

Impacto do Ensino e Pesquisa Universitário em Saúde na Atração de Médicos:

Evidências para o Semiárido

Roberta de Moraes Rocha

Doutora em Economia. Professora Titular do Núcleo de Gestão da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE); Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON/UFPE-CAA); Programa de Pós-Graduação em Gestão e Economia da Saúde (PPGGES/UFPE); Programa de Pós-Graduação em Inovação Terapêutica (PPIGIT/UFPE).

E-mail: roberta.mrocha@ufpe.br

Denis Fernandes Alves

Doutor em Economia. Professor Adjunto do Núcleo de Gestão da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e docente do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON/UFPE-CAA).

E-mail: denis.fernandes@ufpe.br

Área 1 - Teoria, métodos e modelos de economia regional

JEL: I23, J24 e R58

Impacto do Ensino e Pesquisa Universitário em Saúde na Atração de Médicos:

Evidências para o Semiárido

Resumo: Este estudo avaliou os efeitos da interiorização das atividades de ensino e pesquisa vinculadas aos serviços de saúde ofertados por unidades universitárias sobre a oferta de médicos no Semiárido brasileiro, no período de 2006 a 2021. A partir da estimação de modelos econométricos — incluindo Diferença em Diferença com efeitos fixos e aleatórios (TWFE e TWRE), GEE e estimadores para tratamentos escalonados — os resultados indicam que a presença de Unidades de Ensino Superior em Saúde (UESS) esteve associada a um aumento médio de aproximadamente 30% no número de médicos por 1.000 habitantes, em relação à média pré-intervenção (1,51) dos municípios que passaram a contar com essas instituições. A consistência dos resultados, mesmo após a inclusão de controles adicionais e a realização de testes de robustez, reforça a eficácia da política de interiorização do ensino superior em saúde como estratégia de promoção da formação e fixação de profissionais qualificados em regiões vulneráveis. Evidências de efeitos persistentes ao longo do tempo, bem como impactos mais expressivos em municípios de menor porte, fortalecem a hipótese de que a articulação entre instituições de ensino superior e serviços de saúde pode contribuir significativamente para a consolidação da atenção primária em áreas historicamente desassistidas. Esses achados corroboram a hipótese de que a expansão e interiorização do ensino superior produzem efeitos diretos sobre a atração de profissionais qualificados, fenômeno que pode ser associado a seus efeitos multiplicadores sociais e econômicos nas economias locais. Como consequência, espera-se que, ao longo do tempo, a interiorização do ensino superior contribua para a redução das desigualdades regionais na distribuição dos profissionais de saúde no país. **Palavras-chaves:** Avaliação de Impacto; Expansão/interiorização; Universidades; Médicos; Saúde; Semiárido.

Abstract: This study evaluated the effects of the decentralization of teaching and research activities linked to health services offered by university units on the availability of physicians in the Brazilian Semi-Arid region, covering the period from 2006 to 2021. Using econometric models — including Difference-in-Differences with fixed and random effects (TWFE and TWRE), Generalized Estimating Equations (GEE), and estimators for staggered treatments — the results indicate that the presence of Higher Education Health Units (UESS) was associated with an average increase of approximately 30% in the number of physicians per 1,000 inhabitants, relative to the pre-intervention average (1.51) in municipalities that gained such institutions. The consistency of these results, even after adding additional controls and conducting robustness checks, reinforces the effectiveness of the policy promoting the decentralization of higher education in health as a strategy to encourage the training and retention of qualified professionals in vulnerable regions. Evidence of persistent effects over time, as well as stronger impacts in smaller municipalities, supports the hypothesis that the integration between higher education institutions and health services can significantly contribute to strengthening primary healthcare in historically underserved areas. These findings corroborate the hypothesis that the expansion and decentralization of higher education have direct effects on attracting qualified professionals, a phenomenon that may be attributed to their social and economic multiplier effects in local economies. Consequently, it is expected that over time, the decentralization of higher education will contribute to reducing regional inequalities in the distribution of health professionals across the country. **Keywords:** Impact Evaluation; Expansion/Decentralization; Universities; Physicians; Health; Semi-Arid Region.

1. Introdução

A tendência da atividade econômica se concentrar geograficamente nos grandes centros urbanos — em especial, as intensivas em tecnológica — assim como os agentes produtivos de elevada qualificação, é um fenômeno tradicionalmente investigado por cientistas regionais (ex. Krugman, 1991; Marshall, 2009; Fujita e Thisse, 2013). Esse padrão locacional está associado à maior oferta de infraestrutura, à presença de serviços especializados, às amenidades urbanas, e às demais vantagens produtivas decorrentes das economias de aglomeração, geradas pela proximidade espacial entre os agentes econômicos.

Como consequência, em países de grande extensão territorial, marcados por disparidades regionais, econômicas e diversidade climática — como o Brasil —, áreas mais remotas e afastadas do litoral ou dos grandes centros urbanos tendem a ser menos assistidas por serviços públicos essenciais, como é o caso da saúde. No entanto, o acesso a esses serviços é um direito assegurado constitucionalmente a todos os cidadãos, o que impõe a necessidade da

adoção de políticas públicas por parte do governo que promovam a efetiva descentralização regional dos serviços básicos de saúde.

Diante dessa realidade, especialmente a partir da década de 2000, foram implementadas no Brasil políticas educacionais voltadas à expansão e interiorização do ensino superior, articuladas a programas destinados a melhorar a distribuição de médicos e demais profissionais de saúde no país. Entre essas intervenções, destacam-se o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI), instituído no ano de 2007 (Decreto nº 6.096, de 24 de abril de 2007), e o Programa Mais Médicos (PMM) implementado no ano de 2013 (Lei nº 12.871).

