

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PELOTAS
Instituto de Ciências Humanas
Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados



Dissertação

**O EFEITO DA CRIAÇÃO DE NOVOS CAMPI DE INSTITUTOS E UNIVERSIDADES
FEDERAIS SOBRE A FECUNDIDADE**

LUCIANE MACHIM VIEIRA

Pelotas, 2020

Luciane Machim Vieira

O EFEITO DA CRIAÇÃO DE NOVOS CAMPI DE INSTITUTOS E UNIVERSIDADES
FEDERAIS SOBRE A FECUNDIDADE

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercado do Instituto de Ciências Humanas da Universidade Federal de Pelotas, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Felipe Garcia Ribeiro

Coorientador: Prof. Dr. André Carraro

Pelotas, 2020

Luciane Machim Vieira

O EFEITO DA CRIAÇÃO DE NOVOS CAMPI DE INSTITUTOS E UNIVERSIDADES
FEDERAIS SOBRE A FECUNDIDADE

Dissertação aprovada, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia Aplicada, Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercado do Instituto de Ciências Humanas da Universidade Federal de Pelotas.

Aprovado pela Banca Examinadora em ____/____/____.

Banca examinadora:

Professor Dr. Felipe Garcia Ribeiro (PPGOM-UFPEL)

Professora Dra. Thais Waideman Niquito (ESAG-UDESC)

Professora Dra. Livia Madeira Triaca (PPGOM-UFPEL)

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer a minha família, pois eles foram, e sempre serão, a maior motivação para eu seguir meus sonhos. Obrigada, mãe, Ju e Fê por todo o amor, amparo e compreensão.

Aos meus orientadores, Prof. Dr. Felipe Garcia e Prof. Dr. André Carraro, muito obrigada pelo aprendizado que me foi oportunizado, pela paciência demonstrada e todo auxílio prestado na execução desse trabalho. Também agradeço ao professor Grabrielito Menezes, por me fazer acreditar no meu potencial e por me apoiar em decisões acadêmicas e pessoais.

Desejo igualmente saudar todos os meus colegas do mestrado, especialmente a Raquel, Vini, Duda, Dianifer e Silvio pela amizade e pela parceria. Foi muito bom poder compartilhar o melhor, e o pior, desses últimos anos com vocês.

Gostaria de destacar meu imenso apreço pela ajuda que recebi para a realização desse trabalho. Obrigada, Silvio, por toda dedicação e paciência comigo.

Agradeço também ao CNPq, pela concessão da bolsa de mestrado durante todo o curso.

Por último, gostaria de agradecer ao Léo, por acreditar em mim quando nem eu mesmo acredito, e por estar sempre ao meu lado, independentemente de onde eu esteja.

Resumo

O presente estudo avalia o efeito da criação de novos *campi* de Institutos (IFs) e Universidades Federais (UFs) sobre a taxa de fecundidade das mulheres, com bases nos dados do Sistema Integrado de Monitoramento, Execução e Controle do Ministério da Educação (SIMEC) e do DATASUS, para o período de 1994 a 2015. Para controlar os possíveis efeitos de transbordamentos da política pública, foi utilizado o método de diferenças em diferenças espacial (SDID). A utilização desse método gera ganhos ao incluir não só o impacto nas regiões tratadas como também o impacto nas regiões vizinhas as tratadas, permitindo uma estimação mais adequada dos efeitos. Os resultados preliminares indicam que a expansão da educação federal impactou negativamente na taxa de fecundidade nas áreas diretamente afetadas, todavia, nas áreas indiretamente afetadas esse impacto foi positivo.

Palavras chave: Expansão Institutos Federais; Expansão Universidades Federais; Taxa de Fecundidade; Diferenças em Diferenças Espacial.

Abstract

The current study analyzes the effect of creation of new *campi* of Federal Institutes (IFs) and Federal Universities (UFs) over women's fertility rate, based on data from the Education Ministry's Integrated System of Monitoring, Execution and Control (SIMEC) and DATASUS, for the periods from 1994 to 2015. To control the possible effects of public policy's spillover, a method of spatial difference in differences has been used (SDID). The use of this method brings advantages for including not only the impact on the treated areas but also the impact on the nearby areas, allowing a more adequate estimation of the effects. The preliminary results indicate that the federal education's expansion affected negatively the fertility rate in direct treated areas, however, in the indirectly affected, this impact was positive.

Keywords: Federal Institutes expansion; Federal University expansion; Fertility Rate; Spatial Difference in Differences.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Estatísticas Descritivas da taxa de fecundidade total (TFT) e específica (TFE) dos municípios brasileiros, expansão dos institutos federais para os anos de 1994 a 2015	23
Tabela 2 - Estatísticas Descritivas da taxa de fecundidade total (TFT) e específica (TFE) dos municípios brasileiros, expansão das universidades federais, para os anos de 1994 a 2015	24
Tabela 3 - Efeito da expansão dos institutos e universidades federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015)	35
Tabela 4 - Efeito da expansão dos institutos e universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento, municípios brasileiros, (1994-2015)	36
Tabela 5 - Teste de autocorrelação espacial I de Moran	38
Tabela 6 - Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015) e os transbordamentos	42
Tabela 7 - Efeito médio e efeito de transbordamento da expansão universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, municípios brasileiros (1994-2015)	42
Tabela 8 - Efeitos diretos e indiretos da expansão dos institutos e universidade federais sobre a taxa de fecundidade total, municípios brasileiros (1994-2015)	43
Tabela 9 - Efeitos médio e o efeito de transbordamento dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento municípios brasileiros (1994-2015)	45
Tabela 10 - Efeitos das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento municípios brasileiros e os transbordamentos (1994-2015)	47
 Tabela A 1 Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015)	 55

Tabela A 2 - Efeito da expansão das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015).....	56
Tabela A 3 - Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento por faixa etária, municípios brasileiros, (1994-2015).....	57
Tabela A 4 - Efeito da expansão das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento por faixa etária, municípios brasileiros, (1994-2015).....	58

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Evolução do número de universidades federais no Brasil, por localização (capital e interior) para os anos de 2000 a 2015	16
Figura 2 - Evolução do número de campi de universidades federais no Brasil, para os anos de 1994 a 2015	16
Figura 3: Evolução do número de campi de institutos federais no Brasil, para os anos de 2000 a 2015.....	19
Figura 4 - Diagrama do modelo espaciais com efeito fixo de município e tempo	31
Figura 5 - Diagrama do modelo espaciais com efeito fixo de município e tempo por tempo de exposição ao tratamento.....	32
Figura 6 - I de Moran local univariado para as médias pré-tratamento e pós tratamento.....	39
Figura 7 – I de Moran local bivariado para as médias pré-tratamento e pós tratamento.....	40

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 EXPANSÃO DA EDUCAÇÃO FEDERAL BRASILEIRA.....	14
2.1 EXPANSÃO DAS UNIVERSIDADES FEDERAIS	14
2.2 EXPANSÃO DOS INSTITUTOS FEDERAIS.....	17
3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	21
3.1 DADOS.....	21
3.2 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS (DID)	25
3.3 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS EM ESPACIAL (SDID)	27
3.3.1 Matriz de ponderação espacial.....	28
3.3.2 Modelos Espaciais	29
4 RESULTADOS.....	34
4.1 ESTIMATIVA DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS COM EFEITO FIXO DE MUNICÍPIO	34
4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	37
4.3 ESTIMATIVA DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS ESPACIAL	40
5 CONSIDERAÇÕES.....	49
REFERÊNCIAS.....	51
APÊNDICE.....	55

1 INTRODUÇÃO

O presente estudo tem como principal objetivo analisar se a criação de novos *campi* de institutos federais (IFs) e universidades federais (UFs) afetou a taxa de fecundidade das mulheres. Mais especificamente, esse trabalho mede o possível efeito da expansão de ensino profissional, tecnológico e superior público nacional sobre a taxa de fecundidade das mulheres que residem nos municípios onde essas instituições foram implementadas como também naquelas que residem nas regiões vizinhas às afetadas. Além disso, foi investigado se a ampliação poderia gerar efeitos heterogêneos ao longo das faixas etárias das mulheres, avaliando-se o possível impacto nas taxas de fecundidade específica por grupos etários.

As altas taxas de fecundidade, principalmente nos países em desenvolvimento, representam um enorme desafio aos governantes, uma vez que afetam significativamente as questões socioeconômicas dessas regiões (AZEVEDO *et al.*, 2012). Tal desafio é ainda mais complexo quando a natalidade é maior entre a população adolescente e/ou de baixa renda, isso porque, a maternidade na adolescência está negativamente associada aos resultados futuros das mães, como piores desempenhos educacionais, piores resultados no mercado de trabalho e maior participação em programas de assistência à pobreza (ALZÚA e VELÁZQUEZ, 2017; BERTHELON e KRUGER, 2017; FLETCHER e WOLFE, 2009; GIBB *et al.*, 2015). Todos esses fatores associados acabam elevando os gastos públicos devido a implementação de políticas sociais que buscam mitigar os problemas, evidenciando as adversidades que os governos enfrentam quando as taxas de fecundidade entre as jovens são elevadas (AZEVEDO *et al.*, 2012).

Nesse sentido, considerando que a educação é um fator determinante para as escolhas sociais dos indivíduos, o investimento em capital humano pode ser visto como uma forma de reduzir, indiretamente, a fecundidade. Assim, as reformas educacionais passaram a fazer parte das agendas defendidas pelos formuladores de políticas públicas, como meio de promoção do bem estar social e econômico dos países (ALZÚA e VELÁZQUEZ, 2017; BERTHELON e KRUGER, 2017).

Inúmeros estudos foram, e permanecem sendo, realizados em países em desenvolvimento - como Uganda, Nigéria, Argentina e Chile - com o objetivo de entender os efeitos que políticas educacionais podem exercer sobre tais questões sociodemográficas regionais (ALZÚA e VELÁZQUEZ, 2017; ISEN e STEVENSON, 2013; KEATS, 2018; OSILI e LONG, 2008). Tais trabalhos têm consistentemente apresentado os resultados de que a elevação da escolaridade das mulheres, devido a reformas educacionais, fez com que essas optassem por postergar ou reduzir o número de filhos. Além de ressaltarem que mulheres com maior escolaridade também escolhem protelar o casamento - sendo menos propensas a vê-lo como uma forma de “segurança financeira” – tendo maior compreensão sobre métodos contraceptivos, saúde reprodutiva e planejamento familiar (ALZÚA e VELÁZQUEZ, 2017; ROSENZWEIG e SCHULTZ, 1989). Ademais, a educação também pode ser vista com um fator que molda as atitudes, valores e as aspirações das mulheres, que tendem a buscar estilos de vidas diferentes, valorizando mais suas escolhas profissionais. Sendo esses últimos alguns dos possíveis mecanismos pelos quais a educação pode levar a redução da fecundidade (CLELAND, 2002).

Nesse contexto, o Brasil tem vivenciado um período de quedas significativas nas taxas de fecundidade, impulsionado por melhorias na educação, pelo declínio nas taxas de mortalidade infantil e pela elevação da participação das mulheres no mercado de trabalho. Todavia, mesmo que o país tenha conseguido controlar o crescimento populacional e atravesse um estágio intermediário da transição demográfica - redução da taxa de mortalidade em conjunto com a redução da taxa de fecundidade –, essa transição vem ocorrendo de forma heterogênea (TEJADA *et al.*, 2017). Isto é, as taxas de fecundidade variam muito conforme as características socioeconômicas e demográficas das regiões (CARVALHO, WONG e MIRANDA, 2016). Alguns estudos que analisaram os fatores que determinam as taxas de fecundidade brasileiras encontraram que essas eram menores para as mulheres que viviam em regiões urbanas, tinham ensino superior, eram brancas, possuíam emprego remunerado e rendas mais elevadas (MADALOZZO, 2012; NELSON, 2013; SIMÕES e SOARES, 2012).

Desde os anos 1990, temos vivenciado um forte investimento em educação no país, e umas das mais expressivas reformas ocorridas foi a referente a ampliação da rede profissional, tecnológica e superior de ensino federal brasileiro, que teve como principais objetivos aumentar o número de cursos e vagas ofertados e ampliar a

estrutura de ensino em direção aos municípios do interior (VINHAIS, 2013). Tal expansão, na realidade, envolve duas ampliações educacionais distintas, a dos institutos federais e a das universidades federais. Mesmo que o processo de implementação de ambas as políticas tenha sido diferente, elas ocorreram em um período interligado e tinham por base o mesmo objetivo, qual seja, ampliar o acesso à educação pública proporcionando uma maior equidade social e territorial. Além do mais, a implementação de tais políticas abriu um leque de oportunidades para que as mulheres participassem cada vez mais do processo de atividade econômica do país (FAVERI, PETTERINI e BARBOSA, 2018; VINHAIS, 2013).

Diante desse amplo investimento de recursos públicos realizado no país, é de extrema relevância que sejam realizados estudos para investigar os possíveis canais pelos quais a ampliação de ensino federal podem afetar a vida da sociedade, seja através do desenvolvimento regional, mercado de trabalho ou, no caso do presente estudo, da taxa de fecundidade.

Como acreditamos que a política pública analisada nesse estudo pode gerar efeitos de transbordamento regional (*spillover*), optamos por empregar o método de econometria espacial, pois assim, podemos captar além do efeito médio, os efeitos de transbordamentos, diretos e indiretos. Essa escolha, levou em consideração inúmeras motivações teóricas para a utilização de modelos espaciais em estudos de economia sociais, como é o caso de transbordamentos de gastos em políticas públicas para municípios vizinhos, influência das redes sociais, influência sobre o comportamento dos pares, etc. Esses eventos já foram utilizados em análises da educação, fecundidade e crime (CABRALES, CALVÓ-ARMENGOL e ZENOU, 2009; CASE e KATZ, 1991). Tais situações enumeram diferentes motivos pelos quais o uso de econometria espacial seria indicado para o presente estudo.

Assim, utilizamos o modelo de SDID uma vez que: (i) a política de expansão nos permitir identificar dois grupos distintos, os municípios que foram contemplados com novos *campi* e os que não foram; (ii) utilizando os dados do DATASUS e do SIMEC (Sistema Integrado de Monitoramento, Execução e Controle do Ministério da Educação) foi possível criar um painel de dados para o período de 1994 a 2015; e (iii) por acreditar-se que a criação de um campus em determinado município pode afetar os resultados dos municípios vizinhos.

Além dessa introdução, esse estudo conta ainda com mais quatro seções. Na segunda seção são apresentado o processo de expansões da educação federal

brasileira. A terceira seção apresenta a base de dados e a metodologia utilizada. Na quarta são apresentados a análises explanatória dos dados e os resultados das estimativas. Por fim, a quinta seção apresenta as considerações finais do trabalho.

