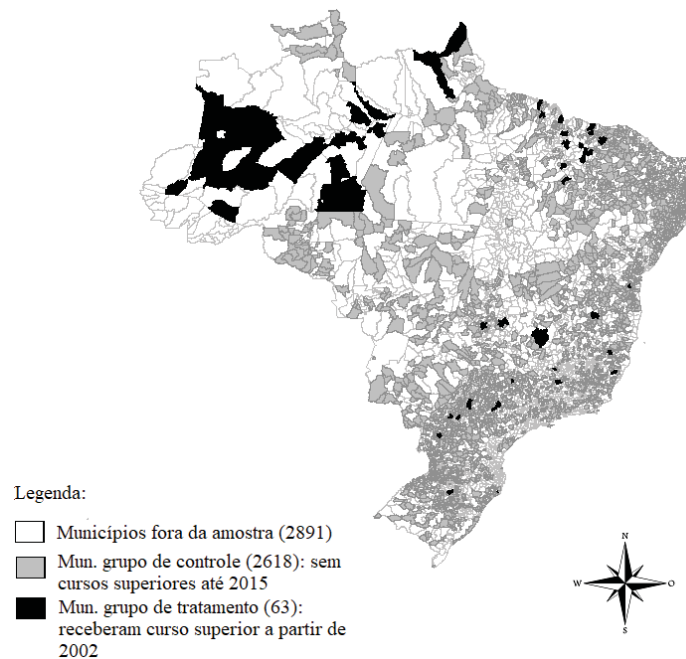
Após a filtragem, o grupo de tratamento deste modelo consistiu, primeiramente, em 71 municípios que receberam cursos superiores pela primeira vez em 2002. Após análise conjunta entre o grupo de tratamento e o grupo de controle, percebemos a existência de alguns *outliers* amostrais no grupo de tratamento que pertenciam às regiões metropolitanas. Devido à dificuldade de encontrar bons pares para os *outliers* no grupo de controle, os municípios pertencentes a regiões metropolitanas foram retirados da amostra. De um total de 5,572 municípios existentes no Brasil em nossa amostra, 392 foram excluídos por fazerem parte de regiões metropolitanas. Isso resultou na exclusão de 8 municípios do grupo de tratamento, restando 63 municípios¹⁰ em nossa amostra. Um outro ajuste foi feito com relação ao tamanho populacional. Para evitar que um município muito grande do grupo de tratamento fosse pareado com um município extremamente pequeno no grupo de controle, foi retirado da amostra municípios com menos de 4 mil habitantes em 2002. Essa exclusão retirou 859 municípios do grupo de controle.

¹⁰ A lista dos municípios do grupo de tratamento está disponível no Anexo 2 deste ensaio.

Por fim, a amostra após o ajuste populacional compreendeu em 2681 municípios. Destes, 2618 compõe o grupo de controle, ou seja, municípios que não tiveram cursos superiores presenciais até 2015, e 63 municípios compondo o grupo de tratados, ou seja, os municípios que receberam seus primeiros cursos a partir de 2002.

A Figura 4 apresenta o mapa da localização dos municípios do grupo de controle e do grupo de tratamento. Quanto à localização, dos municípios do grupo de tratamento estão em todas as regiões brasileiras, especialmente no norte do país.

FIGURA 4 - MAPA DOS MUNICÍPIOS DO GRUPO DE CONTROLE E GRUPO DE TRATAMENTO



FONTE: Elaboração própria com dados INEP (1999 a 2015).

ii) Variáveis de resultado

Como objetivo deste trabalho, analisaremos o impacto local do surgimento do ensino superior na atividade econômica e no mercado de trabalho. Para tanto, testaremos o impacto em diversas variáveis de resultado retiradas do IBGE e da RAIS conforme listado na Tabela 16. O conjunto de variáveis de resultado incluem variáveis de PIB per capita e valor adicionado do PIB nos grandes setores para testar a variação na atividade econômica. Para testar o impacto no mercado

de trabalho, as variáveis utilizadas no modelo serão a participação salarial e ocupacional por setor ou subgrupo de trabalhadores com ensino superior, por exemplo.

TABELA 16 - LISTA DE VARIÁVEIS DE RESULTADO

Variável de resposta	Descrição	Fonte
PIB per capita	PIB/ População total	IBGE
PIB agrícola	Valor adicionado agrícola/PIB	IBGE
PIB industrial	Valor adicionado da indústria/PIB	IBGE
PIB serviços	Valor adicionado dos serviços/PIB	IBGE
PIB da adm. pública	Valor adicionado da administração pública/PIB	IBGE
Part. W no PIB	Massa salarial/PIB	RAIS/ IBGE
Participação da MS da POC com ensino superior no PIB	Massa salarial da pop. ocupada com ensino superior/PIB	RAIS/ IBGE
MS da POC com ens. superior/ MS da POC sem ens. superior	Massa salarial da pop. ocupada com ensino superior/Massa salarial da pop. ocupada sem ensino superior	RAIS
POC setor agrícola/POC	População ocupada no setor agrícola/População ocupada total	RAIS
POC setor industrial/POC	População ocupada no setor industrial/População ocupada total	RAIS
POC setor de serviços/POC	População ocupada no setor de serviços/População ocupada total	RAIS
POC setor de comércio/POC	População ocupada no setor de comércio/População ocupada total	RAIS
POC setor de construção civil/POC	População ocupada no setor de construção civil/População ocupada total	RAIS
Participação da POC total na POP	População ocupada total/População total	RAIS/ IBGE
Participação da POC com ensino superior na POP	Pop. ocupada com ensino superior/População Total	RAIS/ IBGE
POC com ens. superior/ POC sem ens. superior	Pop. ocupada com ensino superior/Pop. ocupada sem ensino superior	RAIS

Fonte: RAIS - BRASIL (2002) e BRASIL (2015), IBGE (2002) e (2015).

iii) Covariáveis

Neste estudo, dispomos de dois conjuntos de covariáveis. Um deles será utilizado para a criação do escore de propensão e pareamento amostral no ano pré-tratamento, 2002. As variáveis são: região, população (logaritmizada), densidade demográfica, taxa de envelhecimento populacional e média de anos de estudo¹¹. O outro conjunto de covariáveis será utilizada nas

¹¹ Ambas retiradas do Censo Demográfico de 2000, dada a indisponibilidade destas informações a nível municipal para 2002.

estimações DID (E(2)) e DID com PSM (E(4)). Este conjunto tem como intuito isolar o efeito do impacto, dado que pode controlar características observáveis que influenciam as variáveis de resultado de cada modelo. As variáveis selecionadas serão aquelas que possivelmente afetam as variáveis de resultado econômico e de mercado de trabalho de um município, mas que não estão diretamente correlacionadas com o efeito do tratamento. Assim, as variáveis selecionadas são: população e emprego formal (ambas logaritmizadas), distância da capital, região (dummy), número médio de matrículas em IES privadas e número médio de matrículas em IES públicas. Cada variável deste conjunto tem um intuito específico no controle da estimação. A população e emprego formal controlam o tamanho do município e o tamanho do mercado de trabalho que podem variar e afetar, por si só, as variáveis de resultado. As covariáveis de distância da capital e região, controlam as possíveis diferenças regionais. E por fim, a média das matrículas no período tem como intuito controlar o tamanho do curso superior ou da IES instalada no município.

2.4.1 Estatísticas descritivas

Na Tabela 17 são apresentadas as estatísticas descritivas da variável de tratamento, das covariáveis (empregadas no PSM e nas estimações E2 e E4) e das variáveis de resposta.

A Tabela 17 apresenta algumas informações interessantes sobre os 2681 municípios da base de dados aqui utilizada. A primeira delas é que, no ano base, os municípios da amostra apresentaram uma taxa de envelhecimento média de 6,6% e uma média de 8 anos de estudos. A população variou entre 3,1 e 177,3 mil habitantes e nos 13 anos da análise, a média populacional cresceu de 12,1 para 13,6 mil habitantes. A média do número de matrículas por municípios entre os anos de 2002 e 2015 foi de 3,3 em IES privadas e 3,1 em IES públicas, mas esse valor aumenta para 139,7 e 133,5 respectivamente, quando consideramos apenas o grupo de tratados. O valor adicionado do PIB mostra a importância da administração pública que, em 2015, abarcava 35% do valor adicionado ao PIB dos municípios da amostra, seguido do setor de serviços (29%). Houve uma queda de 25% para 20% na participação do valor adicionado agrícola nos 13 anos da análise. A participação do valor adicionado da indústria continuou pequena, variando de 10% para 11%, na média.