Para o Brasil, há um conjunto de evidências empíricas consistentes com os impactos positivos da expansão e interiorização do ensino superior para as economias locais dos municípios beneficiados (Niquito et al., 2018). Com relação ao aumento da oferta de médicos nas cidades contempladas pelo PMM, estudos prévios apontam para a efetividade do programa na atração desses profissionais para os municípios beneficiados (Carrilho e Feres, 2019). Contudo, questiona-se se esses impactos se sustentaram no longo prazo, uma vez que outros fatores, como melhores condições de trabalho, são fundamentais para a fixação desses profissionais em municípios mais afastados dos grandes centros urbanos. Além disso, não há uma convergência dos resultados desses estudos quanto aos impactos do PMM para a melhoria de indicadores de morbidade e mortalidade hospitalar decorrente de condições que poderiam ser evitadas no nível da atenção primária à saúde (Fontes et al, 2018; Carrilho e Feres, 2019; Özçelik et al, 2020; Machado, 2020).

Diante desses resultados, estima-se que os serviços de educação superior constituam um importante fator de atração e fixação de profissionais de saúde — especialmente médicos — em regiões do interior do país. Por um lado, por esses serviços gerarem externalidades de conhecimento e oportunidades de trabalho em unidades de saúde vinculadas às universidades (Playford, 2014); por outro, por ampliarem o acesso da população local à educação superior, o que aumenta a probabilidade de permanência desses profissionais na região (Woloschuk e Tarrant, 2002; Dunbabin et al, 2006).

Assim, com base nessa hipótese e buscando contribuir com a literatura existente para o Brasil, este estudo apresenta novas evidências sobre o impacto da interiorização das Unidades de Saúde de Ensino e Pesquisa (universitárias) na atração de médicos, tendo como recorte geográfico a Região do Semiárido Brasileiro (SAB), no período de 2006 a 2021. Para isso, são estimados modelos de regressão em diferenças em diferenças e *event study*, com validação dos resultados por meio de testes de robustez.

A escolha do SAB como foco geográfico deste estudo justifica-se pela escassez de pesquisas com esse propósito analítico voltadas à região, além de sua expressiva relevância social para o país. O SAB concentra cerca de 15% da população brasileira e quase metade da sua população estão em situação de pobreza, condição essa que é fortemente associada às adversidades econômicas impostas pelo clima semiárido.

2. Revisão da Literatura

2.1 Programas de Interiorização do Ensino Superior e Profissionais da Saúde

Com o objetivo de reduzir as desigualdades educacionais no país, o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (REUNI) foi instituído em 2007, por meio do Decreto nº 6.096. A iniciativa buscou ampliar o acesso ao ensino superior público, especialmente entre populações historicamente excluídas, como aquelas residentes em regiões distantes dos tradicionais centros universitários. O REUNI teve como um de seus principais objetivos a interiorização dos campus de Universidades Federais já existentes e da ampliação do acesso ao Ensino Superior, especialmente para a parcela da população que reside mais distante dos tradicionais centros universitários. Como consequência, segundo os número

divulgados pelo Programa REUNI, foram criadas 14 novas universidades e mais de 100 novos campi que possibilitaram a ampliação de vagas e a criação de novos cursos de graduação¹.

O Programa REUNI teve como meta inicial, entre 2008 e 2011, investir mais de R\$ 2 bilhões para reestruturar universidades federais, ampliar cursos e criar ao menos 125 mil novas vagas no ensino superior público (REUNI, 2009). Na terceira etapa, que contemplou o período de 2012 a 2014, o plano incluiu a criação de quatro novas universidades federais no Pará, Ceará e Bahia, além da implantação de 47 novos câmpus. Paralelamente, a Rede Federal de Educação Profissional, Científica e Tecnológica seria expandida com 208 novas unidades. O investimento previsto foi de R\$ 7 milhões por unidade de educação profissional e R\$ 14 milhões por câmpus universitário. Essas medidas foram caracterizadas como relevantes para atender a demanda e estimular jovens para uma formação profissional mais qualificada (REUNI, 2018). Adicionalmente, conforme argumentam Melo et al. (2009), a estrutura implementada pelo governo para suprir a demanda reprimida por educação superior — que contemplou, inclusive, a modalidade de ensino a distância — revelou-se, em certa medida, exitosa em razão da articulação entre diferentes programas, como o UAB, PROUNI e REUNI².

A política de educação superior teve uma expressão regional considerada positiva e, por isso, é concebido como uma “política implícita” de desenvolvimento regional, dada a função estratégica da educação superior no processo de desenvolvimento de qualquer país ou região (Araújo e Guimarães Neto, 2015).

A expansão nas Instituições de Ensino Superior (IES) contemplou diversas áreas do conhecimento; entretanto, foi na área da saúde — especialmente na Medicina — que ela se concretizou de forma mais evidente, a qual teve o suporte de outros programas, como o Programa Mais Médicos (PMM). O PMM foi instituído em 2013, através da Lei nº 12.871, de 22 de outubro, com o objetivo principal de ampliar o acesso à Atenção Básica no âmbito do SUS, por meio da interiorização do ensino superior em saúde e da adoção de medidas para atração e fixação de médicos em regiões remotas e de maior vulnerabilidade econômica.

O programa foi criado pelo governo federal do Brasil, durante a gestão da presidente Dilma Rousseff, com o objetivo de enfrentar a escassez de médicos nas regiões mais carentes do país, especialmente no interior, nas periferias urbanas e no semiárido. Para tanto, como estratégia emergencial de enfrentamento de escassez desses profissionais nessas áreas, o governo lançou medidas para atrair médicos estrangeiros cubanos, com formação na saúde as família. Segundo Silva (2025), a presença de médicos estrangeiros, especialmente os cubanos, através do PMM, foi de grande importância para suprir a demanda em diversas localidades do interior, com impacto positivo na cobertura da atenção básica.