2 EXPANSÃO DA EDUCAÇÃO FEDERAL BRASILEIRA

Desde o final da década de 1990, o governo federal brasileiro passou a implementar inúmeras políticas públicas visando a ampliação do ensino tecnológico, profissional e superior público brasileiros, com o objetivo de fomentar o desenvolvimento social e econômico, através da formação qualificada de profissionais, viabilizando a inserção desses no mercado de trabalho, e aprimorando a pesquisa científica nos centros acadêmicos. Esse investimento em educação ocorreu por meio da ampliação da oferta de vagas e cursos nas instituições já existentes, além da criação de novos *campi* e instituições. Cabe salientar que, o ensino superior federal, em geral, diz respeito às universidades federais, enquanto o ensino tecnológico e profissionalizante federal, se refere, basicamente, aos institutos federais.

Segundo os dados fornecidos pelo INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira), através das sinopses estatística do ensino superior brasileiro, pode-se ter um melhor entendimento da dimensão dessa expansão educacional federal. Conforme as informações colhidas, entre os anos de 2000 e 2017, as universidades federaram expandiram de 39 instituições para 63, enquanto os institutos federais¹, no mesmo período, cresceram de 11 para 40. A magnitude dessa ampliação também pode ser observada através do número de vagas ofertadas pelas instituições. As UFs em 2000 ofertavam 112.826 vagas em cursos de graduação presencial, esse número passou para 220.154 em 2017, o que representa um crescimento de aproximadamente 95%. Já os IFs, passaram de 5.277 vagas presenciais, em 2000, para 30.722 vagas em 2017, o que corresponde a uma variação positiva de 480%.

2.1 EXPANSÃO DAS UNIVERSIDADES FEDERAIS

De acordo com Vinhais (2013), a expansão do ensino superior federal no Brasil passou por três fases. A primeira ocorreu de 1998 e 2002, e se deu através da ampliação do número de vagas e cursos ofertados nos *campi* das universidades

¹ Os Institutos Federais somente passaram a existir em 2008 através da Lei nº 11.892/2008. Anteriormente esses eram denominados Centros Federais de Educação Tecnológica (CEFETs).

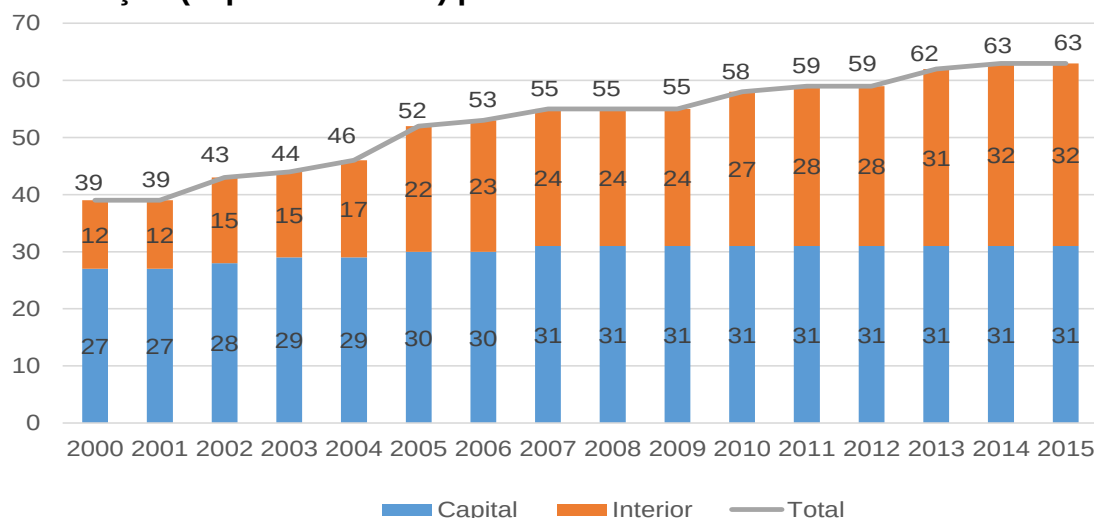
federais já existentes. A segunda fase, que ocorreu entre os anos de 2003 e 2006, estendeu a oferta de cursos em direção aos municípios do interior brasileiro, visando atender a demanda crescente dessas regiões, democratizando o acesso à educação superior pública (nesse período houve a criação de diversas novas universidades federais). A terceira e última fase, de 2007 a 2010, teve como propulsor o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), instituído a partir do Decreto número 6.096, de 24 de abril de 2007, que teve como objetivo principal promover as condições necessárias para o processo de expansão através da melhor utilização das estruturas física e recursos humanos já existentes.

Com a instituição dessas políticas de ampliação, foram criadas dezenove universidades federais no Brasil². Cabe destacar que o Plano Nacional de Educação (PNE), do período de 2001 a 2010, responsável por determinar as diretrizes, metas e estratégias para a política educacional, também foi um dos grandes responsáveis pelo processo de expansão do ensino superior brasileiro, já que por meio dele foram fixadas metas que almejavam, através da política de expansão, reduzir as desigualdades regionais existentes no país.

Com base na Figura 1, pode-se observar mais claramente esses números. Durante o período relativo à segunda fase, houve a criação de 6 novas UFs, partindo de 47 instituições, em 2002, e atingindo o número 53, em 2006, sendo que, dessas 53, 30 se situavam na capital e 23 no interior. Já, na terceira fase, surgiram mais 5 novas universidades, estando 31 localizadas em capitais e 27 no interior. Pode-se também observar que, mesmo com o fim da terceira fase, ainda continuaram sendo abertas novas instituições, chegando, no final 2015, ao total de 63 instituições, das quais 32 estavam situadas na capital e 31 no interior. Tais dados mostram que pelo menos em números de instituições de ensino superior, se conseguiu atingir a meta de levar a expansão rumo ao interior das regiões do Brasil. Na Figura 2, são apresentados os valores relativos ao crescimento do número de *campi* de universidades federais no período da expansão.

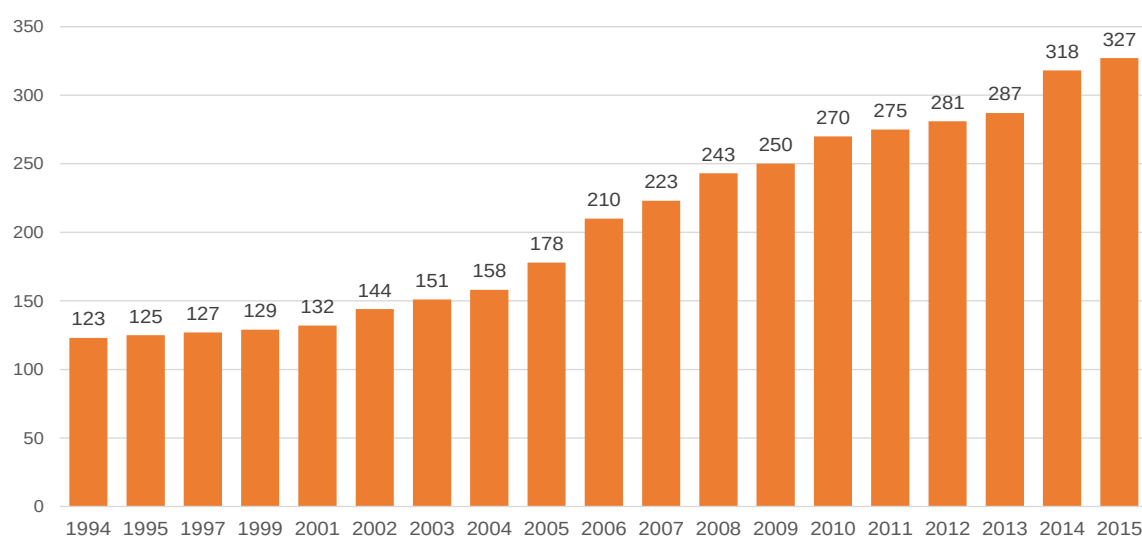
² Conforme o Censo de Ensino Superior.

Figura 1- Evolução do número de universidades federais no Brasil, por localização (capital e interior) para os anos de 2000 a 2015



Fonte: elaboração própria (2020). Dados do INEP (Sinopses Estatísticas da Educação Superior).

Figura 2 - Evolução do número de *campi* de universidades federais no Brasil, para os anos de 1994 a 2015



Fonte: Elaboração própria (2020). Dados do SIMEC.

Conforme salientado por Niquito, Ribeiro e Portugal (2018), a maioria das universidades que surgiram nesse período, na realidade, procederam de instituições já existentes, sendo somente desmembradas e transformadas em novas UFs. E, uma vez que se deseja analisar o impacto da expansão de ensino, as circunstâncias do surgimento dessas novas instituições federais demandam precaução por parte dos pesquisadores, porque, como a criação dessas instituições deve ser entendida como uma política pública, o estudo de seus possíveis impactos exige o discernimento dos municípios entre os que foram afetados por ela daqueles que não foram. Mesmo que

tal constatação seja de extrema relevância, esse não será um problema para o presente estudo, uma vez que o nosso objetivo não é avaliar o impacto da criação de novas universidades, mas sim da criação de novos *campi* na taxa de fecundidade, dos municípios que nunca possuíram universidades ou mesmo institutos federais.

Assim, para composição do banco de dados não ser afetada, basta conseguir distinguir os municípios que de fato foram contemplados com novos *campi*, excluindo da amostra aqueles que unicamente passaram por algum tipo de mudança estrutural, sejam esses desmembramentos ou transformações de uma instituição já existente. O que será assegurado pela utilização dos dados coletados junto ao Sistema Integrado de Monitoramento, Execução e Controle do Ministério da Educação (SIMEC).

2.2 EXPANSÃO DOS INSTITUTOS FEDERAIS

Para explicar o processo de expansão dos Institutos Federais é importante, primeiramente, compreender a estrutura da Rede Federal de Educação Profissional, Científica e Tecnológica (EPT). Conforme a Lei número 11.892, de 29 de dezembro de 2008, a Rede Federal de EPT, vinculada ao Ministério da Educação, é constituída pelas seguintes instituições: i) Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia - Institutos Federais (IFs); ii) Universidade Tecnológica Federal do Paraná - UTFPR; iii) Centros Federais de Educação Tecnológica Celso Suckow da Fonseca - CEFET-RJ e de Minas Gerais - CEFET-MG; iv) Escolas Técnicas Vinculadas às Universidades Federais; e v) Colégio Pedro II. Todavia, mesmo havendo essas diversas outras instituições em sua formação, a Rede Federal é composta predominantemente pelos institutos federais. Assim, como esse último são os responsáveis pela maior parte das atividades (tanto em oferta de ensino, quanto em utilização de recursos públicos) somente eles serão objetos deste estudo.

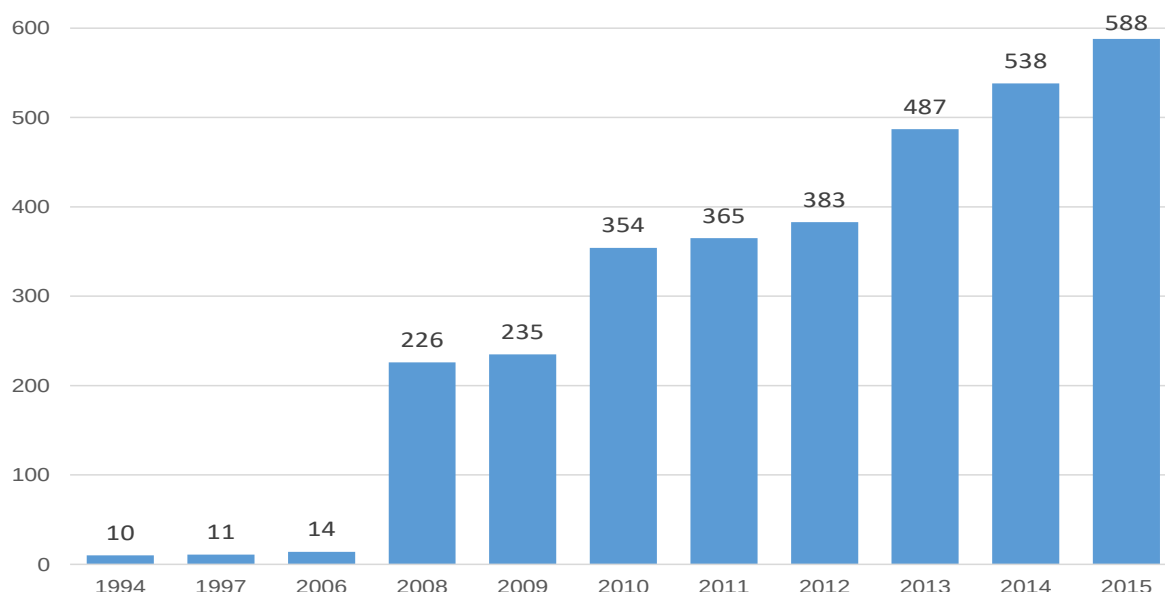
Diferentemente do caso das UFs, que basicamente só ofertam cursos de graduação (bacharelado e licenciatura), pós graduação e tecnólogos de nível superior, a Rede Federal de EPT oferta um leque muito maior de opções de cursos. Conforme o Decreto nº 5.154, de 23 de julho de 2004, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, a educação de nível profissional deve ser desenvolvida por meio de cursos e programas de: i) qualificação profissional, inclusive formação inicial e continuada de trabalhadores; ii) educação profissional técnica de nível médio; e iii) educação profissional tecnológica de graduação e de pós-graduação. Junto com isso,

com a Lei nº 11.892, de 29 de dezembro de 2008, os Institutos Federais também passaram a ter como objetivo ministrar cursos de licenciatura, como também programas de formação pedagógica, buscando incentivar a formação de professores da educação básica, com foco nas áreas de ciência e matemática, e para a educação profissional.

A política de expansão dos IFs, passou a vigorar no Brasil entre os anos de 2003 a 2016 com o objetivo de ampliar a equidade social e territorial. De forma geral, a ampliação teve como objetivos principais fortalecer e democratizar a educação profissional e tecnológica, buscando diminuir a desigualdade de acesso e oportunidades entre a população jovem, além de ofertar ensino de acordo com as necessidades locais, incentivando a permanência de capital humano no interior do país (ANDRADE, 2014; FAVERI, PETTERINI e BARBOSA, 2018).

A primeira fase dessa expansão é relativa ao período de 2003 a 2010. Nesse período ocorreu a implementação de 214 novos *campi*, buscando a democratização do acesso à educação, com foco na abertura de instituições no interior do Brasil. Mais de 90% dos 214 novos *campi*, surgidos nessa primeira fase, foram abertos em municípios em regiões interioranas (ANDRADE, 2014). No final da expansão, já em 2016, o número de institutos chegou a 644, passando a ofertar não só cursos técnicos e profissionalizantes, como também cursos de graduação, pós graduação e formação continuado, esses números podem ser observados na Figura 3. Previamente à expansão, praticamente um quarto das instituições estavam situadas nas capitais, todavia, após essa ampliação, esse valor passou para quase um quinto.

Figura 3: Evolução do número de *campi* de institutos federais no Brasil, para os anos de 2000 a 2015



Fonte: Elaboração própria (2020). Dados do SIMEC.