TABELA 17 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Ano	2002				2015			
Variáveis	Média	D.P.	Mínimo	Máximo	Média	D.P.	Mínimo	Máximo
Variável de Tratamento	0,02	0,15	0,00	1,00	0,02	0,15	0,00	1,00
População (mil)	12146	9387	4000	145167	13610	11202	3158	177344
População (ln)	9,20	0,61	8,29	11,89	9,29	0,64	8,06	12,09
Região	3,15	1,29	1,00	5,00	-	-	-	-
Taxa de Envelhecimento	6,59	1,80	0,99	13,34	-	-	-	-
Anos de estudos (média)	8,03	1,83	2,29	11,98	-	-	-	-
Densidade demográfica	38,81	92,00	0,18	3273	-	-	-	-
Emprego Formal	918	1211	1	22469	1621	1964	3	24543
Emprego Formal (ln)	6,26	1,16	0,00	10,02	6,96	0,91	1,10	10,11
Distância da Capital	262	156	4	1366	262	156	4	1366
Matrículas em IES privadas (média)	3,28	48,26	0,00	1338	3,28	48,26	0,00	1338
Matrículas em IES públicas (média)	3,14	37,71	0,00	1528	3,14	37,71	0,00	1528
PIB per capita	4,65	5,59	0,74	107	17,11	19,81	3,37	513
PIB agrícola (%)	0,25	0,14	0,00	0,81	0,20	0,14	0,00	0,75
PIB industrial (%)	0,10	0,12	0,01	0,97	0,11	0,12	0,01	0,88
PIB serviços (%)	0,25	0,09	0,01	0,66	0,29	0,09	0,04	0,70
PIB da adm. Pública (%)	0,34	0,17	0,01	0,91	0,35	0,17	0,02	0,81
POC no setor industrial/POC	0,15	0,19	0,00	1,00	0,14	0,17	0,00	0,87
POC no setor de construção civil/POC	0,02	0,05	0,00	0,73	0,02	0,04	0,00	0,76
POC no setor de serviços/POC	0,61	0,26	0,00	1,00	0,58	0,23	0,03	1,00
POC no setor agrícola/POC	0,13	0,16	0,00	1,00	0,10	0,13	0,00	0,81
POC no setor de comércio/POC	0,10	0,09	0,00	1,00	0,15	0,09	0,00	0,86
Participação da massa salarial no PIB	0,95	1,18	0,00	39,03	3,35	1,76	0,00	21,13
Massa salarial da POC com ens. superior/ Massa salarial da POC sem ens. superior	0,16	0,36	0,00	14,31	0,49	0,81	0,00	31,85
Participação da massa salarial da POC com ensino superior no PIB	7,19	5,52	0,01	142,06	11,91	4,72	0,13	70,69
POC com ens. superior/ POC sem ens. superior	0,08	0,44	0,00	16,53	0,26	0,73	0,00	33,38
Participação da POC com ensino superior na POP	0,00	0,01	0,00	0,09	0,02	0,01	0,00	0,12
Participação da POC total na POP	0,08	0,08	0,00	2,19	0,12	0,09	0,00	0,72

FONTE: Censo da Educação Superior do INEP, RAIS - BRASIL (2002) e BRASIL (2015) - e IBGE (2000), (2002) e (2015). Número de observações: 5362 (2681). Notas: covariáveis utilizadas no PSM: apenas para o ano 2002. POC: população ocupada e POP: população total.

Quanto ao setor mais forte com relação à população ocupada formal, podemos destacar o setor de serviços, que representa 58% do total em 2015. A participação da massa salarial do emprego formal no PIB quase triplicou em 13 anos. Houve aumento também da participação da massa salarial da população ocupada com ensino superior no PIB.

Em suma, a Tabela 17 demonstra que a amostra, em grande parte, é formada por municípios pequenos, interioranos, com PIB per capita médio abaixo da média nacional (29 mil em 2015, de acordo com o IBGE (2015)), voltado para o setor de serviços, com grande participação do setor de administração pública e pouco industrializados. A seguir, detalha-se os ajustes necessários para a aplicação do PSM.

2.4.2 Testes de média para grupo de controle e grupo de tratamento

Após a análise das estatísticas descritivas das variáveis, é relevante comparar o grupo de controle e o grupo de tratamento no ano pré-tratamento, 2002, pois apesar da subseção anterior ter elucidado um pouco sobre a base amostral, esta pode apresentar diferenças consideráveis entre os dois grupos. Dito isto, a Tabela 18 apresenta a diferença de médias de algumas variáveis de resposta como PIB per capita e valor adicionado dos setores no PIB e algumas das possíveis covariáveis a serem utilizadas em nossas estimações entre os municípios tratados e não tratados no período pré-tratamento, 2002.

No que se refere ao ano de 2002, os testes de média apresentados na Tabela 18, certificam que existem grandes diferenças entre o grupo de tratamento, ou seja, que recebeu os primeiros cursos superiores e o grupo de controle, onde não houve a presença de ensino superior presencial. No grupo de tratados, o valor adicionado agrícola foi mais baixo, 19%, e maior no valor adicionado da administração pública, 40%. No grupo de controle, esses valores foram de 26% e 34%, respectivamente. O tamanho do mercado de trabalho com carteira assinada também foi maior no grupo de tratados: esse grupo apresentou, em média, maior massa salarial e população ocupada formal. Os municípios tratados exibiram também maiores populações, menores taxas de envelhecimento populacional, menores médias de anos de estudo e são mais distantes das capitais de seus estados quando comparado com o grupo de controle. Entretanto, em termos de PIB per

capita, valor adicionado da indústria e dos serviços no PIB e densidade demográfica, o teste de médias não apontou diferenças entre os grupos.

TABELA 18 - TESTE DE MÉDIA PARA O GRUPO DE CONTROLE E TRATAMENTO PARA AS VARIÁVEIS NO PERÍODO PRÉ- TRATAMENTO

Ano pré-tratamento Variáveis	2002		
	Controle	Tratados	Diferença
PIB per capita (em mil)	4,67	3,59	1,09
PIB agrícola (% PIB)	0,26	0,19	0,06 ***
PIB industrial (% PIB)	0,10	0,10	0,00
PIB de serviços (% PIB)	0,25	0,24	0,01
PIB da adm. pública (% PIB)	0,34	0,40	-0,06 ***
População (ln)	9,18	10,10	-0,92 ***
População Ocupada (com carteira assinada)	891	2009	-1118 ***
Densidade Demográfica	38,85	37,42	1,43
Massa Salarial	407511	981878	-574366 ***
Taxa de Envelhecimento (%)	6,64	4,57	2,07 ***
Anos de Estudo (média)	8,06	6,60	1,46 ***
Distância da Capital (km)	259,87	356,57	-96,70 ***
Região (1 - 5)	3,17	2,13	1,04 ***
Número de Observações	2681	63	

FONTE: Elaboração própria com dados do IBGE (2000), IBGE (2002) e RAIS – BRASIL (2002). Notas: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Hipótese nula: diferença de médias entre o grupo de controle e o grupo de tratados = 0.

As diferenças entre o grupo de controle e de tratamento se expressam como uma justificativa para a aplicação do método de pareamento amostral entre os municípios. Isso porque, ao comparar municípios com diferentes características de tamanho populacional e mercado de trabalho, existe a possibilidade de que os ganhos nas variáveis de resposta estejam relacionados às próprias características dos municípios e não ao tratamento em si. O resultado seria a geração de estimadores de impacto viesados. Neste sentido, a utilização do método de pareamento por escore de propensão, PSM, objetiva escolher um grupo de controle adequado em que os municípios tratados e não tratados não se diferenciem em suas covariáveis. Na próxima seção, os resultados de cada passo da estratégia empírica e as discussões são apresentadas.

2.5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados deste trabalho estão divididos em três subseções. A primeira delas apresenta os resultados dos modelos *probit* e PSM juntamente com os testes de média e análise de sensibilidade de Rosenbaum (2002). Na segunda subseção são apresentados os resultados dos modelos econométricos de DID e DID com PSM estimados para o impacto local do surgimento, a partir do ano de 2002, do ensino superior em municípios brasileiros. E por fim, na terceira subseção, os resultados são discutidos.

2.5.1 Modelo probit e PSM

Para a estimação do PSM deve-se operar em dois passos. No primeiro passo, estima-se os escores de propensão, $P(X)$, empregando um modelo *probit* com um conjunto de covariáveis de características dos municípios no período pré-tratamento, ou seja, 2002. Utiliza-se o ano de 2002 para evitar quaisquer contaminações advindas do recebimento do tratamento. A escolha das covariáveis considera que sua distribuição não deve ser correlacionada com os efeitos do tratamento. Na estimação do modelo *probit* calcula-se a probabilidade de recebimento do tratamento bem como as características prováveis que fizeram com que um município recebesse seus primeiros cursos superiores a partir de 2002.

No segundo passo, utiliza-se os escores de propensão calculados na etapa precedente semelhantes para o pareamento amostral entre o grupo de tratamento e o grupo de controle no período inicial. Para o modelo *probit* e o pareamento amostral no período pré-tratamento, as seguintes variáveis foram utilizadas: logaritmo da população, taxa de envelhecimento, média de anos de estudo, densidade demográfica e regiões do Brasil. Para a escolha destas variáveis, foi feita uma experimentação com diferentes conjuntos de combinações de variáveis e foram excluídas as variáveis que apresentaram endogeneidade junto às variáveis de resposta. Isto posto, o modelo *probit* é apresentado na Tabela 19 e tem como intuito de estimar a probabilidade de um município receber o tratamento, satisfazendo a hipótese de balanceamento amostral dentro da região de suporte comum. Os resultados mostram que o conjunto de variáveis escolhidas são significativas

conjuntamente de acordo com o teste qui-quadrado e apresentam um ajustamento do modelo estatístico de 0,35 (pseudo-Rquadrado).