Porém, essa iniciativa do governo federal não se limitou à contratação de profissionais formados no exterior para atuarem em regiões remotas ou carentes, mas também incluiu ações como a reformulação dos currículos dos cursos de graduação, a criação de novas vagas e a implantação de cursos de Medicina e programas de residência médica (Santos Júnior et al., 2021).

O PMM, portanto, fez parte de um conjunto mais amplo de ações na área da saúde e ensino superior (BRASIL, 2025). No que concerne a este âmbito, um dos objetivos do programa, voltado para a formação da prática médica, visou acompanhar e avaliar os médicos participantes, para que se desenvolvessem ações de promoção, prevenção e recuperação da saúde. Desta forma, o programa tinha como propósito ofertar a presença do supervisor, um profissional médico, que acompanhasse todo o processo de trabalho com vista a suprir as

¹ Para mais informações, consultar <https://reuni.mec.gov.br/expansao>.

² O UAB (Universidade Aberta do Brasil) é um programa que oferece cursos superiores a distância para ampliar o acesso à educação. O PROUNI (Programa Universidade para Todos) concede bolsas de estudo em instituições privadas para estudantes de baixa renda. Já o REUNI (Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais) visa expandir e melhorar a infraestrutura das universidades públicas.

dificuldades que este profissional poderia encontrar durante as atividades práticas (Quaresma et al., 2015).

Do lançamento do PMM, em 2013, até novembro de 2018, quando houve o congelamento da abertura de novos cursos de Medicina por cinco anos, sancionado pela Portaria nº 328 do Ministério da Educação (MEC) em 2018, foi autorizado um total de 13.624 novas vagas em cursos de Medicina no Brasil (Santos Júnior et al., 2021). Porém, há um debate jurídico-político sobre a expansão da formação de médicos, que tem gerado críticas de entidades como o Conselho Federal de Medicina (CFM) e a Associação Médica Brasileira (AMB), que apontam preocupações com a qualidade e o monitoramento inadequado (CFM, 2022).

No contexto do Brasil, um fato a se destacar, é o desafio histórico enfretando no país para atrair médicos para as regiões mais distantes dos grandes centros urbanos. Segundo Scheffer (2025), a região Sudeste concentra aproximadamente metade dos médicos do país e apresenta uma média de 3,76 médicos por mil habitantes, valor superior à média nacional, que foi de 2,81 em 2024. Em seguida, destacam-se as regiões Centro-Oeste, com 3,39 médicos por mil habitantes, e Sul, com 3,27. Em contraste, as regiões Norte e Nordeste registram os menores índices do país, com apenas 1,73 e 2,22 médicos por mil habitantes, respectivamente. Ainda conforme aponta o estudo, em 2024, as capitais contavam com 3,66 vezes mais médicos por mil habitantes do que os municípios do interior do país.

A literatura indica que a escassez de profissionais nas áreas rurais e periféricas é um reflexo de diversos fatores, como a falta de infraestrutura adequada, condições precárias de trabalho e baixos salários (SANTOS, 2018). Segundo Barros (2019), a decisão de atuar em locais distantes muitas vezes depende de incentivos financeiros e da qualidade de vida local. Em muitas regiões, a infraestrutura básica de saúde e os recursos disponíveis são limitados, o que torna o trabalho mais desafiador, especialmente para aqueles profissionais que buscam desenvolver sua carreira em condições econômicas mais favoráveis.

Por outro lado, de acordo com Souza (2021), a oferta de cursos de graduação e programas de residência médica em áreas rurais tem contribuído significativamente para a atração e fixação de médicos nesses locais. Assim, espera-se que a formação de profissionais na própria região aumente a probabilidade de as instituições de ensino superior estabelecerem vínculos com esses profissionais, favorecendo sua fixação no território após a conclusão do curso, os quais tendem a iniciar sua trajetória na área da atenção primária à saúde, contribuindo para a consolidação da rede de cuidados locais. Nesse sentido, considerando o contexto do Semiárido, a articulação entre universidades e programas de incentivo à interiorização dos serviços de saúde pode contribuir para a formação de médicos mais comprometidos com as necessidades locais de atenção à saúde.

2.2 Prévias Evidências Empíricas

Evidências empíricas observadas para o Brasil e para outros países de grande extensão territorial revelam uma tendência de concentração de profissionais qualificados — especialmente os da área da saúde, como médicos — nos grandes centros urbanos ou em regiões mais desenvolvidas, o que resulta na desassistência de áreas mais remotas quanto ao acesso aos serviços de saúde. Em decorrência da desigualdade no acesso aos serviços de saúde — que contribui para disparidades na qualidade de vida associadas ao local de residência — diversos países têm adotado políticas com o objetivo de atrair e fixar profissionais da saúde em regiões rurais ou menos desenvolvidas (Rosenthal et al., 2005; Ricketts, 2005; Silva et al., 2012; Behera et al., 2019; Li et al., 2025).

No entanto, questiona-se a efetividade dessas políticas e programas no cumprimento do objetivo de ampliar o acesso aos serviços de saúde em áreas remotas, por meio da atração e fixação de profissionais, e, conseqüentemente, da melhoria das condições de saúde da população dessas regiões.

Para o Brasil, as evidências empíricas apresentadas por Scheffer (2015; 2025) indicam que, ao longo das últimas décadas, houve uma redução pouco expressiva na razão capital-interior de médicos por 1.000 habitantes — passando de 3,93 em 2014, para 3,66 em 2024.

Por outro lado, Carrilho e Feres (2019) apresentam indicações de que o PMM implicou no aumento da oferta de médicos para os municípios contemplados pelo Programa. Alencar et al. (2016) investigaram o impacto do Programa Mais Médicos em um município do Sertão Central (Ceará), e evidenciam que houve um aumento significativo no número de consultas médicas e visitas domiciliares após sua implementação.