Algumas pesquisas sobre recente expansão educacional brasileira já foram realizadas, porém, essas, em geral, avaliam o impacto da expansão em variáveis ligadas ao crescimento e desenvolvimento econômico e ao mercado de trabalho, por meio da abordagem clássica do método de diferenças em diferenças (DID) e utilização dos dados dos censos demográficos de 2000 e 2010. Além do mais, esses estudos geralmente analisam somente uma das expansões, sendo o trabalho de Bergmann (2016) o único encontrado que avaliou o impacto de ambas. Nesse foi analisado o efeito da ampliação sobre as oportunidades do mercado de trabalho. Os resultados encontrados sugerem que a expansão teve um impacto positivo na taxa de ocupação e na formalização dos postos de trabalho.

Faveri, Petterini e Barbosa (2018), ao testarem a hipótese de que a expansão dos Institutos Federais gera mudanças em alguns indicadores socioeconômicos regionais, encontraram efeitos pequenos e estaticamente significativos para os municípios com populações inferiores a 70 mil habitantes. Para a realização desse trabalho, além do método de DID, também foi utilizado o método de pareamento por escore de propensão (PSM). Na mesma linha, porém para a criação de novas UFs, Niquito, Ribeiro e Portugal (2018) também investigaram o efeito sobre o desenvolvimento das economias regionais. Os resultados encontrados sugerem que a expansão gerou elevação da renda domiciliar per capita e redução da taxa de

fecundidade (com impactos acentuados em municípios menores). Cabe salientar que esse foi o único trabalho encontrado que se preocupou com a questão do efeito de transbordamento da expansão. Todavia, a solução foi a adaptar a variável de tratamento (para que fosse capaz de capturar os efeitos de *spillover*), e não a utilização de modelos da econometria espacial.

Por último, Caldarelli, Camara, e Perdigão (2015) também analisaram a relação entre a ampliação do ensino superior e o desenvolvimento regional, mas para o caso vivenciado pelo Estado do Paraná. O estudo, realizado com dados em painel para o período de 2006 a 2010, utilizou o Índice Firjam de Desenvolvimento Municipal (IFDM), além de seus subíndices de educação, emprego/renda e saúde. Os resultados encontrados indicaram que a criação das universidades estaduais do Paraná gerou efeitos positivos e estatisticamente significantes nos indicadores de emprego e renda, porém, para os indicadores de saúde e educação os resultados foram menos expressivos.

Contudo, mesmo que muito já se tenha avaliado os impactos econômicos, sociais, e demográficos da recente expansão de ensino superior brasileiro, poucos ou raros foram os estudos que buscaram realizar tais avaliações sobre a taxa de fecundidade e utilizando métodos econométricos espaciais. Desta forma, acredita-se que as principais contribuições deste estudo sejam: (i) analisar o efeito de ambas as expansões de ensino sobre as taxas de fecundidade (total e específicas); (ii) utilizar um painel de dados para um período mais abrangente, de 1994 a 2015, e (iii) utilizar o método de econometria espacial para estimar os efeitos diretos, indiretos e totais da política pública.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nessa seção são apresentados e descritos os dados e métodos empíricos utilizados no presente estudo. Como previamente indicado, o objetivo deste trabalho é testar os possíveis impactos da expansão dos Institutos e Universidades Federais sobre a fecundidade. Mais especificamente, serão medidos os efeitos (médio, de transbordamentos, diretos e indiretos) da política de ampliação do ensino brasileiro na taxa de fecundidade total e nas taxas de fecundidade específica por grupos etários.

3.1 DADOS

Foram utilizadas duas diferentes fontes para a elaboração de um painel de dados a nível municipal para o período de 1994 a 2015 (período máximo permitido devido a disponibilidade de dados). As informações relacionadas a criação de *campi* de institutos e universidades federais foram coletadas junto ao Sistema Integrado de Monitoramento, Execução e Controle do Ministério da Educação (SIMEC). Através desse banco de dados foi possível obter os dados a respeito da unidade da federação e município de localidade dos *campi*, além da informação acerca da criação de fato da unidade, ou da sua existência em um período prévio à expansão. Essa última informação é de extrema importância, uma vez que o objetivo deste estudo é estimar o efeito da expansão de ensino público superior apenas naquelas localidades que anteriormente ao período de implementação não possuíam nenhum campus, seja de IF ou UF.

Para a elaboração das variáveis de interesse foram utilizados dados a respeito de nascidos vivos por município e faixa etária da mãe, bem como a população de mulheres residente por município e faixa etária, ambos disponibilizados pelo Ministério da Saúde do Brasil, através de seu sistema integrado de informações (DATASUS). Com base nesses dados, foram calculadas duas diferentes taxas: a taxa de fecundidade específica por idade (TFE) e a taxa de fecundidade total (TFT) – seguindo a metodologia implementada pela Rede Integrada de informações para a Saúde (RIPSA).

A primeira taxa calcula o número médio de nascidos vivos tidos por mulheres em uma específica faixa etária, a cada mil mulheres do mesmo grupo etário em uma determinada região geográfica. Essa taxa foi calculada dividindo o número de nascidos vivos para cada faixa etária de mulheres pelo número de mulheres nas mesmas faixas. Para esse estudo, foram calculadas as TFEs referentes aos grupos de 15 a 19 anos, 20 a 24 anos, 25 a 29 anos, 30 a 34 anos, 35 a 39 anos, 40 a 44 anos e 45 a 49 anos. Uma vez calculadas, podemos medir a intensidade de fecundidade a qual as mulheres, em cada grupo etário, estão expostas.

Já, a TFT, é calculada através do somatório das TFEs por faixas etárias multiplicado pelo tamanho do intervalo, em anos, das faixas. No caso do presente estudo, optou-se por utilizar o intervalo de 5 anos, seguindo as faixas etárias sugeridas para análise pelo RIPSa. A TFT representa o número médio esperado de filhos por mulher dentro do seu período reprodutivo (dos 15 aos 49 anos de idade) em uma determinada área geográfica.

Ambas as variáveis serão utilizadas para avaliar o impacto direto da expansão nos resultados de saúde reprodutiva da mulher. A fórmula utilizada para o cálculo da TFT e da TFE são apresentados abaixo:

$$TFE = \left(\frac{n^{\circ} \text{ de nascidos vivos por faixa etária}}{\text{população de mulheres por faixa etária}} \right) \times 1000 \quad (1)$$

$$TFT = 5 \times \frac{(\sum TFE)}{1000} \quad (2)$$

As Tabelas 1 e 2 apresentam as estatísticas descritivas das variáveis de interesse para cada ano entre 1994 e 2015, tanto para os municípios cobertos pela política pública quanto para os não cobertos por ela. Aparentemente, os municípios contemplados com novos *campi* possuíam taxas de fecundidade mais elevadas. Além do mais, a tendência de declínio da diferença entre as taxas de fecundidade (entre os municípios não tratados e os tratados) também fica aparente.

Tabela 1- Estatísticas descritivas da taxa de fecundidade total (TFT) e específica (TFE) dos municípios brasileiros, expansão dos institutos federais para os anos de 1994 a 2015

Ano	Nº de municípios Tratados IF	TFT		TFE - 15 a 19 anos		TFE - 20 a 24 anos		TFE - 25 a 29 anos		TFE - 30 a 34 anos		TFE - 35 a 39 anos		TFE - 40 a 44 anos		TFE - 45 a 49 anos	
		Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados
1994	0	2,30		85,36		144,59		103,99		61,18		40,23		18,59		6,79	
1995	0	2,05		84,25		142,22		103,39		61,08		39,62		18,18		6,60	
1996	0	2,15		83,14		139,86		102,79		60,98		39,01		17,76		6,41	
1997	0	2,15		82,03		137,50		102,18		60,87		38,39		17,35		6,21	
1998	0	2,19		80,92		135,13		101,58		60,77		37,78		17,05		6,02	
1999	0	2,11		79,81		128,52		100,98		60,67		37,91		16,57		5,75	
2000	0	2,20		78,13		126,37		97,66		60,57		35,47		15,65		5,54	
2001	0	2,07		78,79		127,96		99,28		60,96		35,98		15,98		5,52	
2002	0	2,06		76,30		128,89		98,88		60,42		35,55		15,43		5,03	
2003	0	2,04		74,84		127,69		99,29		59,68		34,87		15,11		5,33	
2004	3	2,03	2,05	74,22	77,16	125,77	124,45	100,40	101,23	59,76	61,24	34,08	32,69	15,17	11,64	5,00	1,67
2005	3	2,05	2,02	74,77	75,32	125,90	120,73	103,10	101,98	60,92	60,88	34,09	32,17	14,65	10,95	4,73	1,85
2006	102	1,94	1,93	69,09	70,17	116,28	113,33	98,70	98,91	58,64	59,26	33,16	31,78	14,28	10,87	4,78	1,63
2007	111	1,84	1,81	74,09	74,64	102,42	101,14	88,89	86,46	60,79	58,95	32,75	30,86	12,47	9,47	4,18	1,40
2008	223	1,80	1,86	71,75	74,98	99,38	103,99	86,62	89,39	61,03	61,24	32,54	32,46	11,76	9,67	3,87	1,42
2009	234	1,74	1,80	70,16	72,79	95,91	100,24	82,16	85,08	59,33	59,84	31,79	31,57	11,33	9,32	3,79	1,20
2010	236	1,74	1,78	64,51	67,54	99,98	99,70	86,67	87,41	58,38	59,92	30,24	31,05	10,74	9,10	3,57	1,22
2011	327	1,75	1,80	63,41	67,68	97,17	97,46	87,93	88,82	61,04	63,14	32,03	33,28	10,69	8,96	3,43	1,27
2012	373	1,72	1,77	62,14	66,86	92,50	93,26	85,51	85,79	62,70	64,91	32,09	33,36	10,75	8,88	3,34	1,18
2013	416	1,67	1,76	64,17	68,53	87,38	92,82	82,02	84,08	60,44	63,26	31,45	33,00	10,71	9,10	3,09	1,08
2014	471	1,73	1,82	64,83	69,72	89,59	94,97	85,50	87,87	63,13	65,32	33,51	35,10	10,74	9,62	3,11	1,10
2015	476	1,77	1,84	64,86	67,80	91,21	95,66	87,09	90,29	66,06	66,80	35,09	37,24	10,91	9,95	3,04	1,00

Fonte: Elaboração própria (2020). Dados do SIMEC.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas da taxa de fecundidade total (TFT) e específica (TFE) dos municípios brasileiros, expansão das universidades federais, para os anos de 1994 a 2015

Ano	Nº de municípios Tratados UF	TFT		TFE - 15 a 19 anos		TFE - 20 a 24 anos		TFE - 25 a 29 anos		TFE - 30 a 34 anos		TFE - 35 a 39 anos		TFE - 40 a 44 anos		TFE - 45 a 49 anos	
		Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados	Não tratados	Tratados
1994	0	2,31		85,28		149,90		107,51		59,00		36,98		18,37		6,37	
1995	0	2,15		84,18		146,80		106,34		59,16		36,72		17,95		6,19	
1996	0	2,23		83,07		143,70		105,16		59,31		36,47		17,53		6,00	
1997	0	2,26		81,97		140,60		103,99		59,46		36,21		17,12		5,82	
1998	0	2,30		80,87		137,51		102,81		59,61		35,96		16,70		5,64	
1999	0	2,23		79,13		129,46		97,37		61,54		37,89		16,36		5,42	
2000	0	2,19		78,62		126,77		98,00		60,92		35,41		15,41		5,23	1,81
2001	0	2,08		79,05		128,18		99,45		61,09		35,93		15,74		5,22	2,00
2002	8	2,06	2,13	76,47	84,56	128,89	133,93	99,06	101,06	60,50	61,24	35,43	33,47	15,21	11,42	4,72	1,72
2003	15	2,04	2,14	74,83	84,14	127,58	133,56	99,34	103,87	59,76	62,00	34,78	32,98	14,89	11,41	5,02	1,78
2004	21	2,03	2,11	74,19	82,22	125,56	129,21	100,36	103,81	59,82	61,39	34,03	32,09	14,98	11,52	4,64	1,72
2005	40	2,05	2,08	74,66	79,60	125,50	125,70	102,98	104,13	60,90	61,57	33,99	32,35	14,42	11,49	4,43	1,78
2006	71	1,93	1,98	68,97	75,38	115,97	119,01	98,71	99,17	58,65	59,92	33,11	31,31	14,10	10,75	4,43	1,72
2007	84	1,84	1,89	73,93	80,43	102,18	106,97	88,70	88,73	60,68	59,84	32,65	31,05	12,28	10,03	3,91	1,52
2008	100	1,80	1,92	71,72	80,74	99,43	109,20	86,73	89,92	61,02	61,70	32,53	32,56	11,63	10,04	3,60	1,37
2009	107	1,74	1,84	70,13	77,53	95,96	104,71	82,29	84,95	59,35	59,85	31,79	31,16	11,19	10,00	3,52	1,18
2010	123	1,74	1,82	64,52	71,50	99,87	102,62	86,68	88,27	58,44	60,21	30,29	30,69	10,64	9,36	3,34	1,23
2011	128	1,75	1,83	63,50	70,91	97,12	99,46	87,97	88,80	61,14	62,97	32,08	33,39	10,57	9,39	3,17	1,23
2012	134	1,72	1,80	62,23	70,66	92,44	96,38	85,53	85,66	62,79	65,39	32,15	33,38	10,63	9,20	3,11	1,21
2013	140	1,67	1,78	64,30	70,81	87,57	95,01	82,10	84,82	60,59	62,65	31,53	32,76	10,60	9,44	2,84	1,33
2014	171	1,73	1,82	64,97	72,30	89,78	96,83	85,63	87,27	63,26	64,28	33,61	34,39	10,69	9,50	2,86	1,07
2015	180	1,77	1,85	64,90	70,80	91,40	96,37	87,26	89,72	66,08	67,37	35,24	35,92	10,85	10,17	2,80	1,09

Fonte: Elaboração própria (2020). Dados do SIMEC.

Por fim, é importante salientar que uma das grandes limitações enfrentadas ao se realizar essa análise utilizando um painel de dados municipais para um período de mais de 20 anos é a dificuldade em se encontrar dados para serem utilizados como covariáveis. Porém, acredita-se que a escolha do modelo, que será descrito a seguir, faça com que tais obstáculos possam ser superados.

3.2 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS (DID)

Em geral, a literatura de avaliação de impacto define uma variável binária de tratamento, segundo a qual o indivíduo recebe o valor um caso for tratado, e zero caso contrário. Assim, partindo do pressuposto de que a expansão dos institutos e universidades federais foi uma política pública implementada pelo governo brasileiro, definiremos como tratados aqueles municípios que receberam *campi* novos durante o período de expansão, sendo excluídos desse grupo aqueles municípios que anteriormente a fase de ampliação possuíam institutos ou universidades federais. Desta forma, o nosso grupo de comparação também será unicamente composto pelos municípios que em período algum de tempo foram tratados, isto é, que nunca tiveram campus de instituições e universidades federais. Essa estratégia foi adotada para captar apenas o efeito dos novos estabelecimentos federais livre da influência das instituições existentes no período prévio à expansão, das quais muitas já estavam em funcionamento há muitos anos.