Os escores de propensão estimados serão utilizados em cada estimação para o pareamento via PSM. A distribuição de densidade dos escores de propensão estimados para o grupo de tratamento e de controle bem como e os gráficos dos escores de propensão antes e depois do pareamento são apresentados no Anexo 2. Os valores dos P(X) dentro da região de suporte comum variaram entre 0,004 e 0,83. Após a filtragem populacional feita no grupo de controle (em que municípios com menos de 4 mil habitantes foram retirados da amostra), os dois grupos, de tratamento e de controle, apresentaram escores de propensão semelhantes ao longo da distribuição.

TABELA 19 - RESULTADOS DO MODELO PROBIT PARA PROBABILIDADE DE RECEBER UM NOVO CURSO SUPERIOR

Ano de pré-tratamento: 2002	
Variáveis	Coefficientes
Constante	-12,52 *** (1,41)
População (ln)	1,29 *** (0,14)
Densidade demográfica	-0,003 *** (0,001)
Taxa de Envelhecimento	-0,30 *** (0,05)
Anos de estudos (média)	0,01 (0,06)
Região	-0,05 (0,09)
Nº de municípios tratados	63
Nº de observações	2681
LR chi ²	210,91
Prob>chi ²	0,00
Log likelihood	-193,10
Pseudo R ²	0,35

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Desvio-padrão em parênteses. T = 1 caso o município tenha recebido do tratamento e T = 0 caso o município pertença ao grupo de controle. Opção de suporte comum selecionada e propriedade de balanceamento satisfeita.

Conforme apresentado na Tabela 19, o principal determinante para a criação de cursos superiores em um município é população, sendo que quanto maior o município, maior a probabilidade de receber o tratamento. Curiosamente, a média dos anos de estudo não se apresentou relevante para o surgimento de cursos superiores e sim, uma população com menor taxa de envelhecimento. A densidade demográfica se mostrou estatisticamente significativa, mas negativamente correlacionada com a probabilidade de receber o tratamento, indicando que quanto maior a densidade demográfica, menor a probabilidade de um município receber um curso superior. A região não foi um determinante para o surgimento de cursos superiores, fato já sugerido na Figura 4 devido à dispersão regional do grupo de tratamento.

Para a segunda etapa do PSM, as probabilidades calculadas são utilizadas para implementar o pareamento entre os municípios do grupo de controle e de tratamento. Após a execução do pareamento, as amostras devem estar balanceadas. Os resultados do teste de balanceamento de covariáveis são mostrados na Tabela 20.

TABELA 20 - TESTES DE MÉDIA PRÉ E PÓS-PAREAMENTO DE MUNICÍPIOS E RESULTADOS DO TESTE DE BALANCEAMENTO

Variáveis do Pareamento	Pré-Pareamento			Pós-Pareamento				
	Tratados	Controle	Diferença	Tratados	Controle	% Viés	T-test	p> t
Variáveis de resposta: Conjunto 1								
População (ln)	9,18	10,10	-0,92 ***	10,10	10,10	0,90	0,06	0,96
Densidade demográfica	38,85	37,42	1,43	37,42	44,86	-8,70	-0,41	0,68
Taxa de Envelhecimento	6,64	4,57	2,07 ***	4,57	4,54	1,80	0,10	0,92
Anos de estudos (média)	8,06	6,60	1,46 ***	6,60	6,65	-2,50	-0,14	0,89
Região	3,17	2,13	1,04 ***	2,13	2,19	-4,80	-0,27	0,78
Estatísticas B e R de Rubin ⁽¹⁾						10,7 e 0,64		
Variáveis de resposta: Conjunto 2								
População (ln)	9,18	10,10	-0,92 ***	10,10	10,07	4,80	0,31	0,76
Densidade demográfica	38,85	37,42	1,43	37,42	26,87	12,30	0,99	0,33
Taxa de Envelhecimento	6,64	4,57	2,07 ***	4,57	4,64	-3,80	-0,20	0,84
Anos de estudos (média)	8,06	6,60	1,46 ***	6,60	6,70	-4,70	-0,26	0,80
Região	3,17	2,13	1,04 ***	2,13	2,02	8,40	0,52	0,60
Estatísticas B e R de Rubin ⁽¹⁾						29,0 e 2,0		

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Hipótese de balanceamento satisfeita para todas as amostras pareadas. ⁽¹⁾ Rubin (2001): B <25% e R entre [0,5; 2]. **Conjunto 1:** PIB per capita, PIB agrícola, PIB industrial, PIB serviços, PIB da adm. pública, Participação da POC total na POP. **Conjunto 2:** POC no setor industrial/POC, POC no setor de construção civil/POC, POC no setor de serviços/POC, POC no setor agrícola/POC, POC no setor de comércio/POC, Participação da massa salarial no PIB, Massa salarial da POC com ens. superior/ Massa salarial da POC sem ens. superior, Participação da massa salarial da POC com ensino superior no PIB, POC com ens. superior/ POC sem ens. superior, Participação da POC com ensino superior na POP.

Os resultados dos testes de média sugerem que o procedimento de pareamento ocasionou grande redução do viés entre o grupo de tratados e o grupo de controle, isso porque, após o pareamento, não foram encontradas as diferenças entre o conjunto de covariáveis observáveis dos dois grupos. Para o conjunto 1 de variáveis de resposta, os resultados das estatísticas R (menor que 25) e B (entre 0,5 e 2) estão dentro dos intervalos recomendados por Rubin (2001), indicando que as amostras estão suficientemente balanceadas e que o PSM é, então, eficaz. No conjunto 2, apenas a valor da estatística R ficou acima do recomendado.

Por fim, após o pareamento amostral, o teste de sensibilidade de Rosenbaum (2002) foi utilizado para testar a possibilidade de viés omitido entre municípios do grupo de controle e do grupo de tratamento que contenham as mesmas covariáveis. Este teste tem o objetivo de verificar o grau de robustez quanto às modificações na especificação do PSM. Os resultados do teste para cada variável de resposta estão sumarizados na Tabela 21. Os valores de Gamma (Γ) representam o tamanho do viés entre dois municípios pareados. De modo geral, os resultados da Tabela 21 sugerem a existência de viés de omissão na maioria dos modelos. Isso porque, grande parte deles apresentou um valor de Gamma igual a unidade.

TABELA 21 - RESULTADOS DO TESTE DE SENSIBILIDADE DE ROSENBAUM

Sensibilidade da variável de resposta	Valor máximo de Gamma (Γ): 5%
PIB per capita	1,00
PIB agrícola	1,31
PIB industrial	1,00
PIB serviços	1,00
PIB da adm. pública	1,00
Participação da massa salarial no PIB	1,00
Participação da massa salarial da POC com ensino superior no PIB	1,00
Massa salarial da POC com ens. superior/ Massa salarial da POC sem ens. superior	1,00
POC no setor agrícola/POC	2,04
POC no setor industrial/POC	1,00
POC no setor de serviços/POC	1,00
POC no setor de comércio/POC	1,00
POC no setor de construção civil/POC	1,00
Participação da POC total na POP	1,00
Participação da POC com ensino superior na POP	1,00
POC com ens. superior/ POC sem ens. superior	1,00

FONTE: Resultados da pesquisa.

Segundo DiPrete e Gangl (2004), o valor de Gamma para um modelo de PSM ser robusto deve ser maior que 1,10. Nestes limiares, apenas os modelos de PSM que tem como variáveis de resposta o “PIB agrícola” e a intensidade da “População ocupada no setor agrícola sobre a população ocupada total” são robustos ao nível de 5% de significância e podem suportar de maneira satisfatória a variáveis exógenas. Para o resultado do “PIB agrícola”, por exemplo, o valor de Gamma de 1,31 significa que dois municípios com as mesmas covariáveis podem diferir em 1,31 vezes em suas probabilidades de receber o tratamento por causa de uma variável não observada. Interessantemente, o resultado do teste de sensibilidade demonstrou que não há viés omitido no PSM para o setor agrícola, tanto na participação deste setor no emprego, quanto na contribuição financeira. Esses resultados denotam uma boa especificação do PSM para essas variáveis de resultado, sendo difícil que variáveis omitidas do modelo modifiquem o arranjo do pareamento amostral feito.

Por fim, ainda que o pareamento para os demais modelos não seja robusto, as propriedades de suporte comum e balanceamento foram atendidas, o que implica que para as covariáveis escolhidas, o grupo de controle e de tratamento são idênticos de acordo com os testes de média. Porém, não se pode descartar a possibilidade da existência de variáveis omitidas que poderiam afetar o PSM. Contudo, caso esse viés omitido seja constante no tempo, o modelo DID pode retirá-lo, tornando os parâmetros da equação (7) eficientes.

2.5.2 Resultados dos modelos econométricos

Nesta subseção são apresentados os resultados das estimações econométricas dos modelos de diferença em diferenças – E(1) e E(2) – e o modelo de diferença em diferenças com escore de propensão ambos sem e com covariáveis – E(3) e E(4), respectivamente. Os resultados aqui exibidos estimam o impacto local no PIB e no mercado de trabalho do surgimento de cursos superiores presenciais em 63 municípios brasileiros a partir de 2002 quando comparado com municípios sem cursos superiores até 2015. Incluindo o PIB per capita, as demais variáveis de resposta são proporções calculadas sobre o PIB, a massa salarial total, a população total e a

população ocupada. As diversas variáveis de resposta têm como intuito delinear um panorama de mudanças no PIB e no mercado de trabalho devido à exposição de um município ao tratamento.