Porém, não há um consenso na literatura quanto aos efeitos do PMM nos indicadores de saúde associados à atenção primária à saúde. Nogueira et al. (2016) e Gonçalves et al. (2019) obtêm indicações de que o PMM implicou no aumento do número de consultas médicas e na cobertura da Estratégia Saúde da Família, além de redução nas internações sensíveis à Atenção Primária. Evidências obtidas por Fontes et al. (2018), com base em um painel de dados para os municípios brasileiros no período de 2010 a 2016, também indicaram que o PMM impactou negativamente as internações por condições sensíveis à atenção primária (ICSAP). Os autores utilizaram modelos de regressão com diferença-em-diferença combinados ao método de pareamento por escore de propensão (*Propensity Score Matching*). Özçelik et al. (2020), utilizando o mesmo método e para um período próximo desses estudos, de 2009 a 2017, encontraram indícios de que o PMM contribuiu para a redução das hospitalizações por doenças cerebrovasculares apenas em municípios localizados em áreas urbanas, não havendo evidências de impacto nos municípios rurais.

Mais recentemente, Oliveira (2024) apresenta indicações de que o Programa Mais Médicos contribuiu para a expansão da cobertura e melhoria na integralidade e humanização da Atenção Primária à Saúde. De acordo com os resultados do autor, o programa teve efeito significativo nas internações por condições sensíveis a essa atenção, reduzindo aproximadamente 23 mil internações em três anos e poupando R\$ 30 milhões para o Sistema Único de Saúde.

Por outro lado, com o objetivo de investigar o impacto do PMM sob indicadores de saúde infantil e materna, Carrillo e Feres (2019), para o período de 2008 e 2016, aplicam o método de diferença-em-diferença e *Event Study*, e os resultados não são consistentes com a eficácia do programa na redução da mortalidade infantil, e nos outros indicadores analisados.

A partir de outra perspectiva de análise, Thomas et al. (2024), com base no estimador de controle sintético generalizado, estimam o impacto do aumento de médicos na atenção primária sob morbidade e mortalidade hospitalar por condições sensíveis à atenção primária, considerando um painel de dados para as microrregiões brasileiras, no período de 2008 a 2017. Os autores não identificaram que o incremento no número de médicos na atenção primária trouxe melhorias sobre os desfechos de saúde analisados. E, associam esses resultados a um possível efeito de substituição entre médicos e outros profissionais de saúde, à natureza dos benefícios do Programa, que tendem a se manifestar apenas no médio ou longo prazo, ou ainda a questões relacionadas à alocação dos médicos participantes dentro das próprias regiões.

Diante dessas evidências preliminares e considerando a complexidade que um sistema público de saúde representa em um país com as dimensões territoriais do Brasil, observa-se que políticas voltadas à atração de mão de obra qualificada para regiões mais remotas devem ser acompanhadas de programas complementares voltados à melhoria da infraestrutura, gestão e condições de trabalho. Tais medidas são essenciais para aumentar a efetividade dos serviços de saúde na atenção primária. Nesse sentido, Mendes e Ribeiro (2017) sugerem que é necessário um investimento contínuo em infraestrutura de saúde, transporte, habitação e educação para que os médicos se sintam mais inclinados a fixar-se nessas localidades de forma permanente.

Assim, embora a PMM tenha sido essencial para aumentar a oferta de médicos no interior do país, o sucesso a longo prazo de programas como esse depende da criação de um

ambiente propício que combine incentivos econômicos, condições de trabalho e qualidade de vida para os médicos e suas famílias. Por outro lado, espera-se que a interiorização do ensino superior na área da saúde produza efeitos multiplicadores nas economias dos municípios contemplados, gerando vantagens locais que favoreçam a atração e a fixação de médicos e de demais profissionais com formação superior nessa região.

Nesse sentido, prévias evidências empíricas para o Brasil indicam que a interiorização do ensino superior, sobretudo o estimulado a partir da década de 2000, impactou positivamente as economias locais. Casqueiro et. al. (2020), por exemplo, a partir da estimação de modelos de Diferença em Diferença para o período de 2000 a 2010, obtém indicações de que a expansão das Universidades Federais contribuiu pra a redução de indicadores de pobreza nos municípios contemplados. Porém, menos promissores foram os resultados dos autores a favor do aumento da renda per capita e da demanda local por trabalhadores qualificados. A partir de uma análise por tamanho/porte populacional dos municípios, considerando o mesmo período de análise e similar modelos de estimação aplicados por Casqueiro et. al. (2020), Barbosa et. al. (2019) evidenciam que a interiorização do ensino superior impactou de forma positiva a economia dos municípios do interior do país. Além disso, os autores defendem que o aumento da renda per capita municipal foi mais em decorrência do aumento do consumo local do que devido ao aumento da produtividade dos municípios.

Com objetivo de pesquisa similar, Niquito et al. (2018) investigam o impacto de novas Universidades Federais sobre a renda per capita e taxa de fecundidade dos municípios beneficiados diretamente pela política. Entretanto, os autores avançam na estratégia empírica ao considerar no modelo uma função de distância em torno dos municípios contemplados pela política. O objetivo dos autores foi controlar os efeitos de transbordamentos para os municípios vizinhos. Os resultados do estudo foram robustos ao impacto positivo da abertura de novos centros universitários na renda per capita municipal e na redução da taxa de fecundidade, inclusive nos municípios menores, onde o efeito foi maior.