O método de diferença em diferenças (DID) foi o escolhido para a realização deste estudo, visto possuir a vantagem de eliminar os problemas relacionados com as variáveis não observadas, constantes ao longo do tempo. Ademais, o estimador de DID nos permite controlar a auto correlação espacial entre os termos de erros quando não correlacionada com a variável independente (DUBÉ *et al.*, 2014). Tais fatores são de extrema relevância para este estudo, uma vez que a decisão de implementar uma instituição de ensino, condicionada as características observadas, não é exógena e está correlacionada com as características não observadas dos municípios. Com a implementação desse método, assumimos a hipótese de identificação causal de que, dado a não ocorrência da política de expansão de ensino, a trajetória das variáveis de resultado tanto nos municípios que sofreram o tratamento quanto naqueles que não o sofreram teria se mantido paralela. Isto é, assumimos que as características não

observáveis que tornam as variáveis de tratamento correlacionadas com o termo de erro são fixas ao longo do tempo.

Inicialmente, iremos supor que todos os municípios que foram tratados, sofreram tal intervenção no mesmo período, sendo esse equivalente ao ano de início da política de expansão. Iremos considerar que o tratamento referente a expansão das universidades federais teve início em 2002 e que o tratamento referente a expansão dos institutos federais em 2004 (levando em consideração as datas de expansão apresentadas no capítulo anterior). Assim, para o caso das UFs, os períodos anteriores a 2002 serão considerados pré tratamento e os a partir de 2002 serão pós tratamento. Já, para o caso dos IFs, os períodos anteriores a 2004 serão os pré os a partir de 2004 os pós. As equações estimadas possuem a seguinte forma:

$$y_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 DIF_{mt} + \alpha_2 DUF_{mt} + \gamma_t + \theta_m + \varepsilon_{mt} \quad (3)$$

Para $m = 1, \dots, n$; $t = 1994 - 2015$

Onde, y_{mt} representa as variáveis de fecundidade do município m no ano t . Como visto anteriormente, serão utilizadas as variáveis taxa de fecundidade total e as taxas de fecundidade específicas para os grupos etários de 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44 e 45-49 anos. A primeira variável tem como intuito de verificar se a implementação de instituições de ensino superior gera incentivos a redução da fecundidade das mulheres, já, com a utilização das demais buscamos examinar a possível ocorrência de efeitos heterogêneos dentre os grupos etários. DIF_{mt} e DUF_{mt} são variáveis do tipo dummy que indicam se o município m estava ou não exposto a abertura de uma instituição de ensino no ano t . Por fim, γ_t é uma dummy temporal, θ_m é o efeito fixo de município e ε_{mt} é o termo de erro aleatório.

Com a utilização da equação (3) tenta-se captar o efeito da expansão dos institutos federais condicionada a ampliação, ou não, das universidades federais, como também, o efeito da expansão das universidades condicionada a expansão ou não dos institutos. Assim, α_1 e α_2 são os coeficientes de interesse nesse caso, representando o impacto da criação de novos *campi* de Institutos e Universidades Federais, respectivamente.

Todavia, sabe-se que os municípios tratados receberam a intervenção em diferentes períodos e, por esse motivo, deve-se levar em consideração o tempo de exposição ao tratamento em cada caso. Desta forma, serão realizadas também

estimações considerando o período em que de fato houve a abertura da instituição de ensino no município tratado. Nesse caso, as equações a serem estimadas são definidas da seguinte maneira:

$$y_{mt} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_1^j DIF_{mt}^j + \sum_{i=1}^I \alpha_1^i DUF_{mt}^i + \gamma_t + \theta_m + \varepsilon_{mt} \quad (4)$$

Para $m = 1, \dots, n$; $t = 1994 - 2015$; $i = 1, \dots, I$ e $j = 1, \dots, J$

O único diferencial dessas equações, em comparação com as anteriormente apresentadas, é a presença dos termos DIF_{mt}^j e DUF_{mt}^i . Essas também são variáveis do tipo dummy, porém essas assumem o valor 1 caso no município m no ano t tenha sido criado um campus por j ou i anos. Assim, a equação (4) é equivalente a equação (3), mas, agora levando em consideração a heterogeneidade do tratamento de acordo com o tempo de exposição à política pública.

Contudo, existe uma alta probabilidade de que a estimação por DID gere estimadores com viés, uma vez que o tratamento referente a expansão dos *campi* possivelmente extrapole as barreiras geográficas dos municípios tratados. Desta forma, uma abordagem alternativa a estimação do DID seria começar com um modelo mais geral que inclua a questão espacial, e ir evoluindo até chegarmos nos modelos mais completos. Como será apresentado a seguir.

3.3 MODELO DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS EM ESPACIAL (SDID)

As técnicas de econometria espacial têm se tornado cada vez mais populares em estudos econômicos, havendo uma considerável elevação no número de trabalhos publicados explorando a distribuição espacial de avaliações de impacto, tanto no Brasil como no mundo. Na literatura internacional, podemos destacar os trabalhos de Koschinsky (2009), Dubé *et al.* (2014), Griffiths e Chavez (2004), LeSage e Dominguez (2012), Cabrales, Calvó-Armengol e Zenou (2009), Wang *et al.* (2014). Já, no Brasil, temos os estudos de Chagas, Azzoni e Almeida (2016), Menezes *et al.* (2013), Almeida (2014), Chagas, Toneto e Azzoni (2012), Rodrigues *et al.* (2017), Scriptore (2016) e Nahas *et al.* (2019).

Visto ser muito improvável que a implementação de uma política de expansão de ensino seja restrita ao limite territorial do município diretamente afetado, a variável

de tratamento empregada nesse estudo deve receber uma atenção especial. Tal fato, conhecido como efeito de transbordamento, permite que as regiões vizinhas a região tratada, que não receberam a política, também sejam afetadas (ANSELIN, 1988; CHAGAS, AZZONI e ALMEIDA, 2016; LESAGE e DOMINGUEZ, 2012). Para lidar com essa situação, foi levado em consideração que as regiões são interrelacionadas, possibilitando que os efeitos do tratamento sejam propagados para as áreas vizinhas não tratadas.

3.3.1 Matriz de ponderação espacial

Segundo Dubé *et al.* (2014), o método de Diferença em Diferenças Espacial (SDID) possibilita a geração de melhores estimativas de impacto além de permitir uma interpretação mais rica dos efeitos marginais. Assim, foi incorporada nas equações apresentadas anteriormente uma matriz de ponderação espacial, com a qual, passamos a poder observar não só o efeito médio do tratamento, como também o efeito de transbordamento. Os pesos espaciais, w_m , que constituem essa matriz, simbolizam o grau de associação entre as regiões, mostrando a influência entre as regiões. A grande relevância dessa matriz, é que através de sua utilização podemos ponderar a influência que cada município tem sobre os demais (ALMEIDA, 2012; GOLGHER, 2015; LESAGE e PACE, 2009).

Como ainda não existem testes formais para determinar a escolha da matriz ótima de ponderação espacial, escolhemos utilizar uma matriz de contiguidade. Essa é uma matriz de proximidade geográfica, que considera que duas regiões são vizinhas caso essas partilhem de uma fronteira física, isto é, assumimos que municípios contíguos possuem uma relação espacial mais significativa (TYSZLER, 2006). Tendo essa concepção, auferimos um peso unitário se duas regiões são vizinhas, e um peso nulo caso contrário. Apesar de ser um conceito aparentemente simples, existem diversas possibilidades de se definir a contiguidade de uma matriz. Já que a definição das fronteiras geográficas é realizada com base na observação de mapas, uma configuração abstrata da real geografia das regiões, o que possibilita a existência de medida (ALMEIDA, 2012).

Existem três principais formas de definir a contiguidade, e essas levam em consideração os movimentos das peças em um tabuleiro de xadrez: rainha (*Queen*), torre (*Rook*) e bispo (*Bishop*). A *Queen*, reflete a convenção de que além das regiões

que partilham fronteiras físicas, os vértices também devem ser considerados contíguos na observação de um mapa. Caso se leve em conta somente as regiões que partilham as fronteiras, então a contiguidade é denominada *Rook*. Já, se unicamente os vértices forem levados em conta, então está sendo considerada uma contiguidade *Bishop* (ALMEIDA, 2012; TYSZLER, 2006). No nosso caso, decidimos levar em conta vértices e fronteiras partilhadas, assim, utilizamos a matriz do tipo *Queen* de primeira ordem, isto é, levamos em conta somente os vizinhos diretos dos municípios.

3.2.2 Modelos Espaciais

Para a realização da nossa análise econométrica espacial, foram utilizados os seguintes modelos espaciais: SLX (*Spatial Model with Lag in X*), SAR (*Spatial Lag Model*), SEM (*Spatial Error Model*), SAC (*Spatial Autogressive Model With Autorregressive Disturbance*), SDM (*Spatial Durbin Model*) e SDEM (*Spatial Durbin Error Model*).

O modelo SLX é a especificação mais simples de um modelo espacial. Ele contém as variáveis explicativas defasadas espacialmente, o que permitem a captura dos transbordamentos espaciais dos municípios vizinhos, conforme determinado pela matriz de contiguidade (W). Com esse modelo é possível capturar como o investimento privado em saneamento de um município afeta os municípios vizinhos. Formalmente o modelo é descrito como:

$$y_{it} = \beta X_{it} + WX_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

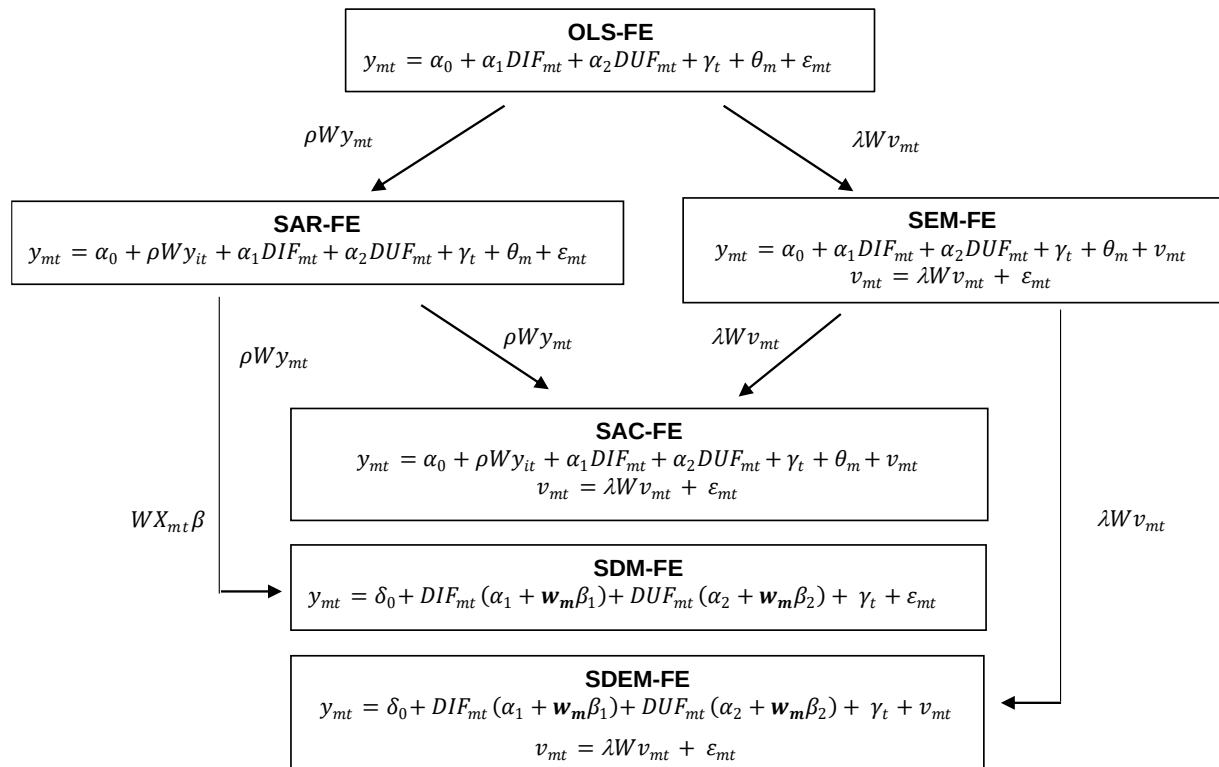
Segundo LeSage e Pace (2009), no modelo SAR, a variável dependente de uma determinada região está espacialmente correlacionada com a variável dependente de outra região, de modo que é possível capturar esse efeito de transbordamento pelo parâmetro (ρ), mediante defasagem espacial da variável dependente Wy , em que a magnitude e o sinal do (ρ) determinará a força do transbordamento. Ademais, pelo processo de decomposição do efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente, é possível estimar tanto o efeito direto, ou seja, o efeito na própria região, bem como, o efeito indireto, que é o efeito sobre as regiões contíguas.

A outra abordagem que leva em consideração a dependência espacial, é o modelo SEM. Esse é utilizado para lidar com a dependência espacial devido a variáveis omitidas ou erros na medição através do termo de erro. No modelo SEM o parâmetro (λ) representa o coeficiente espacial autorregressivo que mede o grau de dependência espacial no termo de erro, portanto, o (λ) indicará o efeito de propagação nas regiões contíguas (ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 1988).

De modo similar, o modelo proposto por Kelejian-Prucha, o SAC, incorpora os parâmetros (ρ) e (λ), ou seja, tanto a defasagem espacial da variável dependente que influencia as regiões vizinhas, quanto o efeito espacial que é manifestado dentro do termo de erro da regressão. O modelo SDM que permite controlar as variáveis não observadas que são espacialmente correlacionadas pelo parâmetro (ρ), por meio do *lag* espacial da variável dependente Wy , e também mensurar os potenciais transbordamentos, dados pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas pelo termo $WX\beta$. Por fim, o modelo SDEM contém tanto as defasagens espaciais das variáveis explicativas quanto a defasagem espacial do termo de erro.