Os resultados dos coeficientes de impacto estimados são apresentados na Tabela 22. Para facilitar a interpretação, as variáveis de resposta foram ordenadas da seguinte maneira: primeiramente o PIB e suas decomposições, logo após, as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, sendo primeiramente as participações das massas salariais e depois as participações do emprego.

TABELA 22 - RESULTADOS ESTIMADOS DO IMPACTO DA PRESENÇA DE CURSOS SUPERIORES ENTRE 2002 E 2015

Variável de Resposta	E(1) DID sem cov.	E(2) DID com cov.	E(3) DID e PSM (*) sem cov.	E(4) DID e PSM (*) com cov.
PIB per capita	-7,69	-6,83	-5,44 ***	-3,94 ***
PIB agrícola	-0,08	0,03	-0,08 ***	-0,04 **
PIB industrial	-0,02	-0,06	-0,01	-0,03 **
PIB serviços	0,00	-0,03	0,01	-0,02 **
PIB da adm. pública	0,10	0,06	0,07 ***	0,08 ***
Participação da MS no PIB	2,01	-0,54	2,17 ***	-0,11
Participação da MS da POC com ensino superior no PIB	2,15	1,46	2,09 ***	1,64 ***
MS da POC com ens. superior/ sem ens. Superior	0,22	0,09	0,21 ***	0,15 ***
POC no setor agrícola/POC	-0,02	0,05	-0,01	-0,01
POC no setor industrial/POC	-0,14	-0,17	-0,09 ***	-0,11 ***
POC no setor de serviços/POC	0,13	0,05	0,07 **	0,06
POC no setor de comércio/POC	0,02	0,06	0,01	0,05 ***
POC no setor de construção civil/POC	0,01	0,01	0,01 ***	0,02 ***
Participação da POC total na POP	-0,03	-0,05	-0,01	-0,03 ***
Participação da POC com ensino superior na POP	0,00	0,00	0,00 ***	0,00 ***
POC com ens. superior/ POC sem ens. superior	0,02	-0,08	0,04 *	-0,01

FONTE: Resultados da pesquisa. Notas: Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Notas: (*) PSM = 1 x 1; POP = população total; POC = população ocupada, MS = massa salarial. Variáveis utilizadas para o pareamento amostral: região (1 a 5); população (ln); taxa de envelhecimento; taxa de fecundidade; média de anos de estudo e densidade demográfica. Covariáveis: população (ln); emprego formal (ln); distância da capital; média de matrículas no ensino superior privada e pública, região (dummy). As tabelas completas das estimações poderão ser disponibilizadas por e-mail pela autora.

As covariáveis utilizadas como controles em E(2) e E(4) foram: população (ln); emprego formal (ln); distância da capital; média de matrículas no período e uma variável dummy para cada uma das 5 regiões do Brasil (norte, nordeste, centro-oeste, sudeste e sul).

A primeira observação que devemos fazer é que nenhuma das estimações do modelo DID tradicional, E(1) ou E(2), foram estatisticamente significantes. Estes resultados demonstram que sem pareamento amostral os municípios não apresentam diferenças significativas em nenhuma das variáveis de resposta escolhidas. Entretanto, a apresentação desses resultados é considerada necessária como instrumento de comparação com os demais resultados. Desse modo, focaremos então nos resultados das estimações E(3) e principalmente E(4), que consistem nos modelos DID com PSM, sendo a primeira delas sem e a segunda com covariáveis.

Para o PIB per capita, os resultados de impacto do tratamento foram negativos em todas as estimações, sendo estatisticamente significantes nas estimações E(3) e E(4). Quando o PIB é separado por proporção do valor adicionado setorial, os resultados continuam negativos e estatisticamente significantes para o PIB agrícola, industrial e de serviços, de acordo com a estimacão E(4). Uma relação oposta foi verificada para o valor adicionado da administração pública no PIB. Nas estimacões do modelo DID com PSM, E(3) e E(4), os municípios que receberam cursos superiores a partir de 2002, tiveram um aumento da participação da administração pública na atividade econômica quando comparado com os municípios que não receberam cursos superiores.

Quanto à participação da massa salarial no PIB, os resultados da estimacão E(3) sugerem um crescimento dessa variável de resposta para o grupo de tratados. Entretanto, quando adicionada as covariáveis, E(4), o coeficiente de impacto torna-se insignificante estatisticamente. Além disso, houve aumento da participação da massa salarial da população ocupada com ensino superior no PIB e a relação entre a massa salarial deste grupo com a massa salarial da população ocupada com ensino médio ou menos, também foi positiva e estatisticamente significativa.

No que diz respeito aos resultados do impacto do tratamento na participação da população ocupada por setor, houve redução da contratação formal de pessoas no setor industrial. Quanto aos setores agrícola e de serviços, não houve grandes diferenças entre o grupo de controle e o grupo tratamento. O mesmo não ocorreu com os setores de comércio e de construção civil, onde a

participação da população ocupada desses setores aumentou nos municípios com surgimento de cursos superiores comparativamente ao grupo sem cursos superiores.

Com relação à população ocupada formal na população total, o grupo de tratamento apresentou uma queda dessa participação, dado a estimação E(4), em que o coeficiente de impacto foi negativo e estatisticamente significativo.

O impacto no grupo de tratamento da participação da população ocupada com ensino superior na população total foi pequeno, mas positivo e estatisticamente significativo, conforme as estimações E(3) e E(4).

Para ajudar na compreensão dos resultados, a Tabela 23 apresenta um resumo dos impactos da estimação E(4) (DID e PSM com covariáveis).

TABELA 23 - RESUMO DOS RESULTADOS PARA O MODELO DID E PSM COM COVARIÁVEIS

Impacto Positivo
PIB da administração pública
Participação da massa salarial da POC com ensino superior no PIB
Massa salarial da POC com ens. superior/ Massa salarial da POC sem ensino superior
POC no setor de comércio/POC
POC no setor de construção civil/POC
Participação da POC com ensino superior na POP
Impacto Negativo
PIB per capita
PIB agrícola
PIB industrial
PIB serviços
POC no setor industrial/POC
Participação da POC total na POP

FONTE: Resultados da pesquisa.

No que diz respeito à atividade econômica, os municípios tratados apresentam uma redução considerável no PIB per capita. O crescimento da participação do valor adicionado no PIB setorialmente, foi positivo apenas para o PIB da administração pública. Os demais componentes do setor agrícola, industrial e de serviços tiveram uma redução de participação. Esses resultados

condizem com os resultados verificados para a participação setorial da população ocupada. A participação da população ocupada nestes três setores (agrícola, industrial e de serviços) também caiu, dando espaço para maiores contratações formais nos setores de comércio e construção civil.

Ainda falando sobre empregos, dentre o período de análise, 2002 a 2015, os municípios do grupo de tratamento apresentaram uma queda na participação do emprego formal no total populacional. Entretanto, os resultados mostraram que não houve diferença entre os municípios que receberam ou não cursos superiores no que diz respeito à participação da massa salarial no PIB.

Os impactos do surgimento de cursos superiores levaram a resultados interessantes com relação aos ocupados com ensino superior. Os coeficientes estimados mostram que houve aumento, mas baixo, na relação dos contratados com ensino superior em relação aos contratados com menor nível educacional. Entretanto, em termos de remuneração, pagou-se mais aos graduados e a massa salarial desse grupo também aumentou com relação à participação no PIB.

Após a descrição dos resultados, duas ressalvas devem ser feitas antes da análise minuciosa do grupo de tratamento na próxima subseção. Os resultados aqui apresentados são os impactos calculados para o período de 2002 a 2015, ou seja, curto prazo. Muitos dos impactos, principalmente na educação, podem se delongar para surgirem, dado o próprio processo de formação e criação de conhecimento que demandam tempo para serem concluídos. A segunda ressalva se refere aos dados de massa salarial e população ocupada retiradas da RAIS aberta. Como esta base de dados advém de declarações de emprego e remunerações de pessoas jurídicas, ela pode apresentar divergências dos valores reais devido à informalidade no mercado de trabalho, principalmente nos níveis mais baixos de instrução do trabalhador. Assim, muitas das variações em termos de emprego podem estar apenas refletindo um aumento da formalização do trabalho. Entretanto, a coerência desses resultados com os demais resultados do PIB, nos faz supor que a parcela de informalidade pode ser equivalente em toda a base de dados, o que não invalidaria os resultados aqui apresentados. Isto posto, passamos ao próximo exercício que é analisar mais detalhadamente as causas desses resultados.

2.5.3 Discussão dos resultados

Para compreender melhor os resultados da subseção anterior, uma análise mais detalhada dos municípios do grupo de tratamento deve ser feita. Primeiramente, ressalta-se a relevância dos cursos presenciais para estes municípios. De acordo com dados do INEP para os tratados, entre 2002 e 2015, os cursos de graduação presencial representaram 91% do total de cursos ofertados e 9% foram ofertados na modalidade de educação à distância (EaD). Outra característica interessante é a representatividade da licenciatura como grau acadêmico dos cursos presenciais. De acordo com a Tabela 24, 62% dos cursos ofertados no grupo de tratamento são de licenciatura e 38% pertencem aos demais graus acadêmicos, bacharelado e tecnólogo.

TABELA 24 - GRAU ACADÊMICO DOS CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL DO GRUPO DE TRATAMENTO - 2002 A 2015

Grau acadêmico	Participação
Bacharelado	24,3%
Licenciatura	61,8%
Tecnólogo	13,5%
Outros	0,5%
Total	100,0%

FONTE: Elaboração própria com dados do Censo da Educação Superior do INEP (2002 a 2015).