A literatura já apresenta resultados consistentes sobre o efeito positivo da expansão e interiorização do ensino superior na renda per capita de municípios de menor porte populacional (Niquito et al., 2018). No entanto, ainda são escassos os estudos que investigam os impactos dessa expansão — especialmente na área da saúde — sobre a atração de médicos e demais profissionais da saúde, sendo essa lacuna ainda mais evidente no caso da região do Semiárido Brasileiro (SAB). Porém, destaca-se as contribuições de Santos et. al. (2019) para essa temática da pesquisa, os quais fazem uma análise da importância do Programa Universidade Aberta do Brasil (UAB) no Semiárido Brasileiro e na área de atuação da SUDENE, como meio de interiorização do ensino superior. Mas, os resultados dos autores não indicaram que houve redução na desigualdade na distribuição das vagas entre o Semiárido Brasileiro (SAB) e as demais regiões do país.

Com o intuito de preencher essa lacuna na literatura e contribuir para um melhor entendimento dos impactos da expansão e interiorização do ensino e da pesquisa na área da saúde sobre a atração de profissionais da saúde — especialmente médicos — e seus efeitos multiplicadores nas economias locais, esta pesquisa tem como foco empírico o Semiárido Brasileiro (SAB). A escolha da região se justifica, entre outros fatores já discutidos, por englobar municípios com características climáticas semelhantes e que estão sujeitos a um mesmo conjunto de políticas públicas, programas e ações governamentais. Essas condições contribuem para reduzir possíveis vieses decorrentes da heterogeneidade entre municípios, conferindo maior robustez às estimativas dos efeitos sobre a variável de interesse.

3. Método e Dados

3.1 Estratégia Empírica

Este artigo aplica modelos de diferença-em-diferença para estimar o impacto da expansão e interiorização do ensino superior na área da saúde sobre a atração de médicos para

o Semiárido brasileiro. A estratégia empírica explora variações temporais e espaciais na criação de cursos e instituições de ensino, buscando identificar os efeitos causais da intervenção sobre o número de médicos nos municípios da região. O recorte geográfico deste estudo abrangeu a Região do Semiárido Brasileira (SAB), uma área que enfrenta desafios significativos em termos de acesso e qualidade dos serviços de saúde. Para a análise, foram definidos dois grupos de municípios: o grupo Tratado, composto pelos municípios que possuem Unidades de Ensino/Pesquisa Superior em Saúde (UESS) no ano t , e o grupo Controle, formado por municípios que não tinham UESS no ano t . Essa distinção permite comparar os impactos da presença dessas unidades de saúde na região semiárida, considerando as especificidades locais e as disparidades no acesso à saúde entre os dois grupos.

Para analisar o impacto da presença das UESS nos municípios do Semiárido sobre o número de médicos por 1.000 habitantes, a efeito de comparação entre os resultados, primeiramente foram estimados modelos de regressão para dados de contagem, seguindo a especificação de Sellers e Shmueli (2010) e Bonat et al. (2016). Considerou-se as especificações dos modelos de Poisson com efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE), os quais foram submetidos ao teste de *Hausman*.

O modelo de Poisson com Efeitos Fixos (FE) assume que y_{it} segue uma distribuição de Poisson com média condicional λ_{it} , dada por:

$$\log(\lambda_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \text{Tratadopost}_{it} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \text{ com } y_{it} \sim \text{Poisson}(\lambda_{it}) \quad (1)$$

Em que y_{it} é a variável dependente que representa o número de médicos por 1.000 habitantes no município i no ano t , e Tratadopost_{it} uma variável indicadora que assume valor 1 se no município i há pelo menos uma UESS em funcionamento no ano t , e 0 caso contrário. O parâmetro α_i é o efeito fixo do município i que controla pelas características não observadas fixas no tempo; X_{it} é um vetor de covariáveis de controle ($\text{Lnpib}_{it}, \text{Obitosinfpop}_{it}, \text{Homicidiopop}_{it}, \text{Bfpop}_{it}$); γ inclui os coeficientes dessas covariáveis; e ε_{it} é o termo de erro. Este modelo controla a heterogeneidade não observada constante entre municípios, eliminando vieses decorrentes de características fixas correlacionadas com as variáveis explicativas.

Já no modelo de Poisson com efeitos aleatórios (RE), baseando-se em Sellers e Shmueli (2010) e Bonat et al. (2016), os efeitos não observados são considerados aleatórios e independentes dos regressores:

$$\log(\lambda_{it}) = \alpha_i + u_i + \beta_1 \text{Tratadopost}_{it} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que, diferentemente dos modelos de efeito fixos, aqui o $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ é o efeito aleatório do município i , demais termos conforme equação (2). O modelo RE é mais eficiente se u_i for realmente aleatório e não correlacionado com os regressores, mas menos robusto que o FE se essa hipótese for violada. No entanto, cabe ressaltar que, tais modelos foram estimados para efeito de comparação dos resultados, uma vez que o número de médicos, a variável de contagem, foi ponderada pela população. E, além disso, tais modelos não estão controlando pelos efeitos não observados específicos das unidades espaciais de análise e de tempo.

Desse modo, também são estimados o modelo *Two-Way Fixed Effects* (TWFE), o qual é considerado mais robusto a vieses causados por efeitos correlacionados com regressores, e a versão com efeitos aleatórios (TWRE), que pode ser mais eficiente quando essa correlação não existe (Greene, 2003; Angrist e Pischke, 2009). Assim, tais modelos, com efeitos fixos e aleatórios, tanto entre municípios quanto ao longo do tempo, buscam controlar a heterogeneidade espacial não observada e as tendências temporais.