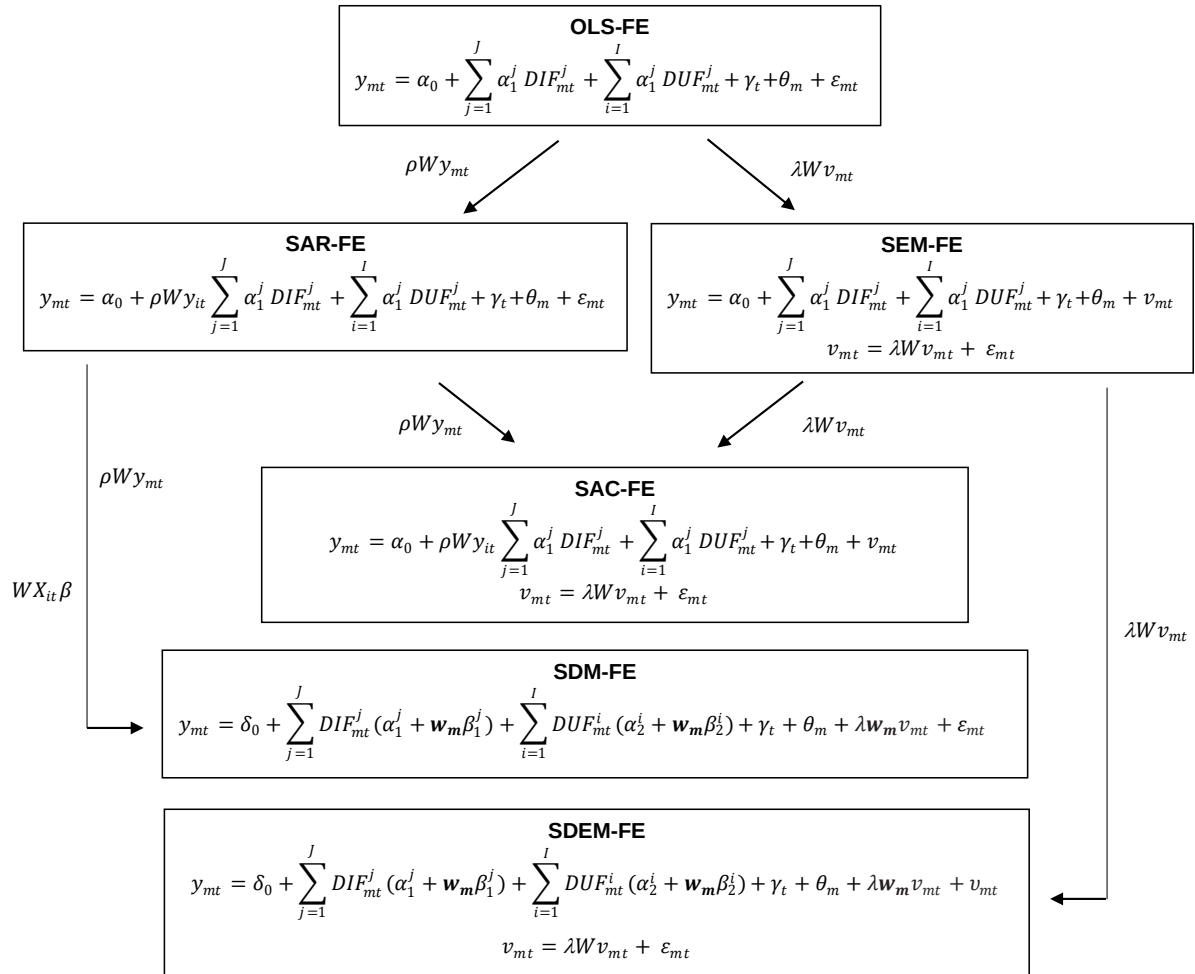
Em suma, essas são as principais formas de modelar a autocorrelação espacial. Para simplificar a visualização dos modelos (SAR, SEM, SAC, SDM e SDEM), inserimos os parâmetros espaciais dentro nos modelos de DID apresentados anteriormente, conforme indicam os dois diagramas abaixo:

Figura 4 - Diagrama do modelo espaciais com efeito fixo de município e tempo



Fonte: Elaboração própria (2020).

Figura 5 - Diagrama do modelo espaciais com efeito fixo de município e tempo por tempo de exposição ao tratamento



Fonte: Elaboração própria (2020).

Cabe destacar que a presença de dependência espacial não impacta somente a forma de estimação dos parâmetros, mas também a interpretação desses. Isso porque, a propagação do efeito do tratamento faz com que a interpretação dos estimadores seja alterada, uma vez que passamos a levar em conta, não somente os efeitos diretos do tratamento, mas também os efeitos dele nas regiões contíguas a tratada (ANSELIN, 1988; GOLGHER, 2015; LESAGE e PACE, 2009).

Assim, após a estimação dos modelos de DID, foram calculadas as estatísticas I de Moran global e local para confirmar a autocorrelação das informações no período analisado. Uma vez constatada, foram estimados os modelos de SDID e, para aqueles que, além dos efeitos médio e de transbordamento, nos permitem a estimação dos efeitos diretos e indiretos (caso dos modelos SAR, SAC e SDM) também foram calculadas tais estimativas (LESAGE e PACE, 2009). Complementarmente, para a

escolha do modelo mais adequado foi adotado os critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) e as estatísticas do Log-pseudolikelihood (ALMEIDA, 2012).

4 RESULTADOS

Esta seção está dividida em três partes. Na primeira, serão apresentados os resultados obtidos através da estimação dos modelos de Diferenças em Diferenças, buscando estabelecer uma base de comparação. Na segunda, seguimos com a exploração da análise dos dados espaciais, a AEDE, com a qual foi possível diagnosticar a presença de dependência espacial. Essas análises foram feitas para nos auxiliar no processo de especificação dos modelos. Nelas apresentamos os resultados da estatística I de Moran e dos indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) uni e bivariados.

Na última parte, foram apresentadas as evidências empíricas obtidas por meio das estimações utilizando o método de Diferenças em Diferenças Espaciais, sendo esse composto pelos modelos: SLX, SAR, SEM, SAC, SDM e SDEM. Cabe lembrar, que para todas as estimações realizadas, assumimos dois cenários: que o tratamento ocorreu para todos os municípios em um mesmo período e, em seguida, levando em consideração o tempo de exposição ao tratamento de cada localidade.

4.1 ESTIMATIVA DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS

Os resultados aqui apresentados foram os obtidos por meio da utilização do modelo clássico de Diferenças em Diferenças com Efeito Fixo. Como já destacado, a estimação via MQO não leva em conta a espacialidade do fenômeno estudado, podendo nos entregar estimadores enviesados.

Conforma a Tabela 3, referente as estimações da equação (3) para cada variável dependente, a criação de novos *campi* de institutos federais e de universidades geraram impactos negativos na taxa de fecundidade total e em algumas taxas específicas de fecundidade. Os resultados uma queda de 0.216 (IF) e 0.165 (UF) na taxa de fecundidade total, isto é, uma redução no número médio de filhos de mulheres entre 15 e 49 anos. Ademais, os resultados também apontam para uma possível heterogeneidade dentro dos grupos etários. As estimativas do efeito da expansão dos IFs, indicam uma redução de 10.47 na TFE das mulheres entre 15 a 19

anos, de 15.22 na TFE de 20 a 24 anos, de 11.29 na TFE de 25 a 29 anos e de 5.49 na TFE de 30 a 34 anos. Já, os resultados da expansão das UFs indicam uma queda de 5.77 na TFE de 15 a 19 anos, de 11.03 na TFE de 20 a 24 anos, de 10.02 na TFE de 25 a 29 anos e de 4.89 na TFE de 30 a 34 anos. Tais resultados ressaltando um padrão de efeitos heterogêneos em relação aos grupos etários estimados, evidenciando que os efeitos da expansão são maiores sobre as mulheres entre 20 a 24 anos e menores sobre as mulheres entre as de 30 a 34 anos, para ambos os casos. É importante lembrar que a TFE, diferentemente da TFT, é calculada por mil mulheres na faixa etária de referência, o que justificava a magnitude dos valores encontrados.

Tabela 3 - Efeito da expansão dos institutos e universidades federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015)

Variável Dependente	IF	UF
TFT	-0.216^{***} (0.03)	-0.165^{***} (0.06)
TFE – 15 a 19 anos	-10.471^{***} (1.18)	-5.767^{**} (2.43)
TFE – 20 a 24 anos	-15.221^{***} (1.68)	-11.028^{***} (3.54)
TFE – 25 a 29 anos	-11.293^{***} (1.52)	-10.022^{***} (2.70)
TFE – 30 a 34 anos	-5.492^{***} (1.31)	-4.889^{***} (1.87)
TFE – 35 a 39 anos	-0.784 (0.70)	-1.298 (1.01)
TFE – 40 a 44 anos	0.034 (0.26)	-0.009 (0.38)
TFE – 45 a 49 anos	-0.012 (0.05)	-0.003 (0.09)
Observações	118.558	118.558
ID	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Adicionalmente, também foi calculado o efeito de tempo de exposição a política social, seguindo o modelo descrito na equação (4). Para tanto, foi escolhida a janela de 10 anos após o tratamento como limite máximo de tempo de exposição, o que equivale ao período de 2005 a 2014 para o caso dos IFs e ao período de 2003 a 2012 para o caso das UFs. Os resultados podem ser observados na Tabela 4. Em relação ao tratamento dos institutos federais, foi encontrado efeito nos sete primeiros anos,

todos eles negativos e robustos (-0.07, -0.1, -0.09, -0.09, -0.09, -0.1, -0.1). Já, para o caso da expansão das universidades, o efeito foi negativo e robusto para os quatro primeiros anos de tratamento e para o oitavo (-0.09, -0.09, -0.09, -0.1, -0.12). Indicando que a expansão de IFs e UFs geraram reduções na taxa de fecundidade desde o primeiro ano de exposição ao tratamento. Os resultados, referentes as estimativas para as TFE, estão contidos no Apêndice desse trabalho.

Tabela 4 - Efeito da expansão dos institutos e universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento, municípios brasileiros, (1994-2015)

Exposição ao Tratamento	IF	UF
1 ano de expansão	-0.069^{***} (0.02)	-0.093^{**} (0.04)
2 anos de expansão	-0.096^{***} (0.02)	-0.093^{**} (0.04)
3 anos de expansão	-0.088^{***} (0.02)	-0.086^{**} (0.04)
4 anos de expansão	-0.086^{***} (0.03)	-0.097^{**} (0.04)
5 anos de expansão	-0.088^{***} (0.03)	-0.067 (0.04)
6 anos de expansão	-0.106^{***} (0.04)	-0.051 (0.04)
7 anos de expansão	-0.103^{**} (0.04)	-0.065 (0.05)
8 anos de expansão	-0.027 (0.21)	-0.115^{**} (0.05)
9 anos de expansão	-0.129 (0.21)	-0.086 (0.06)
10 anos de expansão	0.000 (.)	-0.073 (0.07)
Observações	118.558	118.558
ID	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Mesmo que tenhamos encontrado resultados estatisticamente significativos, esta não é melhor forma de estimarmos os possíveis efeitos do tratamento, uma vez que essas estimações desprezam a questão dos transbordamentos espaciais. Desta forma, para confirmar se de fato existe correlação espacial, foi realizada a Análise Exploratórias de Dados Espaciais (AEDE). Os resultados desses testes estão apresentados a seguir.

4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Uma vez realizada as estimativas de DID, seguimos com a realização da AEDE. Essas análises são utilizadas para que possamos expandir os conhecimentos sobre os dados utilizados, sendo nada mais do que um conjunto de técnicas, que precede a modelagem econométrica espacial, que tem como objetivo determinar a existência da autocorrelação espacial das observações. Para tanto, o primeiro teste geral para identificação da dependência espacial é a estatística I de Moran, dada pela seguinte expressão:

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (6)$$

na qual, N se refere ao número de unidades espaciais indexada por i e j , y é a variável dependente utilizada no estudo, $\bar{y}$ é a média dessa variável e w_{ij} representa a matriz de ponderação espacial.

Segundo Cliff e Ord (1981), o valor encontrado pela estatística I deve ser igual ao seu valor esperado para que haja aleatoriedade espacial. Se o valor for menor do que o esperado, há dependência espacial negativa, e se o valor for maior do que o esperado, a autocorrelação espacial é positiva. Se a autocorrelação espacial positiva, isso significa que municípios que apresentam elevada taxas de fecundidade são vizinhos de município que também apresentam altas taxas de fecundidade. Ou, alternativamente, que municípios com baixas TFTs são circundados por outros que também apresentam reduzidas TFTs.

Para realização dessa estatística calculamos a média do período pré e pós expansão de ensino, tanto para IFs quanto para UFs. Além do mais, foram testadas diversas matrizes de contiguidade, Queen (Q) de 1ª ordem e 2ª ordem, bem como, para as matrizes de distância de 50, 100, 150, e 200Km. Os testes indicam a presença de correlação espacial nos períodos pré implementação da política pública, além de que a autocorrelação ser positiva para todos os períodos e matrizes. Os resultados podem ser observados na Tabela 5:

Tabela 5 - Teste de autocorrelação espacial I de Moran

Matriz	Institutos federais		Universidades Federais	
	1994-2002	2003-2015	1994-2000	2001-2015
W_Q1^a	36.83 (0.00)	1.34 (0.24)	76.76 (0.00)	1.37 (0.24)
W_Q2^a	67.52 (0.00)	2.76 (0.09)	146.10 (0.00)	2.68 (0.10)
$W_Q1^a e 2^a$	105.85 (0.00)	4.44 (0.03)	224.57 (0.00)	4.40 (0.03)
W_D50Km	45.26 (0.00)	1.62 (0.20)	125.50 (0.00)	1.41 (0.23)
W_D100Km	213.39 (0.00)	0.67 (0.41)	456.41 (0.00)	0.99 (0.31)
W_D150Km	316.95 (0.00)	2.02 (0.15)	668.77 (0.00)	2.82 (0.09)
W_D200Km	416.42 (0.00)	3.83 (0.05)	867.66 (0.00)	5.20 (0.02)

Fonte: Elaboração própria (2020): baseados nos resíduos de *OLS*. Os valores fora dos parênteses representam o χ^2 , e os valores entre parênteses indicam a $Prob > \chi^2$.