Com o objetivo de explorar melhor a área que esses cursos pertencem, a Tabela 25 apresenta a evolução da composição dos cursos superiores por área de conhecimento para os municípios tratados. Os dados da Tabela 25 identificam que, entre 2002 e 2015, os cursos das IES criadas a partir de 2002 se concentraram nas áreas de “Educação” e “Ciências Sociais, Negócios e Direito”. Em 2015, por exemplo, essas duas áreas juntas representaram 64% do total de cursos do grupo de tratamento. Entretanto, ressalta-se que os altos níveis de participação dos cursos de ciências humanas e sociais aplicadas pode ser considerados uma tendência também em outras regiões. De acordo com Chiarini e Vieira (2012), a preferência por cursos superiores nestas áreas também é alta nos países da OCDE, chegando a contemplar cerca de 62% das matrículas no ensino superior. Na média nacional, a grande oferta de cursos na área de humanas (58% em 2015) também

é verificada, conforme já exposto na Tabela 14. Contudo, o fato mais interessante dos dados da Tabela 25 é a relevância da proporção de cursos na área de educação.

TABELA 25 - EVOLUÇÃO DA COMPOSIÇÃO DOS CURSOS SUPERIORES DE GRADUAÇÃO PRESENCIAL DO GRUPO DE TRATAMENTO POR ÁREA DE CONHECIMENTO - 2002 A 2017

Ano	2002			2008			2015			2017		
	Priv.	Púb.	Total	Priv.	Púb.	Total	Priv.	Púb.	Total	Priv.	Púb.	Total
Área de conhecimento												
Educação	10%	67%	77%	18%	47%	64%	9%	53%	62%	8%	47%	55%
Humanidades e Artes	0%	3%	3%	0%	2%	2%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Ciências Sociais, Negócios e Direito	10%	2%	11%	15%	3%	18%	12%	9%	22%	14%	13%	26%
Ciências, Matemática e Computação	1%	3%	4%	4%	2%	6%	1%	0%	1%	1%	0%	1%
Engenharia, Produção e Construção	0%	0%	0%	0%	1%	1%	3%	2%	5%	3%	2%	5%
Agricultura e Veterinária	0%	2%	2%	1%	2%	2%	1%	4%	5%	1%	4%	5%
Saúde e Bem-Estar Social	1%	0%	1%	2%	2%	4%	2%	0%	2%	3%	1%	4%
Serviços	2%	0%	2%	2%	0%	2%	0%	2%	2%	0%	2%	2%
Total	23%	77%	100%	42%	58%	100%	29%	71%	100%	31%	69%	100%

FONTE: Elaboração própria com dados do Censo da Educação Superior do INEP (2002 a 2017).

Quando detalhada, a área de educação é composta basicamente por cursos de licenciatura e pedagogia para a formação de professores e bacharéis em ciências da educação. As licenciaturas, que representam 62% dos cursos do grupo de tratamento, são cursos que, legalmente, têm como intuito a formação de professores para a educação básica, ou seja, educação infantil; ensino fundamental e médio; ensino profissionalizante; educação especial e de jovens e adultos (GATTI, 2010).

Quanto à categoria administrativa, os dados da Tabela 25 mostram que, na área de educação, mais de 80% da oferta de cursos é feita por IES públicas. Uma das explicações para a forte presença do setor público na oferta de cursos superiores nas áreas educacionais seria o esforço dos governos em formar professores para as redes de ensino básico de seus estados e municípios, desde a vigência da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (BRASIL, 1996). Esta lei estabeleceu a necessidade de formação em nível superior em licenciatura para a atuação de professores na educação básica e destacou cooperação entre governos federal e locais na formação de profissionais para o magistério (BRASIL, 1996). Isso porque, em 2005 por exemplo, 52% dos

professores da educação de 1ª a 4ª série, 17% de 5ª a 8ª série, e 4% no ensino médio não tinham formação superior no Brasil (GATTI, 2010).

Desse modo, a caracterização dos cursos mais ofertados no grupo de tratamento pode nos ajudar a compreender os resultados obtidos neste estudo com relação à baixa atividade econômica e crescimento da importância do setor público nessas economias. Os resultados positivos apresentados para os valores adicionados da administração pública no PIB já eram esperados, dado que a implementação de uma IES, de imediato, ocasionaria um gasto direto nos municípios aumentando as despesas do setor público. Isso ocorre porque com a criação de um curso superior ou de uma IES, o município recebe e contrata formalmente docentes com curso superior, além de efetuar na economia local gastos com estrutura física e funcionários.

Assim, a queda no PIB per capita pode estar sinalizando uma transformação e ajustamento desses municípios em relação aos impactos de curto prazo da presença das IES. Neste sentido, alguns resultados da pesquisa corroboram com essa suposição, quando olhamos, por exemplo, os resultados negativos no setor agrícola, industrial e de serviços. Para estes três últimos setores, a queda nos resultados ocorreu tanto no valor adicionado ao PIB quanto na proporção de trabalhadores formais. Em contrapartida, os resultados mostraram a intensificação da participação da mão de obra nos setores de comércio e construção civil.

Neste sentido, duas observações importantes devem feitas. A primeira delas se refere à coerência entre o crescimento desses setores, comércio e construção civil, e os impactos financeiros locais gerados pelo surgimento de uma instituição de ensino superior. Na literatura, os modelos de impacto das IES identificam os agentes que geram o impacto econômico (gastos das IES em bens e serviços, funcionários, alunos e visitantes) e estimam os gastos que as IES e a comunidade universitária realizam (PASTOR, PÉREZ E DE GUEVARA, 2013). Assim, crescimento da empregabilidade no comércio e na construção civil podem estar intimamente ligados aos impactos econômicos diretos, indiretos e induzidos das IES.

A lógica por trás do processo pode ser vista em Lantz, Brander e Yigezu (2002). As IES pagam seus empregados, o que seria o efeito direto. Parte desses salários são gastos na economia local em bens e serviços. Esses seriam os efeitos indiretos. As vendas acabam por pagar salários e lucros de trabalhadores e empregadores locais, e assim o efeito induzido é criado, dado que mais

uma parte desse montante irá para novos gastos na economia local. A construção civil, por sua vez, pode ser impactada diretamente na criação de infraestrutura das IES e indiretamente pelo aumento da demanda por moradias para professores, funcionários e alunos.

Já a segunda observação se refere à suposição de baixo nível de qualificação do trabalho atuante nas economias do grupo de tratamento. Esta suposição pode ser feita de acordo com os dados dos níveis educacionais do eleitorado na Tabela 26 para os anos 2002 e 2014. Apesar dos dados do eleitorado não representarem exatamente o nível educacional da população ocupada local, eles elucidam a situação educacional dos municípios do grupo de tratamento, que é basicamente formado por pessoas com ensino fundamental ou menos. As informações da Tabela 26 juntamente com as informações sobre os cursos superiores ofertados localmente podem explicar o encolhimento da indústria e o crescimento de setores que contratam majoritariamente mão de obra com baixo nível educacional. De acordo com dados na PNAD de 2009 (ano intermediário de nosso período de análise), 89% da população ocupada no comércio apresentou formação no ensino médio ou menos. Quanto ao setor de construção civil, as proporções são ainda mais alarmantes. Neste grupo, 72% da população ocupada tem apenas ensino fundamental ou menos e 24% tem ensino médio. Essas informações, juntamente à baixa diversificação dos cursos superiores, a grande participação da área de educação no ensino superior para o ensino de base e a baixa participação dos cursos das áreas de ciências e engenharia, formam um cenário de economias pouco dinâmicas e ainda não voltadas ao conhecimento e a inovação.

TABELA 26 - COMPOSIÇÃO DOS NÍVEIS EDUCACIONAIS DO ELEITORADO DO GRUPO DE TRATAMENTO - 2002 E 2014

Ano	2002		2014	
	Número de eleitores	Proporção	Número de eleitores	Proporção
Ensino fundamental	961577	93%	1341743	96%
Ensino médio	65422	6%	21268	2%
Ensino superior	10167	1%	27804	2%
Total de Eleitores	1037166		1390815	
População Total	1816343		2167138	
Eleitores/Pop.	57%		64%	

FONTE: Elaboração própria com dados do TSE - BRASIL (2002 e 2014).

Todo este cenário pode explicar diversos dos resultados de desempenho no mercado de trabalho. Como já discutido neste ensaio, quanto maior o nível educacional, maiores podem ser os salários. Assim, a contratação de trabalhadores com menores níveis educacionais poderia explicar, por exemplo, a queda da participação da massa salarial formal no PIB. Além disso, os setores que contratam mais trabalhadores com baixa escolaridade são mais suscetíveis à informalidade, e como os dados utilizados neste ensaio contemplam apenas o emprego formal declarado na RAIS aberta, uma queda na participação do emprego formal na população total poderia ser esperada.

Ainda sobre os resultados de impacto das IES no mercado de trabalho, este ensaio mostrou que houve um aumento, porém baixo, na proporção de ocupados com ensino superior em detrimento aos trabalhadores sem ensino superior. Entretanto, o impacto maior ocorreu nos salários do primeiro grupo. Este impacto, que dependerá do tamanho do mercado e do município, poderia ser explicado com a chegada ou contratação de professores para lecionar no ensino superior, que apesar de representarem uma parcela pequena do mercado de trabalho, têm salários elevados, principalmente no setor público de educação superior.