Em termos formais, seja $y_{(it)}$ o número de médicos por 1.000 habitantes no município i no ano t e a variável de interesse Tratadopost_{it} , que indica se o município i está tratado (com UESS) no período t , o Modelo Two-Way Fixed Effects (TWFE) pode ser especificado como:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta \text{Tratadopost}_{it} + X'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que α_i são efeitos fixos específicos do município; δ_t são efeitos fixos específicos do ano (efeitos temporais comuns a todos os municípios); β é o coeficiente de interesse que mede o

impacto médio do tratamento; X_{it} são covariáveis de controle referentes as características dos municípios; ε_{it} é o termo de erro. Esse modelo captura variações dentro dos municípios ao longo do tempo e controla possíveis tendências sazonais ou choques comuns (Angrist e Pischke, 2009). No modelo Two-Way Random Effects (TWRE), os efeitos municipais e temporais são considerados aleatórios, em termos formais, tem-se:

$$y_{it} = \alpha + u_i + v_t + \beta \text{Tratadopost}_{it} + X_{it}'\gamma + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Tem-se que $u_i \sim N(0, \sigma u^2)$ e $v_t \sim N(0, \sigma v^2)$ são efeitos aleatórios para municípios e anos. Este modelo é eficiente caso os efeitos aleatórios sejam não correlacionados com as covariáveis. Além desses, utilizou-se o Modelo Generalized Estimating Equations (GEE), que é um modelo de DiD específico para dados de contagem e dependência temporal, ele estima efeitos populacionais médios, considerando correlações dentro dos municípios ao longo do tempo (Angrist e Pischke, 2009). Para escolher o modelo mais adequado, entre o TWFE e TWRE, foi aplicado o teste de Hausman.

Além desses modelos, para avaliar os efeitos dinâmicos ao longo do tempo (antes e depois da intervenção), foram estimados os *Event Study*, que permite observar a evolução temporal dos efeitos do tratamento, validando a ausência de tendências divergentes prévias à intervenção:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \sum_{k \neq -1} \beta_k D_{i,t+k} + X_{it}'\gamma + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Em que $D_{i,t+k}$ é uma série de dummies indicando k períodos antes ($k < 0$) ou após ($k > 0$) o tratamento, com o período $k = -1$ como referência (Angrist e Pischke, 2009).

3.2 Dados

A região geográfica escolhida para a pesquisa, o Semiárido Brasileiro (SAB), conforme a portaria de número 89 do ano de 2005 do Ministério da Integração Nacional (MIN), compreendia uma extensão total de 982.563,3 km², com a maior parte situada na Região Nordeste (89,5%), segundo os dados do IBGE. Com a Lei complementar 125, do ano de 2007, a Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) firmou o compromisso de “promover o desenvolvimento econômico, social e cultural e a proteção ambiental do Semiárido, por meio da adoção de políticas diferenciadas para a sub-região”. Portanto, a autarquia tem a responsabilidade de definir os critérios de inclusão e exclusão dos municípios que fazem parte do SAB, que leva em consideração indicadores do: nível de precipitação pluviométrica média anual; Índice de Aridez de Thornthwaite; e o percentual diário de déficit hídrico diário. Assim, como estas medidas podem variar no tempo, no período de análise houverem algumas mudanças dos municípios que compõe o SAB. De tal modo, segundo a Portaria nº89 do Ministério da Integração Nacional, no ano de 2007, o SAB era composto por 1.133 municípios. No ano de 2017, o SAB foi expandido e 1.262 municípios passaram a integrá-lo (Portaria No-102, de 28 de novembro de 2017). Porém, com a última revisão do Conselho Deliberativo da SUDENE no ano de 2022, de acordo com os dados do IBGE, 1.212 municípios se mantiveram no SAB, 215 municípios passaram a integrar a região, e outros 50 municípios não obtiveram os critérios para se manter no SAB.

Porém, para o presente estudo, com o objetivo de estimar um painel balanceado, foram considerados os 1.133 municípios que, em 2007, integravam o Semiárido Brasileiro (SAB), o que também contempla o maior período dos programas de expansão e interiorização do ensino superior no país.

Para analisar os efeitos da interiorização e expansão do ensino superior na área da saúde no SAB no atração dos médicos que atendem no SUS, utilizou-se a base de dados do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), com foco nos estabelecimentos de saúde classificados como Unidades Universitárias, ou seja, aqueles que desenvolvem atividades de ensino e pesquisa vinculadas ao ensino superior. Assim, no exercício empírico desta pesquisa, considerou-se como município tratado aquele que, no ano t , possuía ao menos uma Unidade de

Ensino/Pesquisa Superior em Saúde (UESS), sendo 0 caso contrário. A variável de resultado corresponde ao número de médicos por 1.000 habitantes, por município, cadastrados no CNES.

No que se refere às variáveis de controle, como o estudo é conduzido para os municípios do SAB, há limitações quanto à disponibilidade de dados socioeconômicos desagregados para esse nível geográfico. Ainda assim, foram estimados modelos que incorporam variáveis *proxy* para renda, tamanho da economia e demais condições socioeconômicas. O Produto Interno Bruto (PIB) municipal foi incluído como variável de controle, visando capturar a importância econômica do município na atração de profissionais qualificados. A proporção de beneficiários do Programa Bolsa Família é utilizada como uma variável *proxy* das condições de vida da população, estando fortemente correlacionada com os níveis de pobreza nos municípios. A proporção de homicídios, por sua vez, busca capturar o impacto das amenidades negativas locais — como a violência — que podem influenciar as decisões de localização de agentes produtivos. Já a proporção de óbitos infantis é empregada como um indicador do nível de desenvolvimento socioeconômico dos municípios. O quadro 1 apresenta a descrição das variáveis com as suas respectivas fontes.

Quadro 1: Descrição das Variáveis e Respektivas Fontes.