Mesmo que a presença de autocorrelação espacial tenha sido confirmada, segue sendo importante aplicar a versão local desta estatística a fim de identificar quais regiões exibem padrões semelhantes e, assim, localizar clusters. A estatística local é apresentada através da equação (7):

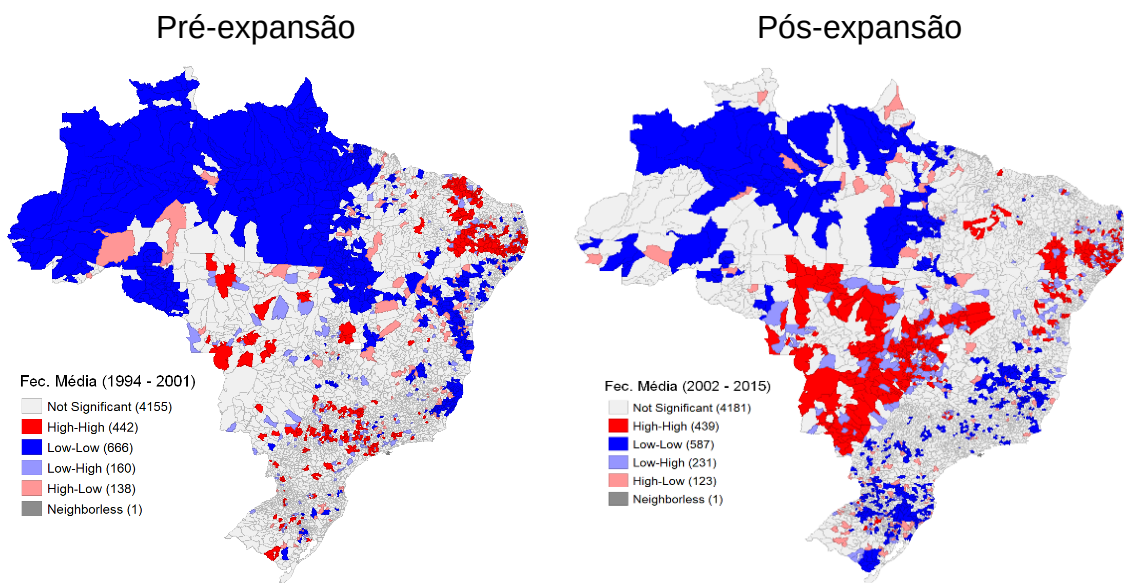
$$I_i = \frac{N (y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_j (y_i - \bar{y})^2} \quad (7)$$

A melhor maneira de interpretar a estatística local é através da utilização de mapas. A Figura 6, exibe os municípios com estatística *I* de Moran local significativa para as taxas médias de fecundidade pré-expansão e pós-expansão dos IFs e UFs. Nota-se que existem dois principais *clusters* no mapa (Pré-expansão) que compreendem as médias das taxas de fecundidades entre (1994 – 2001), os *clusters* referentes a regiões com Baixa-Baixa (BB) pegando mais a região norte e Alta-Alta(AA) o Nordeste do Brasil. Em outras palavras, o *cluster* (BB) nos diz que na região Norte existem municípios com baixa taxa de fecundidade circundados por municípios também com baixas taxas de fecundidade. Quanto ao *cluster* (AA) a interpretação é análoga só em sentido oposto.

Além do mais, podemos observar no mapa Pós-expansão que compreende as médias das taxas de fecundidades entre (2002 – 2015), que a quantidade de

municípios que participam do *cluster* (AA) reduz de 442 para 439, apesar do mapa dar uma falsa impressão do *cluster* (AA) ter aumentado, devido a área dos municípios da região Centro-Oeste do Brasil. Ademais, o *cluster* (BB) segue, porém em uma magnitude menor na região Norte, e surgem novos *clusters* (BB) nas regiões Sul e Sudeste.

Figura 6 - I de Moran local univariado para as médias pré-tratamento e pós tratamento.

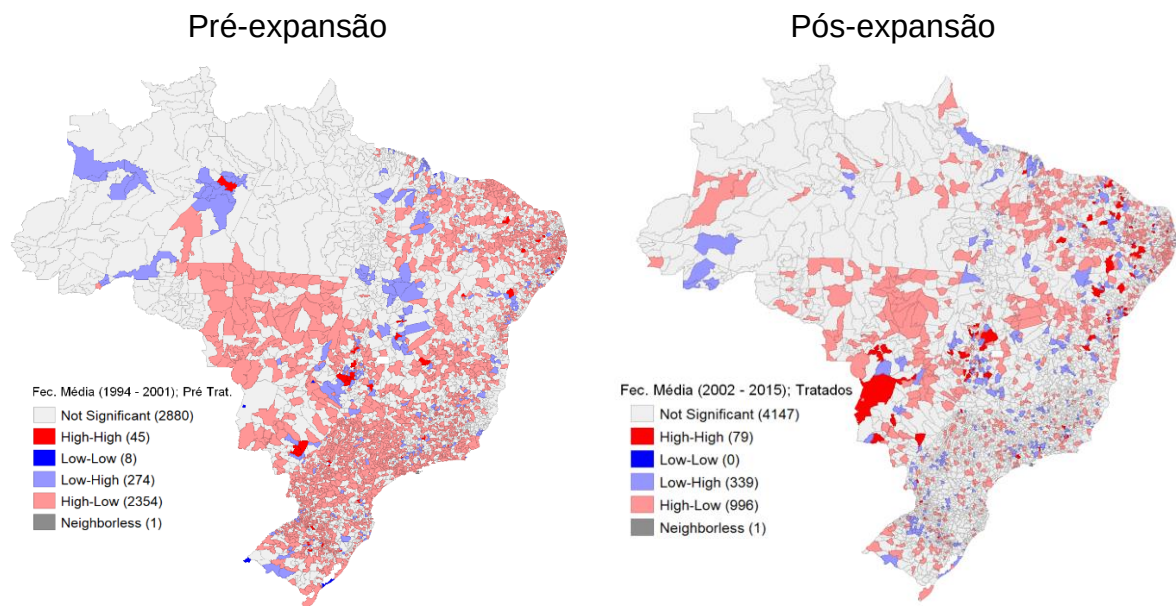


Fonte: Elaboração própria (2020), a partir do software Geoda.

A Figura 7, apresenta o coeficiente de autocorrelação espacial local em um contexto bivariado entre as taxas médias de fecundidades e os municípios que receberam ou já tinham IFs e UFs. Assim, olhando para o período de Pré-expansão, observamos a existência de dois grandes *clusters* bivariados, um Alto-Baixo (AB), formado por municípios que possuem altas taxas médias de fecundidade e não possuem IFs ou UFs, e outro Baixo-Alto (BA) composto por municípios que apresentam baixas taxas médias de fecundidade e possuem IFs e ou UFs.

Por fim, na figura que representa o período Pós-expansão, observamos que o grande *cluster* Alto-Baixo (AB), reduz significativamente de 2.354 para 996 municípios, influenciado pela expansão dos institutos e universidade federais. Já o *cluster* bivariado Baixo-Alto (BA) sofre um leve acréscimo, passando de 274 para 339 municípios.

Figura 7 – I de Moran local bivariado para as médias pré-tratamento e pós tratamento.



Fonte: Elaboração própria (2020), a partir do software Geoda

Através dessa análise, notamos que os testes calculados indicam presença de dependência espacial no termo de erro e/ou na variável dependente. Sendo assim, garantem a existência do efeito de transbordamento, ou seja, a criação de um novo campus federal no município i afeta a taxa de fecundidade do município j .

4.3 ESTIMATIVA DE DIFERENÇAS EM DIFERENÇAS ESPACIAL

Uma vez constatada a presença de dependência espacial, seguimos para a apresentação dos resultados obtidos pelo método de Diferenças em Diferenças Espacial. Essas estimativas levam em consideração não só o efeito da política de expansão de ensino federal nos municípios tratados, como também, nos municípios na vizinhança dos tratados. Todas as tabelas apresentadas a seguir contêm os seis diferentes modelos espaciais de DID. Para todas as estimações realizadas foi utilizada a matriz do tipo *Queen* de primeira ordem, normalizada na linha.

As Tabelas 6 e 7 (IF e UF, respectivamente) apresentam os valores referentes aos resultados do efeito médio do tratamento, do efeito do transbordamento e dos parâmetros espaciais ρ e λ para os seis modelos espaciais apresentados. Primeiramente, devemos destacar que, para ambos os tratamentos, os parâmetros

espaciais apresentaram valores estatisticamente significativos, o que demonstra a existência de dependência espacial tanto na variável dependente quanto no termo de erro. Tais resultados indicam que a estrutura espacial influencia a trajetória de crescimento/decrescimento da taxa de fecundidade dos municípios brasileiros, salientando que a negligência da dependência espacial nas estimações poderia gerar estimadores inconsistentes.

Para todos os modelos apresentados, os resultados sugerem um possível efeito médio negativo da criação de novos *campi*, indicando que ambos os tratamentos levaram a redução da taxa de fecundidade das mulheres dos municípios tratados. Para o caso dos IFs, temos a redução no número médio de filhos de mulheres entre 15 e 49 anos em 0.216, 0.210, 0.204, 0.163, 0.210, 0.213, para os respectivos modelos SLX, SAR, SEM, SAC, SDM e SDEM. Já, para o caso dos UFs, essa queda no número médio de filhos foi de 0.172, 0.184, 0.207, 0.198, 0.189, 0.194.

Em relação aos efeitos de trasbordamentos, somente foi encontrado resultados estatisticamente significativos com a utilização do modelo SLX (com nível de significância de 10%), para o caso dos IFs, e, com o uso dos modelos SLX e SDM (com nível de significância de 1%), para o caso das UFs. Todavia, os efeitos de *spillover* dos novos *campi* de universidades federais, apresentaram sinais diferentes dos esperados, sugerindo uma correlação positiva, de modo que a expansão de ensino levaria a um aumento na taxa de fecundidade.

Ademais, nas Tabelas 6 e 7 também são expostos os resultados dos critérios de AIC (Akaike information criterion), BIC (Bayesian information criterion) e as estatísticas do Log-pseudolikelihood, utilizados para selecionar o modelo espacial mais adequado. Com base nesses critérios, o modelo mais recomendado é aquele que apresenta a menor estatística de AIC e BIC, e a maior estatística de Log-pseudolikelihood. Para todas as especificações estimadas, os testes indicam o uso do modelo de Kelejian-Prucha (SAC). Contudo, seguimos apresentando os coeficientes dos demais para fins de comparação.

Tabela 6 - Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015) e os transbordamentos

<i>Tratamento</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
Efeito Médio	-0.216^{***} (0.02)	-0.210^{***} (0.02)	-0.204^{***} (0.02)	-0.163^{***} (0.02)	-0.210^{***} (0.02)	-0.213^{***} (0.02)
Transbordamento	-0.063[*] (0.04)				0.015 (0.04)	-0.058 (0.04)
<i>P</i>		0.328^{***} (0.04)		-0.666^{***} (0.08)	0.328^{***} (0.04)	
λ			0.328^{***} (0.04)	0.725^{***} (0.04)		0.328^{***} (0.04)
N	118558	118558	118558	118558	118558	118558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389
Log-L	-	-	-	-	-	-
	1.525e+05	1.495e+05	1.495e+05	1.483e+05	1.495e+05	1.495e+05
AIC	305231.06	299360.45	299361.72	296957.23	299381.33	299380.74
BIC	304988.98	299128.06	299129.32	296715.16	299129.57	299128.98

Fonte: Elaboração própria (2020). Todos os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Tabela 7 - Efeito médio e efeito de transbordamento da expansão universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, municípios brasileiros (1994-2015)

<i>Tratamento</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
Efeito Médio	-0.172^{***} (0.03)	-0.184^{***} (0.03)	-0.207^{***} (0.03)	-0.198^{***} (0.03)	-0.189^{***} (0.03)	-0.194^{***} (0.03)
Transbordamento	0.352^{***} (0.06)				0.261^{***} (0.05)	0.087 (0.06)
<i>P</i>		0.329^{***} (0.04)		-0.667^{***} (0.08)	0.328^{***} (0.04)	
λ			0.329^{***} (0.04)	0.725^{***} (0.04)		0.328^{***} (0.04)
N	118558	118558	118558	118558	118558	118558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389
Log-L	-1.525e+05	-1.496e+05	-1.496e+05	-1.484e+05	-1.496e+05	-1.496e+05
AIC	305279.37	299438.28	299427.51	296996.95	299435.77	299446.66
BIC	305037.29	299205.88	299195.11	296754.87	299184.01	299194.90

Fonte: Elaboração própria (2020). Todos os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Como já destacamos anteriormente, além de calcular os efeitos médios e de transbordamento, alguns desses modelos também nos permitem realizar a estimação dos efeitos diretos, indiretos e totais (soma dos dois anteriores). Assim, para o caso dos modelos SAR, SAC e SDM, estimamos o impacto da expansão do ensino público nos municípios tratados na taxa de fecundidade dos municípios em questão (efeitos diretos) e na taxa de fecundidade dos municípios vizinhos (efeito indireto).

Vale ressaltar que os impactos diretos mensuram a relação direta entre a taxa de fecundidade do município *i* diante da criação de *campus* no próprio município, ou seja, segue a mesma interpretação dos coeficientes estimados no DID. Todavia, os

efeitos indiretos medem o impacto na taxa de fecundidade da mesma unidade geográfica i , em decorrência da expansão de ensino ocorrida no município j .

Conforme os valores reportados na Tabela 8, os resultados de todos os modelos indicam que o tratamento dos IFs reduziu o número médio de filhos por mulher dos municípios tratados (efeitos direto). Essa redução foi de 0.214, 0.174 e 0.210 para os modelos SAR, SAC e SDEM, respectivamente, todos com nível de significância de 1%. Já, para o caso dos efeitos indiretos, os modelos SAR e SDM apresentaram resultados negativos – ambos de -0.097 - indicando que, a criação de um novo instituto federal no município i , gerou uma redução na TFT de seus vizinhos. Porém, tal resultado não foi o mesmo obtido com o modelo SAC, Esse apresentou um sinal positivo, indicando uma elevação de 0.077 no número médio de nascimentos, por mulher, nos municípios contíguos ao tratado. Os resultados referentes às estimativas para as TFE estão contidos no Apêndice desse trabalho.

Tabela 8 - Efeitos diretos e indiretos da expansão dos institutos e universidade federais sobre a taxa de fecundidade total, municípios brasileiros (1994-2015)

<i>Tratamento</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
IF						
<i>Efeito Direto</i>	-0.216^{***} (0.02)	-0.214^{***} (0.02)	-0.204^{***} (0.02)	-0.174^{***} (0.01)	-0.210^{***} (0.02)	-0.213^{***} (0.02)
<i>Efeito Indireto</i>		-0.097^{***} (0.00)		0.077^{***} (0.00)	-0.097^{***} (0.00)	
<i>Efeito Total</i>	-0.216^{***} (0.02)	-0.312^{***} (0.02)	-0.204^{***} (0.02)	-0.097^{***} (0.01)	-0.312^{***} (0.02)	-0.213^{***} (0.02)
UF						
<i>Efeito Direto</i>	-0.171^{***} (0.03)	-0.184^{***} (0.03)	-0.206^{***} (0.03)	-0.212^{***} (0.03)	-0.193^{***} (0.03)	-0.193^{***} (0.03)
<i>Efeito Indireto</i>		-0.085^{***} (0.01)		0.094^{***} (0.01)	-0.088^{***} (0.01)	
<i>Efeito Total</i>	-0.171^{***} (0.03)	-0.273^{***} (0.04)	-0.206^{***} (0.03)	-0.118^{***} (0.01)	-0.281^{***} (0.04)	-0.193^{***} (0.03)
N	118558	118558	118558	118558	118558	118558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Todos os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Os resultados obtidos para o caso da ampliação dos *campi* universitários apresentam a mesma tendência, redução da TFT nos municípios diretamente afetados, para todos os modelos, e para os municípios vizinhos, a queda somente foi encontrada com a utilização dos modelos SAR e SDM (-0.085 e -0.088). O modelo SAC apresentou um aumento de 0.094 no número médio de filhos nas mulheres residentes nas cidades contíguas as cidades tratadas. Cabe lembrar que, conforme os resultados dos critérios de escolha, o modelo mais indicado é o SAC.