Entre o período de análise, 2002 a 2015, o setor público foi o carro chefe na oferta de cursos na área de formações de professores, e o setor privado, por sua vez, se encarregou principalmente na oferta de cursos nas áreas de “Ciências Sociais, Negócios e Direito”. Como as IES privadas não são gratuitas, elas atendem à demanda de mercado e parecem se dedicar primeiramente à abertura de cursos que demandem baixos investimentos de implementação, como os cursos de administração e direito (CHIARINI E VIEIRA, 2012). Neste sentido, a oferta de cursos pelas IES privadas segue, muitas vezes, critérios de mercado, o que não ocorre na oferta de cursos feita pela categoria pública.

A divergência entre o setor público e privado no ensino superior também é encontrada no campo da pesquisa. A Reforma Universitária de 1968 estabeleceu a indissociabilidade entre o ensino superior e a pesquisa nas universidades brasileiras (BRASIL, 1968). Entretanto, desde a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional de 1996, foi estabelecido a coexistência de instituições públicas e privadas de ensino superior no Brasil e dada algumas condições, o ensino se tornou livre à iniciativa privada (BRASIL, 1996). A partir de então, as IES privadas passaram a poder exercer a função de ensino dissociada da função de pesquisa. A importância desse evento se traduz em dados sobre as pesquisas feitas atualmente no Brasil. Segundo Chiarini e Vieira (2012), raramente

as IES privadas se dedicam à pesquisa científica, ficando a cargo das universidades públicas federais (especificamente) a maior categoria de produção de conhecimento. Este fato nos traz algumas reflexões para os resultados estimados obtidos neste ensaio. Considerando que as IES públicas são as produtoras de pesquisa científica e que mais de 80% dos cursos que estas ofertam são na área de educação, é possível que nos municípios tratados a produção de ciências e tecnologias, importantíssimas para a formação de um sistema de inovação, ainda não esteja ocorrendo.

Apesar da importância das IES nos sistemas regionais de inovação, dada sua função de ensino e produção de capital humano, e posteriormente, a função de pesquisa no sentido da produção de conhecimento, os municípios da amostra de tratamento parecem estar num estágio preliminar de apenas ensino. A alta formação de professores para a educação básica pode estar sinalizando que grande parte da formação de profissionais pelas IES está voltada para abastecer o sistema de ensino nos níveis precedentes, como ensino fundamental e médio. Neste sentido, a baixíssima oferta de cursos nas áreas de “Engenharia, Produção e Construção” e de “Ciências, Matemática e Computação”, 5% em 2015 e 68% destes ofertados por IES privadas, prenunciam a improbabilidade de que frutos da atividade de pesquisa venham a refletir (no curto prazo) em crescimento tecnológico e econômico.

Portanto, os resultados de impacto de surgimento das IES em municípios com baixa escolaridade média podem ser limitados ao impacto econômico, não gerando externalidades positivas e produção de conhecimento e inovação. Os impactos, desta maneira, ainda não se demonstraram suficientes para alcançar os efeitos de segunda ordem no PIB e no emprego. Neste trabalho, os impactos locais das IES foram financeiros diretos e indiretos de gastos, e indiretos nas mudanças nas relações ocupacionais setoriais e salariais entre graduados e não graduados.

Interessantemente, o gargalo para os resultados negativos no PIB e na retração do mercado de trabalho formal pode estar exatamente no baixo nível educacional local. Desse modo, é totalmente plausível que as instituições públicas estejam ofertando cursos superiores para a formação de professores, oferta essa que nem sempre é feita pelo mercado de ensino. O gargalo estaria na educação porque a demanda de cursos de forma mais diversificada não depende apenas da oferta desses cursos, mas também da qualidade da educação de base até o ensino médio, daí a importância do começo deste processo de melhoria educacional estimulado pelas IES públicas.

Como os municípios do grupo de tratamento tem uma população majoritariamente com ensino fundamental ou menos, a continuidade e a qualidade dos estudos são fundamentais para o aumento da demanda e da diversidade do ensino superior e assim, o futuro crescimento econômico regional. Dada a conjuntura, não podemos falar agora de impactos transformadores relacionados ao surgimento do ensino superior, mas duas ressalvas com relação a esses resultados devem ser feitas. Primeiramente, os resultados aqui explorados são apenas de curto prazo e captam assim, alguns impactos apenas de primeira ordem. A segunda é que, dada a natureza dos cursos, é possível que os efeitos da presença de IES estejam ocorrendo através da melhoria da formação dos docentes para a rede de ensino básico local. E uma forma de avaliar isso seria, por exemplo, analisar se houve aumento da proporção de professores com curso superior no ensino fundamental e médio, ou avaliar se houve mudança nos resultados dos testes de proficiência dos alunos do ensino básico no município tratado ou em seus vizinhos. Entretanto, estas avaliações ficam como sugestão para estudos futuros.

2.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este ensaio teve como objetivo identificar mudanças locais no mercado de trabalho e na atividade econômica advindas do recente surgimento de IES em municípios do Brasil. Em um estudo observacional, o surgimento de IES a partir de 2002 nos municípios foi utilizado como um tratamento de política e um grupo de controle foi utilizado, composto por municípios que nunca receberam um curso superior. Para a estimação do impacto utilizamos dois métodos, um modelo de diferença em diferenças tradicional e um modelo de diferença em diferenças (DID) com o pareamento por escore de propensão (PSM). Nossa análise destacou os resultados dos estimadores de impacto robustos gerados pela combinação dos métodos de PSM e DID e a amostra abrangeu 63 municípios no grupo de tratamento e 2681 municípios no grupo de controle.

O impacto do surgimento de IES apontaram diversos resultados negativos tanto no PIB quanto em variáveis do mercado de trabalho. Dentre estas, estão a queda no PIB per capita e na participação do valor adicionado do setor agrícola, industrial e de serviços no PIB. Houve também uma queda destes setores (agrícola, industrial, de serviços) no que se refere à participação da população ocupada. Os resultados também foram negativos para a participação da massa salarial do trabalho formal no PIB e da participação da população ocupada formal na população total.

Os impactos positivos se traduziram em um aumento da participação do valor adicionado da administração pública no PIB e um aumento da participação dos setores de comércio e construção civil. Com relação aos ocupados com ensino superior, os coeficientes estimados mostram que houve aumento, mas baixo, na relação dos contratados com ensino superior em relação aos contratados com menor nível educacional. Entretanto, em termos de remuneração, pagou-se mais aos graduados e a massa salarial desse grupo também aumentou com relação à participação no PIB.

Neste trabalho, mostramos que existe uma grande diferença na oferta de cursos feitas por IES públicas e privadas. Enquanto a oferta das primeiras parece ser guiada pelas necessidades da sociedade de formação de conhecimento – como os cursos na área de licenciatura –, as segundas parecem ser orientadas para o mercado, ofertando cursos de alta procura e baixos custos de implementação. Entretanto, como 71% dos cursos ofertados no grupo de tratamento pertencem à categoria administrativa pública, focaremos nesta categoria para tentar encontrar possíveis

explicações para os resultados de impacto apresentados acima. Uma nuance importante foi apontada pelo modelo *probit*. De acordo com as estimações, a probabilidade de recebimento do tratamento não levou em consideração os anos médios de estudo do município. Isso nos leva a crer que os motivos para a instalação de uma IES em um determinado município talvez não estejam correlacionados com a demanda local, mas sim com necessidade regional por ensino superior ou outros motivos não explorados neste ensaio.

Uma das funções básicas de uma IES é o ensino, que por sua vez, eleva o capital humano da sociedade. Entretanto, no nível local, quando a importância de uma IES (no caso uma IES pública) na economia é elevada o suficiente para que a atividade do município se volte ao atendimento da comunidade universitária, e concomitantemente, esse município é formado por trabalhadores de baixíssimo nível educacional, teríamos, no curto prazo, o que chamaríamos aqui de “*paradoxo da universidade*”. Ele ocorre quando a comunidade acadêmica é parcialmente desvinculada da comunidade local e o surgimento da primeira faz com que a segunda se volte às atividades econômicas de suporte, não usufruindo, de imediato, do ensino ofertado pela IES.

Caso o município se enquadre neste tipo de situação, teríamos uma explicação para os resultados do aumento da participação do salário da população ocupada com ensino superior e para o aumento da participação do valor adicionado da administração pública no PIB. Isto porque, os concursados da comunidade acadêmica de uma IES pública, muitas vezes são graduados e por isso, recebem salários acima da média do município. Essas remunerações são pagas pelo governo estadual ou federal, assim como as despesas da construção e manutenção da IES públicas.

Como a admissão nos cursos superiores acontece por meio de processo seletivo – e a comunidade local tem majoritariamente até o ensino fundamental –, as ofertas dos cursos superiores podem estar sendo supridas por alunos de fora do local onde a IES está instalada. Ao se formarem, os alunos nem sempre ficam no local do curso. As IES, bem como a comunidade acadêmica, demandam bens e serviços básicos ofertados pela comunidade local, como construções e instalações, moradia, alimentação e outros bens e serviços – o que explicaria, por exemplo, o aumento na participação do setor de comércio e construção civil em detrimento dos demais setores. Ao se voltarem para estes dois setores, a comunidade local com baixa escolaridade, se voltam ao atendimento de demandas de trabalho no comércio e na construção civil, que são setores que historicamente contratam mão de obra pouco qualificada, e por isso, formalizam e pagam menos

aos trabalhadores. Este seria um cenário que corrobora com os resultados da queda na participação da massa salarial do trabalho formal no PIB e queda da participação da população ocupada formal na população total, gerando, por fim, uma queda no PIB per capita e retração do mercado de trabalho.