Variável	Descrição	Fonte
Médicos	Médicos por 1.000 habitantes que atende no SUS	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) -DATASUS
tratado_post	Dummy igual a 1 se o município tem unidade de ensino superior em saúde no ano t , 0 no caso contrário.	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) -DATASUS
Lnpib	Logaritmo neperiano do Produto Interno Bruto	Contas Regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – IPEADATA
bolsafamilia_pop	Numero de beneficiários do bolsa familia dividido pela população (consultado no ipeadata)	Ministério da Cidadania – IPEADATA
homicidio_pop	Número de homicídios dividido pela população	Sistema de Informações sobre Mortalidade da Coordenação-Geral de Informações e Análises Epidemiológicas (DASNT/SVS/MS) – IPEADATA
obitosinf_pop	Número de óbitos infantis (até 1 ano de idade) dividido pelo população	Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)
Pop	População	Estimativas da População -IBGE

Fonte: Elaboração dos autores.

4 Resultados

4.1 Análise Descritiva dos Dados

A Quadro 2 apresenta a estatística descritiva do grupo de tratado (municípios com UESS) e de controle (municípios sem UESS). E, para os grupos de tratamento, tem-se as estatísticas pré e pós-intervenção, o que permite a comparação quantitativa da variável de resultado.

Os municípios tratados possuem, em média, o dobro de médicos por mil habitantes pós tratamento em relação ao grupo de controle (2,40 contra 1,06), além de um Produto Interno Bruto maior (log de 12,18 contra 11,0). Esses municípios também apresentam menor dependência do programa Bolsa Família (12,18% da população, contra 14,0%) e uma menor taxa de óbitos por 100 mil habitantes (12,6 contra 15,6). Embora a taxa média de homicídios seja mais alta no grupo tratado, o desvio padrão elevado no grupo de controle indica grande variação e possíveis casos extremos. Além disso, verifica-se que a média de médicos por 1.000 habitantes passou de 1,51 para 2,40 para o grupo de tratados, representando um aumento de aproximadamente 59%.

Quadro 2: Estatística descritiva para o grupo de tratado e controle

Variáveis	Grupo de Tratado							
	Média		DP		Mín		Máx	
	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS
Médicos	1,51	2,40	1,36	2,53	0	0	8,07	14,11
PIB	11,86	12,18	1,39	1,42	8,84	9,41	15,40	15,34
Bolsa Familia	0,13	0,14	0,10	0,07	0	0	1,25	0,39
Homicídios	22,75	25,96	26,4	21,43	0	0	499,2	157,2
Obitos	16,96	12,66	6 12,7 3	10,35	0	0	129,5	81,25
Total de municípios	76							
Total de observações	1,188							
Variáveis	Grupo de Controle							
	Média		DP		Mín		Máx	
	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS	PRÉ	PÓS
Médicos	1,06	0,80	0	10,48				
PIB	11,00	1,00	8,11	16,39				
Bolsa Familia	0,14	0,14	0	7,37				
Homicídios	20,28	66,91	0	8925,1				
Obitos	15,57	15,53	0	195,0				
Total de municípios	1.057							
Total de observações	25.782							

Fonte: Elaboração própria.

No que diz respeito às características desses municípios, é importante destacar que a instalação de uma Unidade de Ensino e Serviço em Saúde (UESS) não ocorre de forma aleatória. Essas unidades tendem a se concentrar em municípios maiores e mais desenvolvidos, que já contam com alguma infraestrutura educacional e tecnológica consolidada, sendo, em geral, considerados polos regionais de educação. Por esses motivos, os modelos estimados serão submetidos a análises de robustez. Por outro lado, o recorte geográfico para o SAB apresenta a vantagem da possibilidade de considerar na análise grupos de municípios que são comparáveis, que compartilham características climáticas e geográficas semelhantes, as quais se associam a fatores socioeconômicos.

A Figura 2 apresenta os municípios do SAB que possuem UESS. A partir da distribuição das UESS no território, observa-se uma significativa concentração em poucos municípios do SAB, havendo casos em que um único município abriga até sete unidades. Em contrapartida, extensas áreas da região permanecem sem esse tipo de infraestrutura educacional voltada à saúde. No entanto, é reconhecido que a instalação desses equipamentos educacionais exige uma determinada escala de produção para justificar o investimento. Por essa razão, as UESS devem ser implantadas em municípios estrategicamente localizados, que funcionem como polos regionais, com capacidade de atrair estudantes de localidades vizinhas.

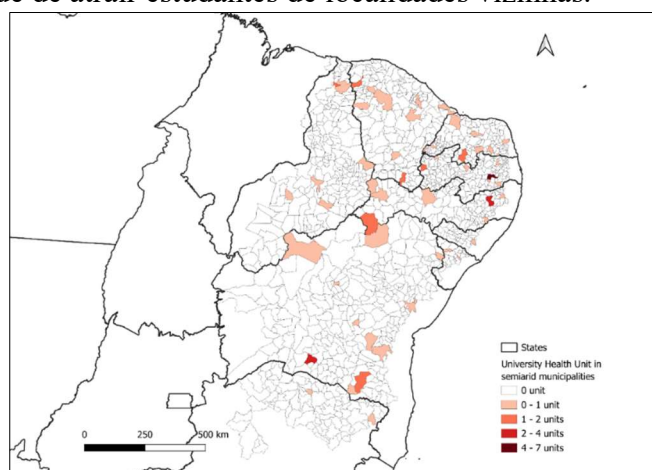


Figura 2: Municípios do semiárido com unidade de saúde universitária entre 2005 e 2024.

Fonte: elaboração própria.

4.2. Modelos de Regressão: Baseline

A Tabela 01 apresenta os resultados das estimações do modelo (1), Poisson com efeitos fixos (FE), e do modelo (2), Poisson com efeitos aleatórios (RE), tendo como principal variável de análise o indicador de tratamento (*tratado_post*), que assume valor igual a 1 se o município possuía alguma UESS no ano t, 0 caso contrário.