Por último, também foram calculados os efeitos médio e de transbordamento por tempo de exposição ao tratamento, seguindo a mesma janela de 10 anos utilizada no DID. Tanto a Tabela 9 (IFs) quanto a Tabela 10 (UFs), apresentam os valores relativos ao efeito médio e efeito do transbordamento, além dos resultados dos parâmetros espaciais ρ e λ , para a criação de novas instalações. Como anteriormente, aqui observamos que ambos os parâmetros apresentam valores estatisticamente significativos, o que condiz com a existência de dependência espacial tanto na variável de interesse quanto no termo de erro.

As estimativas do modelo SAC para a criação de novos *campi* de institutos federais, indicam presença de efeito médio para o primeiro (-0.085), terceiro (-0.086) e quarto (-0.084) ano. O que indica que o tratamento gera reduções na taxa de fecundidade na cidade tratada. Os demais modelos também apresentam resultados estatisticamente significativos no primeiro (somente para os modelos SEM e SDEM), segundo, terceiro e quarto anos de exposição ao tratamento. Porém, em nenhum dos casos o efeito de transbordamento é significativo.

Tabela 9 - Efeitos médio e o efeito de transbordamento dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento municípios brasileiros (1994-2015)

<i>Tratamento</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
Efeito Médio (1)	-0.079 (0.05)	-0.077 (0.05)	-0.077* (0.05)	-0.051 (0.04)	-0.078* (0.05)	-0.077 (0.05)
Transbordamento (1)	-0.018 (0.09)				0.024 (0.09)	0.004 (0.10)
Efeito Médio (2)	-0.110** (0.05)	-0.106** (0.05)	-0.099** (0.05)	-0.085** (0.04)	-0.108** (0.05)	-0.111** (0.05)
Transbordamento (2)	-0.099 (0.10)				-0.040 (0.09)	-0.072 (0.11)
Efeito Médio (3)	-0.110* (0.06)	-0.109* (0.06)	-0.102* (0.06)	-0.086* (0.05)	-0.110* (0.06)	-0.113* (0.06)
Transbordamento (3)	-0.084 (0.11)				-0.029 (0.11)	-0.070 (0.12)
Efeito Médio (4)	-0.108* (0.06)	-0.106* (0.06)	-0.099* (0.06)	-0.084* (0.05)	-0.107* (0.06)	-0.112* (0.06)
Transbordamento (4)	-0.091 (0.11)				-0.037 (0.11)	-0.078 (0.12)
Efeito Médio (5)	-0.096 (0.06)	-0.095 (0.06)	-0.089 (0.06)	-0.080 (0.05)	-0.096 (0.06)	-0.102 (0.06)
Transbordamento (5)	-0.066 (0.12)				-0.029 (0.11)	-0.081 (0.13)
Efeito Médio (6)	-0.108 (0.09)	-0.116 (0.09)	-0.125 (0.09)	-0.066 (0.07)	-0.119 (0.09)	-0.114 (0.09)
Transbordamento (6)	0.100 (0.16)				0.106 (0.15)	0.078 (0.18)
Efeito Médio (7)	-0.113 (0.10)	-0.130 (0.09)	-0.147 (0.09)	-0.062 (0.07)	-0.133 (0.09)	-0.123 (0.09)
Transbordamento (7)	0.204 (0.17)				0.186 (0.16)	0.156 (0.19)
Efeito Médio (8)	-0.048 (0.54)	-0.068 (0.52)	-0.103 (0.52)	-0.012 (0.44)	-0.081 (0.52)	-0.063 (0.54)
Transbordamento (8)	0.507 (1.10)				0.392 (1.06)	0.359 (1.25)
Efeito Médio (9)	-0.160 (0.55)	-0.176 (0.52)	-0.221 (0.52)	-0.066 (0.44)	-0.199 (0.52)	-0.170 (0.54)
Transbordamento (9)	0.576 (1.10)				0.506 (1.06)	0.481 (1.25)
<i>P</i>		0.341*** (0.00)		-0.757*** (0.00)	0.341*** (0.00)	
<i>Λ</i>			0.341*** (0.00)	0.766*** (0.00)		0.341*** (0.00)
N	122386	122386	122386	122386	122386	122386
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389
Log-L	-	-1.529e+05	-1.529e+05	-1.512e+05	-1.529e+05	-1.529e+05
AIC	312573.65 8	306173.251	306174.452	302805.421	306285.378	306286.811
BIC	312175.34 6	305862.373	305863.574	302484.828	305877.350	305878.784

Fonte: Elaboração própria (2020). Todos os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Já, para a expansão dos *campi* universitários, as estimativas do modelo SAC sugerem a existência de efeito médio para o oitavo (-0.190) e nono (-0.190) ano de

exposição ao tratamento, o que indica que a intervenção gerou reduções na taxa de fecundidade na cidade tratada em estágios superiores de exposição. Os demais modelos também apresentam resultados negativos e estatisticamente significativos de efeito médio no primeiro (somente SLX não), segundo (somente SEM), terceiro (somente SEM e SDM) e quarto (somente SLX não) anos.

Diferentemente dos anteriores, os modelos também apresentaram efeito de transbordamento, porém com alternância de sinais. Os resultados encontrados para primeiro (SLX e SDM), segundo (SLX), terceiro (SLX e SDM) e quarto (SLX) anos de exposição foram positivos, indicando que o tratamento gerou elevação na taxa de fecundidade das regiões vizinhas nos primeiros anos, enquanto os obtidos para o oitavo (SDEM) e nono (SDEM) anos foram negativos, isto é, o tratamento gerou reduções na TFT nos municípios contíguos.

Tabela 10 - Efeitos das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento municípios brasileiros e os transbordamentos (1994-2015)

<i>Tratamento</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
Efeito Médio (1)	-0.116 (0.07)	-0.123* (0.07)	-0.149** (0.07)	-0.073 (0.06)	-0.132* (0.07)	-0.124* (0.07)
Transbordamento (1)	0.336** (0.13)				0.276** (0.13)	0.193 (0.15)
Efeito Médio (2)	-0.113 (0.08)	-0.120 (0.08)	-0.138* (0.08)	-0.090 (0.06)	-0.128 (0.08)	-0.129 (0.08)
Transbordamento (2)	0.277* (0.14)				0.205 (0.14)	0.076 (0.16)
Efeito Médio (3)	-0.114 (0.08)	-0.124 (0.08)	-0.152* (0.08)	-0.082 (0.06)	-0.135* (0.08)	-0.131 (0.08)
Transbordamento (3)	0.395*** (0.15)				0.302** (0.14)	0.178 (0.17)
Efeito Médio (4)	-0.128 (0.08)	-0.135* (0.08)	-0.153* (0.08)	-0.102 (0.06)	-0.143* (0.08)	-0.145* (0.08)
Transbordamento (4)	0.256* (0.15)				0.203 (0.15)	0.074 (0.17)
Efeito Médio (5)	-0.096 (0.09)	-0.101 (0.08)	-0.111 (0.08)	-0.087 (0.07)	-0.105 (0.08)	-0.113 (0.09)
Transbordamento (5)	0.165 (0.15)				0.124 (0.15)	-0.010 (0.17)
Efeito Médio (6)	-0.076 (0.09)	-0.082 (0.09)	-0.083 (0.09)	-0.094 (0.07)	-0.083 (0.09)	-0.099 (0.09)
Transbordamento (6)	0.081 (0.16)				0.038 (0.16)	-0.123 (0.19)
Efeito Médio (7)	-0.083 (0.10)	-0.088 (0.09)	-0.083 (0.09)	-0.107 (0.07)	-0.087 (0.09)	-0.108 (0.09)
Transbordamento (7)	-0.004 (0.17)				-0.028 (0.16)	-0.206 (0.19)
Efeito Médio (8)	-0.106 (0.11)	-0.112 (0.11)	-0.092 (0.11)	-0.190** (0.09)	-0.102 (0.11)	-0.152 (0.11)
Transbordamento (8)	-0.203 (0.18)				-0.190 (0.18)	-0.452** (0.21)
Efeito Médio (9)	-0.106 (0.11)	-0.112 (0.11)	-0.092 (0.11)	-0.190** (0.09)	-0.102 (0.11)	-0.152 (0.11)
Transbordamento (9)	-0.105 (0.20)				-0.161 (0.19)	-0.551** (0.23)
<i>P</i>		0.341*** (0.00)		-0.758*** (0.00)	0.341*** (0.00)	
<i>Λ</i>			0.341*** (0.00)	0.766*** (0.00)		0.341*** (0.00)
N	122386	122386	122386	122386	122386	122386
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389
Log-L	-1.560e+05	-1.529e+05	-1.529e+05	-1.512e+05	-1.529e+05	-1.529e+05
AIC	312584.698	306188.409	306186.433	302813.230	306298.514	306295.930
BIC	312166.956	305867.816	305865.841	302482.923	305871.057	305868.473

Fonte: Elaboração própria (2020). Todos os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Em resumo, apresentamos aqui as principais estimativas do presente estudo. Sob todas as hipóteses anteriormente assumidas, as presentes estimativas permitem uma aproximação a uma relação de causa e efeito da expansão da oferta educacional pública e a taxa de fecundidade.

Através dos resultados apresentados observamos não só a presença de efeito médio do tratamento na taxa de fecundidade, como também a existência de efeitos de transbordamento e indiretos da política pública. O que nos permite constatar, que a espacialidade deve sim ser levada em consideração em estudos de políticas públicas, principalmente quando estamos analisando investimentos em educação.

5 CONSIDERAÇÕES

Ao longo desse trabalho, buscamos investigar as possíveis relações entre a expansão de ensino federal brasileiro e a taxa de fecundidade das mulheres. Esse estudo inovou ao utilizar um painel de dados a nível municipal e, principalmente, ao incluir os efeitos de espacialidade nos modelos estimados.

Assim, após a realização das estimativas de DID, verificou-se, com a utilização das AEDE (estatística I de Moran global e local), a presença da dependência espacial no termo de erro e/ou na variável dependente. Garantindo que a criação de um novo campus federal no município *i* afeta a taxa de fecundidade do município *j*.

Uma vez comprovada a dependência, foram estimados os modelos espaciais e, em seguida, calculados os efeitos diretos e indiretos. Os resultados apontaram para uma possível queda na taxa de fecundidade das mulheres residentes dos municípios que foram contemplados com novos institutos e universidades federais durante o período da política de expansão. Uma das possíveis explicações para esses resultados seria que, havendo a possibilidade de aumentar a sua qualificação e, assim, melhorar as suas chances no mercado de trabalho, gerando prováveis impactos positivos na renda, as mulheres poderiam acabar optando por não ter filhos, ou simplesmente reduzir a quantidade de filhos.

Todavia, tal impacto não foi encontrado para os municípios indiretamente afetados pela ampliação de ensino. Para esse caso encontrou-se que a taxa de fecundidade das regiões contígua a tratada foi positivamente afetada, isto é, o tratamento da região fez com que a TFT se elevasse nos municípios ao redor.

Em suma, os resultados indicam não só a presença de efeito médio do tratamento na taxa de fecundidade, como também a existência de efeitos de transbordamento, diretos e indiretos da política pública. O que nos permite constatar, que a espacialidade deve sim ser levada em consideração em estudos de políticas públicas, principalmente quando estamos analisando investimentos em educação.

Assim, a principal realização desse trabalho é destacar que a espacialidade é um aspecto muito relevante ao se avaliar impactos de políticas públicas e sociais,

contrapondo a ideia de que os bairros, municípios ou demais fronteiras territoriais são analiticamente independentes.

E, com isso, devemos levar em conta que os resultados encontrados nessas regiões dependem das ações que ocorrem no seu entorno (ALMEIDA, 2012; LESAGE, 1999). Portanto, *policy makers* devem se atentar para este fato caso desejem implementar políticas sociais efetivas.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. Econometria espacial. **Campinas–SP. Alínea**, 2012.
- ALMEIDA, E. S. . Impact Evaluation of Local Public Policies. In: 61st annual North American Meeting of Regional Science Association International, 2014, Washington, DC. Annals of 61st annual North American Meeting of Regional Science Association International, 2014.
- ALZÚA, M. L.; VELÁZQUEZ, C. The effect of education on teenage fertility: causal evidence for Argentina. **IZA Journal of Development and Migration**, v. 7, n. 1, p. 7, 2017.
- ANDRADE, A. DE F. B. Os Institutos Federais de Educação, Ciência e Tecnologia: uma análise de sua institucionalidade. 2014.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics: Models and methods. **Dordrecht: Kluwer Academic Publishers**, 1988.
- AZEVEDO, J. P. *et al.* Teenage pregnancy and opportunities in Latin America and the Caribbean: on teenage fertility decisions, poverty and economic achievement. 2012.
- BRASIL. Decreto nº 7.566, de 23 de setembro de 1909. **Crêa Escolas de Aprendizizes Artífices**. Diário Oficial, Poder Executivo, Brasília, DF, 23 set. 1909.
- _____. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. **Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional**. Câmara dos Deputados, Edições Câmara, 2015. 11. ed.-Brasília.
- _____. Decreto nº 2208, de 17 de abril de 1997. **Regulamenta o art. 36 e os artigos 39 a 42 da Lei nº 9394/96**. Diário Oficial da União de 18/04/1997, seção 1, p. 7760.
- _____. Lei nº 11.892, de 29 dezembro de 2008. **Institui a Rede Federal de Educação Profissional, Científica e Tecnológica**. Diário Oficial da União, Poder Legislativo, Brasília, DF, 30 dez. 2008.
- _____. MEC. Ministério da Educação. **Análise sobre a Expansão das Universidades Federais 2003 a 2012**. Relatório da Comissão Constituída pela Portaria nº 126/2012. Brasília-DF, 2012. Acesso em: 10 de ago. 2019. Disponível em: http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&task=doc_download&gid=12386&Itemid=.
- BERGMANN, Â. L. **O Efeito da Expansão dos Institutos e das Universidades**