Contudo, no nível local, a existência do “*paradoxo da universidade*” só faz sentido se o surgimento da IES seja relevante no contexto local, o nível de escolaridade da comunidade local seja bastante baixo e caso não haja retenção dos profissionais graduados. Isso porque, os efeitos da presença de IES podem estar ocorrendo através da melhoria da formação dos docentes e da qualidade do ensino ofertado para a rede de ensino básico local. E neste sentido, as IES públicas tem um papel social importante de ofertar cursos com o intuito de suprir o sistema educacional de forma efetiva mesmo que não haja, no curto prazo, demanda local por ensino superior. Para cursos e localidades não atrativas para o setor privado, a oferta de licenciaturas e pedagogia em economias pouco dinâmicas, abre caminhos para que no longo prazo haja melhoria do nível educacional destes locais.

Quanto aos impactos locais do surgimento de IES aqui calculados, estes foram sobretudo de curto prazo, ou seja, impactos financeiros diretos e indiretos de gastos, e indiretos nas mudanças nas relações ocupacionais setoriais e salariais entre graduados e não graduados. Os efeitos positivos no PIB e no mercado de trabalho parecem ter se concentrado na administração pública. Os impactos de inovação, transbordamento de conhecimento e a discussão sobre a importância das IES nos Sistemas Regionais de Inovação, neste caso, ainda ficam à parte da comunidade local pelo próprio contexto socioeconômico dos municípios da análise. De qualquer maneira, deve-se destacar importância de políticas de desenvolvimento econômico local elaboradas com o intuito de retenção de mão de obra graduada e aumentos dos níveis e da qualidade educacional local, pois é difícil pensar em impactos positivos locais de longo prazo devido à presença da IES sem pensar em aumento do nível educacional da comunidade local.

Por fim, este trabalho aponta questões para uma nova agenda de pesquisa sobre os impactos, por exemplo, do surgimento de licenciaturas em municípios sem ensino superior anteriormente. Assim, como já mencionado, é possível que os efeitos da presença de IES estejam ocorrendo através da melhoria da formação dos docentes e da qualidade do ensino ofertado no ensino básico local. Outro ponto, seria se o capital humano formado pelos demais cursos ofertados

pelas IES, neste caso IES públicas e privadas, estão sendo absorvidos local ou regionalmente, ou se estão sendo deslocados para centros mais dinâmicos economicamente. Estas e outras questões são alguns desdobramentos deste ensaio, e ficam, portanto, como sugestões para uma agenda de pesquisa futura.

REFERÊNCIAS

- BARBOSA, M. P.; PETTERINI, F. C.; FERREIRA, R. T. **Avaliação do impacto da política de expansão das universidades federais sobre as economias municipais.** In: XLIII Encontro Nacional de Economia, Florianópolis. Anais... 2016.
- BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**: v. 38, n. 1, abr. 2008.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, part 2, p. 9-49, 1962.
- BECKER, G. S. Nobel lecture: The economic way of looking at behavior. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 3, p. 385-409, 1993.
- BERNICKER, L. E. S. **A expansão dos campi federais afeta a economia dos municípios?** Dissertação de Mestrado. Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2018.
- BLUESTONE, B. UMASS/Boston: an economic impact analysis. **University of Massachusetts**, Boston, jan. 1993.
- BRASIL. **Lei nº 5.540, de 28 de novembro de 1968.** Fixa normas de organização e funcionamento do ensino superior e sua articulação com a escola média, e dá outras providências. 1968. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L5540.htm>. Acesso em: 02 jul. 2017.
- _____. **Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996.** Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional. 1996. Disponível em: < http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L9394.htm >. Acesso em: 02 abr. 2019.
- _____. **Diretrizes gerais do programa de apoio a planos de Reestruturação e expansão das universidades federais.** 2007. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/sesu/arquivos/pdf/diretrizesreuni.pdf>>. Acesso em: 02 abr. 2019.
- BRASIL - RAIS – **Relação Anual de Informações Sociais ação Anual de Informações Sociais.** Ministério do Trabalho e Emprego. Brasília: 2002. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/rais/default.asp>>. Acesso em: 02 abr. 2019.
- BRASIL - RAIS – **Relação Anual de Informações Sociais ação Anual de Informações Sociais.** Ministério do Trabalho e Emprego. Brasília: 2015. Disponível em: <<http://www.mte.gov.br/rais/default.asp>>. Acesso em: 02 abr. 2019.
- BRASIL - TSE – **Tribunal Superior Eleitoral.** Repositório de dados eleitorais. 2002. Disponível em: < <http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/repositorio-de-dados-eleitorais-1/repositorio-de-dados-eleitorais>>. Acesso em: 02 abr. 2019.

- BRASIL -. **TSE – Tribunal Superior Eleitoral**. Repositório de dados eleitorais. 2014. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/eleicoes/estatisticas/repositorio-de-dados-eleitorais-1/repositorio-de-dados-eleitorais>>. Acesso em: 02 abr. 2019.
- CAFFREY, J.; ISAACS, H. H. Estimating the Impact of a College or University on the Local Economy. **American Council on Education**, Washington, DC, jan. 1971.
- CHIARINI, T.; VIEIRA, K. P. Universidades como produtoras de conhecimento para o desenvolvimento econômico: sistema superior de ensino e as políticas de CT&I. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 1, p. 117-132, 2012.
- COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama**. Texto para Discussão do IPEA, v. 898, 2002.
- COOKE, P.; URANGA, M. G.; ETXEBARRIA, G. Regional innovation systems: Institutional and organisational dimensions. **Research policy**, v. 26, n. 4-5, p. 475-491, 1997.
- DIPRETE, T. A.; GANGL, M. Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. **Sociological methodology**, v. 34, n. 1, p. 271-310, 2004.
- DOLOREUX, D.; PARTO, S. Regional innovation systems: a critical review. **Maastricht, MERIT**, v. 190, n. 01, p. 1-26, 2004.
- FERNANDES, J. O impacto económico das instituições do ensino superior no desenvolvimento regional: o caso do Instituto **Politécnico de Bragança**. Dissertação de mestrado, 2010.
- FLORAX, R. J. G. M. **The university: A regional booster? Economic impacts of academic knowledge infrastructure**. Universiteit Twente, p. 330, 1992.
- FOGUEL, M. N. Diferenças em Diferenças. In: MENEZES-FILHO, N. et al. **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, p. 69-84, 2012.
- GATTI, B. A. Formação de professores no Brasil: características e problemas. **Educação & Sociedade**, v. 31, n. 113, 2010.
- GOLDSTEIN, H. ; MAIER, G.; LUGER, M. The university as an instrument for economic and business development: US and European comparisons. In: DILL D, SPORN B (Ed.). **Emerging patterns of social demand and university reform: Through a glass darkly**, Pergamon, Elmsford, NY, p. 105-133, 1995.
- GOLDSTEIN, H.; RENAULT, C. Contributions of universities to regional economic development: A quasi-experimental approach. **Regional studies**, v. 38, n. 7, p. 733-746, 2004.
- GRUND, C.; WESRTERGARD-NIELSEN; N. Age Structure of the Workforce and Firm Performance. Discussion Paper Series. **IZA Discussion Paper**, n. 1816, oct. 2005.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico**, 2000. Disponível e: < <https://ww2.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico**, 2010. Disponível e: < <https://ww2.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Dados municipais**, 1999 a 2015 (dados municipais anuais). Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/busca.html?searchword=munic%C3%ADpios>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo da Educação Básica: Microdados** – 1999 a 2017. Disponível em: <<http://inep.gov.br/web/guest/microdados>>. Acesso em: 03 fev. 2019.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo da Educação Básica: Sinopse Estatística da Educação Básica** – 2015. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/sinopses-estatisticas-da-educacao-superior>>. Acesso em: 20 jan. 2019.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices, the International Bank for Reconstruction and Development**. The World Bank, 2010.

KOTOSZ, B. G.; LUKOVICS, M.; MOLNÁR, G.; ZUTI, B. How to Measure the Local Economic Impact of Universities? Methodological Overview. **Regional Statistics**, v. 5, n. 2, p. 3-19. 2015.

LEUVEN, E.; SIANESI, B. Psmatch2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. **Boston College Department of Economics**, 2003.

LINDAHL, L.; REGNÉR, H. College choice and subsequent earnings – results using Swedish sibling data. Stockholm University, **Swedish Institute for Social Research (SOFI)**, fev. 2002.

MENEZES-FILHO, N.; OLIVEIRA, A. P.; ROCHA, R. H.; KOMATSU, B. K. O impacto do ensino superior sobre o trabalho e a renda dos municípios brasileiros. São Paulo: **Centro de Políticas Públicas do Insper**, n. 20. 2016.

MICHALEK, J. Counterfactual impact evaluation of EU rural development programmes- Propensity Score Matching methodology applied to selected EU Member States. **Publications Office of the European Union**, v. 2, 2012.