Federais sobre as Oportunidades do Mercado de Trabalho. 2016

- BERTHELON, M.; KRUGER, D. I. Does adolescent motherhood affect education and labor market outcomes of mothers? A study on young adult women in Chile during 1990–2013. **International journal of public health**, v. 62, n. 2, p. 293–303, 2017.
- CABRALES, A.; CALVÓ-ARMENGOL, A.; ZENOU, Y. Social interactions and spillovers: Incentives, segregation and topology. 2009.
- CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. DA; PERDIGÃO, C. Instituições de ensino superior e desenvolvimento econômico: o caso das universidades estaduais paranaenses. **Planejamento e políticas públicas**, n. 44, 2015.
- CARVALHO, A.; WONG, L.; MIRANDA RIBEIRO, P. Discrepant Fertility in Brazil: an analysis of women who have fewer children than desired (1996 and 2006). **Revista Latinoamericana de Población**, v. 10, n. 18, p. 83–106, 2016.
- CASE, A. C.; KATZ, L. F. **The company you keep: The effects of family and neighborhood on disadvantaged youths**. [s.l.] National Bureau of Economic Research, 1991.
- CHAGAS, A. L. S.; AZZONI, C. R.; ALMEIDA, A. N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases. **Regional Science and Urban Economics**, v. 59, p. 24–36, 2016.
- CHAGAS, A. L. S.; TONETO, R.; AZZONI, C. R. A spatial propensity score matching evaluation of the social impacts of sugarcane growing on municipalities in Brazil. **International Regional Science Review**, v. 35, n. 1, p. 48–69, 2012.
- CLELAND, J. Education and future fertility trends, with special reference to mid-transitional countries. **Completing the fertility transition**, v. 26, n. 4, p. 187–202, 2002.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models & applications**. [s.l.] Taylor & Francis, 1981.
- DUBÉ, J. *et al.* A spatial Difference-in-Differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. **Transportation Research Part B: Methodological**, v. 64, p. 24–40, 2014.
- FAVERI, D. B.; PETTERINI, F. C.; BARBOSA, M. P. Uma avaliação do impacto da política de expansão dos institutos federais nas economias dos municípios brasileiros. **Planejamento e políticas públicas**, n. 50, 2018.
- FLETCHER, J. M.; WOLFE, B. L. Education and labor market consequences of teenage childbearing evidence using the timing of pregnancy outcomes and

- community fixed effects. **Journal of Human Resources**, v. 44, n. 2, p. 303–325, 2009.
- GIBB, S. J. *et al.* Early motherhood and long-term economic outcomes: Findings from a 30-year longitudinal study. **Journal of Research on Adolescence**, 2015.
- GOLGHER, A. B. **Introdução à econometria espacial**. [s.l.] Paco Editorial, 2015.
- GRIFFITHS, E.; CHAVEZ, J. M. Communities, street guns and homicide trajectories in Chicago, 1980–1995: merging methods for examining homicide trends across space and time. **Criminology**, v. 42, n. 4, p. 941–978, 2004.
- ISEN, A., STEVENSON, B. Women's education and family behavior: Trends in marriage, divorce and fertility. **National Bureau of Economic Research (NBER)**, 2013.
- KEATS, A. Women's schooling, fertility, and child health outcomes: Evidence from Uganda's free primary education program. **Journal of Development Economics**, v. 135, p. 142–159, 2018.
- KOSCHINSKY, J. Spatial heterogeneity in spillover effects of assisted and unassisted rental housing. **Journal of Urban Affairs**, v. 31, n. 3, p. 319–347, 2009.
- LESAGE, J. P. The theory and practice of spatial econometrics. **University of Toledo. Toledo, Ohio**, v. 28, n. 11, 1999.
- LESAGE, J. P.; DOMINGUEZ, M. The importance of modeling spatial spillovers in public choice analysis. **Public Choice**, v. 150, n. 3–4, p. 525–545, 2012.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. [s.l.] Chapman and Hall/CRC, 2009.
- MADALOZZO, R. Transitions in fertility for Brazilian women: an analysis of impact factors. **PloS one**, v. 7, n. 7, 2012.
- MENEZES, T. *et al.* Spatial correlation between homicide rates and inequality: Evidence from urban neighborhoods. **Economics Letters**, v. 120, n. 1, p. 97–99, 2013.
- NAHAS, M. M. *et al.* Especialização e diversificação produtiva: um modelo de painel espacial para a indústria extrativa mineral em Minas Gerais, 2000-2010. **Nova Economia**, v. 29, n. 1, p. 7–40, 2019.
- NELSON, J. **Fertility and the Bolsa Família Program: demographic determinants under conditional cash transfers in Brazil** University of Pittsburgh, , 2013.
- 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.

- OSILI, U. O.; LONG, B. T. Does female schooling reduce fertility? Evidence from Nigeria. **Journal of development Economics**, v. 87, n. 1, p. 57–75, 2008.
- RODRIGUES, L. DE O. *et al.* Mensuração da desigualdade educacional entre os Municípios Nordestinos. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 21, n. 1, 2017.
- ROSENZWEIG, M. R.; SCHULTZ, T. P. Schooling, information and nonmarket productivity: contraceptive use and its effectiveness. **International Economic Review**, p. 457–477, 1989.
- SCRIPTORE, J. S. **Impactos do saneamento sobre saúde e educação: uma análise espacial** Ph. D. Dissertation, University of São Paulo, Brazil. URL: [http://www.teses](http://www.teses....), , 2016.
- SIMÕES, P.; SOARES, R. B. Efeitos do Programa Bolsa Família na fecundidade das beneficiárias. **Revista Brasileira de economia**, v. 66, n. 4, p. 445–468, 2012.
- TEJADA, C. A. O. *et al.* The sociodemographic, behavioral, reproductive, and health factors associated with fertility in Brazil. **PloS one**, v. 12, n. 2, 2017.
- TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial**, 2006.
- VINHAIS, H. E. F. **Estudo sobre o impacto da expansão das universidades federais no Brasil** Universidade de São Paulo, , 2013.
- WANG, L. *et al.* A study of air pollutants influencing life expectancy and longevity from spatial perspective in China. **Science of the total environment**, v. 487, p. 57–64, 2014.

APÊNDICE

Tabela A 1 Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015).

<i>Variável Dependente</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
TFE – 15 a 19 anos						
Efeito Médio	-11.342*** (0.66)	-10.560*** (0.69)	-10.781*** (0.67)	-8.620*** (0.55)	-10.526*** (0.69)	-10.358*** (0.72)
Transbordamento	1.659 (1.24)				6.237*** (1.27)	2.493* (1.50)
TFE – 20 a 24 anos						
Efeito Médio	-16.049*** (1.06)	-15.305*** (1.11)	-15.404*** (1.09)	-12.133*** (0.90)	-15.265*** (1.11)	-15.194*** (1.15)
Transbordamento	2.833 (1.99)				6.648*** (2.06)	1.247 (2.39)
TFE – 25 a 29 anos						
Efeito Médio	-11.965*** (1.05)	-11.034*** (1.13)	-10.795*** (1.12)	-8.680*** (0.97)	-11.027*** (1.13)	-11.188*** (1.15)
Transbordamento	-0.889 (1.97)				-0.462 (2.10)	-3.387 (2.31)
TFE – 30 a 34 anos						
Efeito Médio	-5.379** (1.16)	-5.301** (1.27)	-5.051** (1.26)	-5.601** (1.23)	-5.326** (1.27)	-5.496** (1.27)
Transbordamento	-4.667** (2.16)				-7.037** (2.35)	-7.791** (2.44)
TFE – 35 a 39 anos						
Efeito Médio	-0.493 (0.50)	-0.536 (0.54)	-0.267 (0.54)	-0.947** (0.47)	-0.553 (0.54)	-0.732 (0.55)
Transbordamento	-2.050** (0.93)				-4.560*** (1.00)	-4.791*** (1.08)
TFE – 40 a 44 anos						
Efeito Médio	0.218 (0.20)	0.125 (0.21)	0.186 (0.21)	0.016 (0.19)	0.124 (0.21)	0.089 (0.22)
Transbordamento	0.420 (0.37)				-0.898** (0.39)	-0.849* (0.43)
TFE – 45 a 49 anos						
Efeito Médio	0.014 (0.06)	-0.014 (0.07)	-0.018 (0.07)	0.010 (0.06)	-0.013 (0.07)	-0.010 (0.07)
Transbordamento	0.362*** (0.11)				0.179 (0.12)	0.182 (0.12)
Observações	122.386	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Tabela A 2 - Efeito da expansão das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total e a taxa de fecundidade específica por grupos etários por mil mulheres, municípios brasileiros (1994-2015).

<i>Variável Dependente</i>	<i>SLX</i>	<i>SAR</i>	<i>SEM</i>	<i>SAC</i>	<i>SDM</i>	<i>SDEM</i>
TFE – 15 a 19 anos						
Efeito Médio	-6.250*** (1.15)	-7.437*** (1.09)	-9.284*** (1.07)	-8.791*** (0.88)	-7.781*** (1.09)	-7.434*** (1.13)
Transbordamento	24.142*** (1.98)				17.515*** (1.88)	11.073*** (2.22)
TFE – 20 a 24 anos						
Efeito Médio	-11.662*** (1.84)	-13.217*** (1.76)	-15.584*** (1.73)	-14.474*** (1.42)	-13.696*** (1.76)	-13.301*** (1.82)
Transbordamento	31.812*** (3.17)				24.301*** (3.03)	14.352*** (3.54)
TFE – 25 a 29 anos						
Efeito Médio	-10.338*** (1.83)	-10.518*** (1.79)	-11.459*** (1.78)	-11.221*** (1.54)	-10.779*** (1.79)	-10.725*** (1.82)
Transbordamento	16.080*** (3.15)				13.401*** (3.09)	6.619* (3.41)
TFE – 30 a 34 anos						
Efeito Médio	-4.895** (2.01)	-4.846** (2.00)	-4.846** (2.00)	-4.802** (1.94)	-4.841** (2.01)	-4.921** (2.01)
Transbordamento	0.797 (3.46)				0.266 (3.45)	-2.070 (3.59)
TFE – 35 a 39 anos						
Efeito Médio	-1.256 (0.86)	-1.163 (0.85)	-1.023 (0.85)	-1.687** (0.73)	-1.119 (0.85)	-1.312 (0.86)
Transbordamento	-1.835 (1.49)				-1.922 (1.47)	-3.397** (1.59)
TFE – 40 a 44 anos						
Efeito Médio	0.006 (0.34)	0.052 (0.34)	0.105 (0.33)	-0.161 (0.29)	0.068 (0.34)	0.002 (0.34)
Transbordamento	-0.581 (0.59)				-0.655 (0.58)	-0.972 (0.64)
TFE – 45 a 49 anos						
Efeito Médio	-0.001 (0.10)	-0.004 (0.10)	-0.003 (0.10)	-0.005 (0.09)	-0.003 (0.10)	-0.003 (0.10)
Transbordamento	-0.051 (0.18)				-0.038 (0.18)	-0.022 (0.18)
Observações	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Tabela A 3 - Efeito da expansão dos institutos federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento por faixa etária, municípios brasileiros, (1994-2015)

<i>Exposição ao Tratamento</i>	(15 a 19)	(20 a 24)	(25 a 29)	(30 a 34)	(35 a 39)	(40 a 44)	(45 a 49)
1 ano de expansão	-4.386^{***} (0.88)	-5.420^{***} (1.21)	-3.793^{***} (1.22)	-1.617 (1.35)	0.501 (0.63)	0.810^{***} (0.26)	0.148^{**} (0.07)
2 anos de expansão	-5.945^{***} (0.96)	-6.951^{***} (1.23)	-5.968^{***} (1.26)	-2.319 (1.54)	1.084 (0.76)	0.975^{***} (0.29)	-0.000 (0.08)
3 anos de expansão	-5.532^{***} (1.11)	-7.023^{***} (1.45)	-6.818^{***} (1.43)	-0.352 (1.37)	1.004 (0.72)	0.996^{***} (0.33)	0.074 (0.08)
4 anos de expansão	-5.187^{***} (1.16)	-6.311^{***} (1.48)	-6.939^{***} (1.43)	-1.748 (1.73)	1.884^{**} (0.86)	1.140^{***} (0.37)	0.042 (0.09)
5 anos de expansão	-6.430^{***} (1.22)	-5.933^{***} (1.58)	-6.457^{***} (1.53)	-2.170 (2.36)	2.193^{**} (0.99)	1.216^{***} (0.36)	0.073 (0.10)
6 anos de expansão	-7.763^{***} (1.60)	-8.899^{***} (2.07)	-7.577^{***} (1.96)	-1.103 (2.43)	2.491^{**} (1.24)	1.388^{***} (0.48)	0.244^{**} (0.10)
7 anos de expansão	-9.590^{***} (1.48)	-8.155^{***} (2.25)	-5.580^{***} (2.17)	-2.776 (3.28)	2.969^{**} (1.39)	2.431^{***} (0.50)	0.171 (0.11)
8 anos de expansão	-3.209 (10.20)	-8.673 (9.62)	-4.192 (10.18)	2.696 (8.87)	2.873 (6.73)	4.648^{**} (1.87)	0.407^{**} (0.20)
9 anos de expansão	-9.724 (7.93)	-11.377 (10.31)	-9.271 (8.25)	-3.848 (9.50)	5.272 (5.59)	2.563 (1.84)	0.605^{**} (0.28)
10 anos de expansão	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.000 (.)
Observações	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.

Tabela A 4 - Efeito da expansão das universidades federais sobre a taxa de fecundidade total, por tempo de exposição ao tratamento por faixa etária, municípios brasileiros, (1994-2015)

<i>Exposição ao Tratamento</i>	(15 a 19)	(20 a 24)	(25 a 29)	(30 a 34)	(35 a 39)	(40 a 44)	(45 a 49)
1 ano de expansão	-3.923** (1.65)	-6.276*** (2.32)	-5.610*** (1.83)	-2.285 (1.76)	-0.612 (0.84)	-0.040 (0.36)	0.069 (0.16)
2 anos de expansão	-4.172** (1.89)	-5.255** (2.53)	-6.003*** (2.06)	-3.557** (1.55)	0.243 (0.98)	0.061 (0.56)	0.085 (0.11)
3 anos de expansão	-3.085* (1.87)	-4.268 (2.67)	-6.725*** (2.11)	-3.463** (1.65)	-0.182 (0.99)	0.517 (0.48)	0.059 (0.12)
4 anos de expansão	-3.420* (1.98)	-6.465** (2.52)	-7.037*** (2.03)	-2.945* (1.74)	-0.096 (0.99)	0.568 (0.48)	0.089 (0.11)
5 anos de expansão	-4.295** (1.94)	-4.299 (2.68)	-5.481*** (2.10)	-1.772 (1.95)	0.930 (1.15)	1.258** (0.56)	0.161 (0.16)
6 anos de expansão	-3.644** (1.83)	-3.974 (2.77)	-5.034** (2.25)	-0.505 (2.10)	2.203* (1.16)	0.620 (0.49)	0.046 (0.10)
7 anos de expansão	-4.485** (1.84)	-4.021 (2.99)	-5.437** (2.44)	-1.929 (2.17)	1.162 (1.22)	1.638*** (0.58)	0.053 (0.11)
8 anos de expansão	-5.672*** (2.06)	-6.374** (3.01)	-7.617*** (2.62)	-4.058* (2.42)	0.140 (1.39)	0.568 (0.54)	0.044 (0.13)
9 anos de expansão	-4.465* (2.40)	-5.886 (3.70)	-5.334* (2.75)	-3.104 (2.85)	0.210 (1.56)	1.333* (0.71)	0.026 (0.14)
10 anos de expansão	-1.549 (3.09)	-9.094** (4.18)	-6.753* (3.61)	-0.445 (3.26)	1.802 (1.70)	1.290 (0.79)	0.146 (0.22)
Observações	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558	118.558
ID	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389	5.389

Fonte: Elaboração própria (2020). Erro-padrão em parênteses. Os modelos incluem efeitos fixos de municípios e temporal.