MINCER, J. Schooling, experience and earnings. **National Bureau of Economic Research**, New York, 1974.

MINCER, J. Human capital and economic growth. **Economics of Education Review**, v. 3, n. 3, p. 195-205, 1984.

- NÉRI, M. C. Retornos da educação no mercado de trabalho. Rio de Janeiro: FGV, 2005. Disponível em: <<http://www.fgv.br>>. Acesso em: 20 jan. 2019.
- NIQUITO, T. W.; RIBEIRO, F. G.; PORTUGAL, M. S. Impacto da criação das novas universidades federais sobre as economias locais. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 51, 2018.
- PASTOR, J. M.; PÉREZ, F.; DE GUEVARA, J. F. Measuring the local economic impact of universities: An approach that considers uncertainty. **Higher education**, v. 65, n. 5, p. 539-564, 2013.
- PEIXOTO, B. T.; ANDRADE, M. V.; AZEVEDO, J. P. Avaliação econômica do Programa Fica Vivo: O caso piloto. Belo Horizonte: Texto para discussão. UFMG: CEDEPLAR, v. 336, 2008.
- PINTO, C.C. X. Pareamento. In: MENEZES-FILHO, N. et al. **Avaliação econômica de projetos sociais**. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora, p. 85-106, 2012.
- PNAD. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. 2002, 2008, 2009 e 2015. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=40>. Acesso em: 03 fev. 2019.
- ROLIM, C.; SERRA, M. Instituições de ensino superior e desenvolvimento regional: o caso da região Norte do Paraná. **Revista de Economia**, 35(3), p. 87-102. 2009.
- ROSENBAUM, P.R. *Observational Studies*. Springer, New York, NY, 2002.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, 1983.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. **Journal of the American statistical Association**, v. 79, n. 387, p. 516-524, 1984.
- RUBIN, D. B. Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3-4, p. 169-188, 2001.
- SCHUBERT, T.; KROLL, H. Universities' effects on regional GDP and unemployment: The case of Germany. **Papers in Regional Science**, v. 95, n. 3, p. 467-489, 2016.
- SCHULTZ, T. W. Capital formation by education. **Journal of Political Economy**, v. 68, n. 6, p. 571-583, 1960.
- SEGARRA BLASCO, A. La universitat com a instrument de dinamització socioeconòmica del territori. **Coneixement i Societat: Revista d'Universitats, Recerca i Societat de la Informació**, n. 3, p. 78-103, 2003.
- SPENCE, M. Job Market Signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.

STOKES, K.; COOMES, P. The local economic impact of higher education: An overview of methods and practice. **AIR Professional File**, v. 67, n. 6, p. 1-14, 1998.

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

TAVARES, P. A.; **O Papel da Educação e Experiência na Redução da Desigualdade de Rendimentos no Brasil**. Dissertação de Mestrado em Economia. Universidade de São Paulo, Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo. 2007.

THACKER, R. A. Gender, influence tactics, and job characteristics preferences: New insights into salary determination. **Sex Roles**, v. 32, n. 9-10, p. 617-638, 1995.

VALERO, A.; VAN REENEN, J. The economic impact of universities: Evidence from across the globe. **National Bureau of Economic Research Working Paper**, Cambridge, n. 22501, 2016.

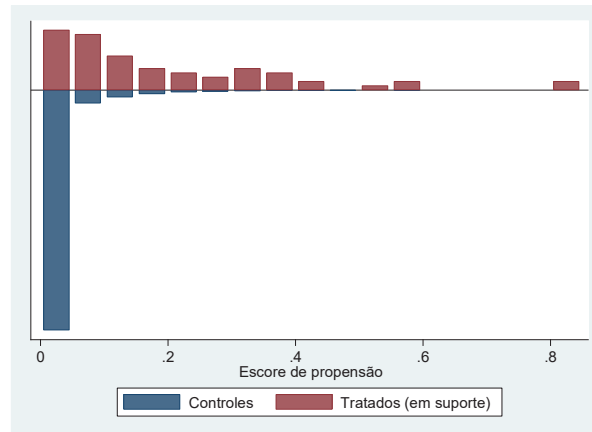
VINHAIS, H. E.F. **Estudo sobre o impacto da expansão das universidades federais no Brasil**. 2013. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo, São Paulo, 2013. Disponível em: < <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-20012014-152929/en.php> >. Acesso em: 01 ago. 2019.

WANG, H. C. Institutions of higher education and the regional economy: A long-term spatial analysis. **Economics Research International**, v. 2010, 2010.

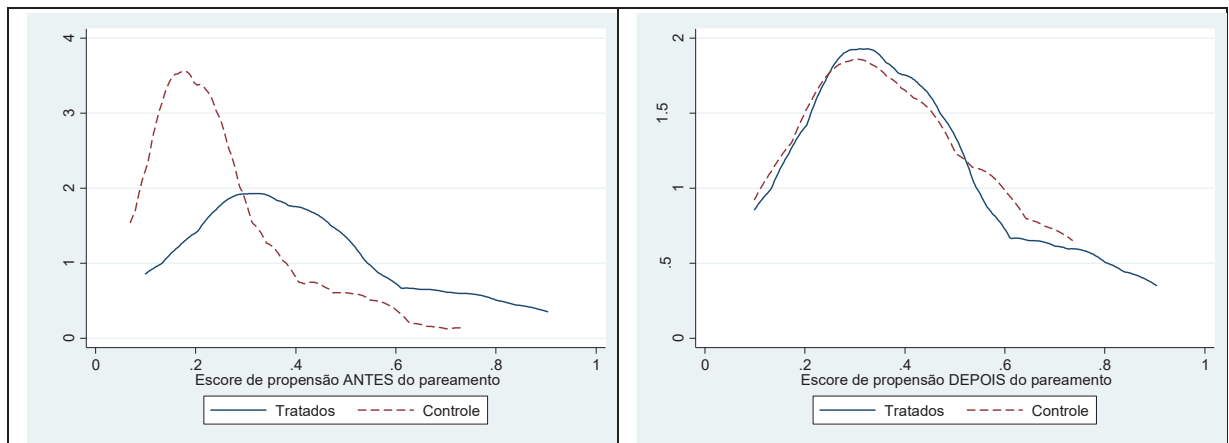
YSERTE, R. G.; RIVERA, M. T. G. The impact of the university upon local economy: three methods to estimate demand-side effects. **The Annals of Regional Science**, v. 44, n. 1, p. 39-67, 2008.

ANEXO 2

Distribuição de densidade do escore de propensão



Gráficos dos escores de propensão



Lista dos municípios do grupo de tratamento

Municípios do grupo de tratamento			
Ordem	UF	Código do Município	Nome do Município
1	13	1300029	Alvarães
2	13	1300102	Anori
3	13	1300144	Apuí
4	13	1300300	Autazes
5	13	1300508	Barreirinha
6	13	1300631	Beruri
7	13	1300680	Boa Vista do Ramos
8	13	1300706	Boca do Acre
9	13	1301100	Careiro
10	13	1301605	Fonte Boa
11	13	1301803	Ipixuna
12	13	1301951	Itamarati
13	13	1302009	Itapiranga
14	13	1302108	Japurá
15	13	1302207	Juruá
16	13	1302306	Jutaí
17	13	1302801	Maraã
18	13	1303007	Nhamundá
19	13	1303106	Nova Olinda do Norte
20	13	1303304	Novo Aripuanã
21	13	1303700	Santo Antônio do Içá
22	13	1303908	São Paulo de Olivença
23	13	1303957	São Sebastião do Uatumã
24	13	1304104	Tapauá
25	13	1304203	Tefé
26	13	1304237	Tonantins
27	13	1304260	Uarini
28	16	1600279	Laranjal do Jari
29	16	1600501	Oiapoque
30	21	2100204	Alcântara
31	21	2102903	Carutapera
32	21	2103406	Coelho Neto
33	21	2103604	Coroatá
34	21	2104677	Governador Nunes Freire
35	21	2105401	Itapecuru Mirim
36	21	2108009	Pastos Bons
37	21	2110609	São Bernardo

(cont.)

				(conclusão)
38	21	2110708	São Domingos do Maranhão	
39	21	2112209	Timon	
40	21	2112506	Tutóia	
41	22	2205508	José de Freitas	
42	22	2208304	Piracuruca	
43	22	2211100	União	
44	26	2604007	Carpina	
45	26	2605202	Escada	
46	29	2913903	Ipiaú	
47	31	3136306	João Pinheiro	
48	31	3139607	Mantena	
49	31	3145208	Nova Serrana	
50	31	3145604	Oliveira	
51	31	3157005	Salinas	
52	32	3204559	Santa Maria de Jetibá	
53	35	3500709	Agudos	
54	35	3534302	Orlândia	
55	35	3536703	Pederneiras	
56	35	3542206	Rancharia	
57	41	4102109	Astorga	
58	41	4116901	Nova Esperança	
59	41	4128005	Ubiratã	
60	42	4203956	Capivari de Baixo	
61	43	4311809	Marau	
62	52	5215702	Palmeiras de Goiás	
63	52	5220603	Silvânia	

Notas: Siglas das UF's: AP (16), AM (13), BA (29), ES (32), GO (52), MA (21), MG (31), PR (41), PE (26), PI (22), RS (43), SC (42), SP (35).