Segundo Bonat et al. (2016) os modelos de regressão, como o Poisson, são usados para analisar dados de contagem, especialmente quando a variável dependente representa eventos com poucos dados ou até mesmo raros. Para tanto, são estimados tanto o modelo de Poisson com efeitos fixos (FE), que segundo Sellers e Shmueli (2010) pode ser aplicado para controlar características inobserváveis constantes nos grupos (ex: municípios) (coluna 2 e 3 da Tabela 01), quanto o modelo de efeitos aleatórios (RE), quando se assume que essas características são aleatórias e não correlacionadas com os regressores (coluna 4 e 5 da Tabela 01).

Os primeiros resultados do baseline, dispostos na Tabela 01, evidenciam que a variável de tratamento (*tratado_post*) apresenta coeficientes positivos e estatisticamente significativos a menos de 5%, sugerindo que os municípios com possuem Estabelecimentos de Saúde com Atividades de Ensino em Pesquisa registrados como Unidade Universitária (UESS) apresentam, em média, um maior número de médicos por 1.000 habitantes. Esse efeito é mais forte nos modelos sem covariadas (0,441 e 0,559), e reduzem ao incluir variáveis de controle (0,167 e 0,232), mas ainda permanecem significativos a menos de 5%, sugerindo que parte do efeito inicial pode ser explicada por outras variáveis características dos municípios do semiárido.

Em relação aos coeficientes das variáveis de controle, também são estatisticamente significativos a menos de 5%, e com sinais esperados. O coeficiente positivo do PIB (*LnPIB*) revela que quanto maior a atividade econômica do município, maior tende a ser a presença de médicos. A taxa de óbitos infantis (*Obitosinf_pop*), enquanto indicador de menor desenvolvimento socioeconômico, apresentou correlação negativa com a presença de médicos, o que reforça a hipótese de que condições adversas reduzem a atratividade desses locais para os profissionais. O resultado positivo e significativo da variável *bf_pop* pode indicar que municípios com maior cobertura do Bolsa Família também tendem a apresentar, em média, mais ocorrências do fenômeno estudado, embora tal relação deva ser interpretada com cautela, dado que se limita a análise de correlação. E, o coeficiente do indicador de homicídios (*homicidio_pop*), embora estatisticamente significantes a menos e 5%, é próximo de zero.

As estatísticas do teste Wald e os parâmetros de dispersão (α) indicam boa adequação dos modelos com efeitos aleatórios.

Tabela 01: Resultados das estimações via Poisson (variável dependente: médicos por 1.000 habitantes)

Variáveis	Poisson – FE	Poisson - FE	Poisson - RE	Poisson – RE
Tratado_post	0,441*** (0,064)	0,167** (0,075)	0,559*** (0,101)	0,232*** (0,087)
Obitosinf_pop	-	-0,004** (0,000)	-	-0,007*** (0,000)
Lnpiib	-	0,948*** (0,049)	-	0,301*** (0,081)
Homicidio_pop	-	0,000** (0,000)	-	0,000* (0,000)
Bf_pop	-	0,101*** (0,035)	-	0,120*** (0,038)
Intercepto	-	-	0,083*** (0,021)	-3,218*** (0,882)
<i>EF municipio</i>	Sim	Sim	Não	Sim
Ln(α)	-	-	-1,666 (1,342)	-1,879 (1,432)
α	-	-	0,189 (0,254)	0,153 (0,219)
Wald χ^2	-	-	794,38***	953,68***
Grupos	1.133	1.133	1.133	1.133
Observações	20.394	20.394	20.394	19.260

Fonte: elaboração própria. Nota: Desvio padrão entre parênteses. Estatísticas: (*) significante a pelo menos 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%.

No entanto, uma crítica comum aos modelos de regressão como o de Poisson, é que eles podem não lidam bem com excesso de zeros ou heterogeneidade não observada entre os grupos,

o que pode exigir o uso de modelos mais flexíveis³ (Winkelmann, 1995). Modelos de Diferença em Diferença (DiD) como Two-Way Fixed Effects (TWFE) e Two-Way Random Effects (TWRE) incorporam efeitos não observados específicos de unidades e tempos, controlando heterogeneidade não capturada e melhorando a precisão das estimativas. Enquanto o Poisson simples pode ignorar essa estrutura, TWFE é mais robusto a vieses causados por efeitos correlacionados com regressores, e TWRE pode ser mais eficiente quando essa correlação não existe (Greene, 2003; Angrist e Pischke, 2009).

A Tabela 02 apresenta os resultados das estimações utilizando diferentes abordagens de modelos com dados em painel: Two-Way Between Effects (TWBE), TWFE com e sem erros robustos, TWRE via GLS e ML, e o modelo GEE (Generalized Estimating Equations) para dados de contagem. Adicionalmente aos resultados apresentados na Tabela 01, em que foi considerado o estimador específico para dados de contagem, os resultados dos modelos estimados que são reportados na tabela 2 permitem o controle tanto para os efeitos não observados específicos aos municípios quanto para os efeitos temporais. Esses modelos proporcionam uma análise mais robusta e refinada dos impactos da variável de tratamento (*tratado_post*) sobre a variável dependente, que, neste estudo, refere-se ao número de médicos por 1.000 habitantes. Segundo Angrist e Pischke (2009), a estimação da diversidade dos modelos busca captar diferentes aspectos da heterogeneidade dos dados e possíveis correlações entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas, o que garante que os resultados sejam mais consistentes e confiáveis.

Os coeficientes para *tratado_post* são positivos e significativos a menos de 5% em todos os modelos, reforçando a hipótese de que o tratamento exerceu impacto positivo e consistente no aumento do número de médicos por 1.000 habitantes nos municípios contemplados com UEES. Observa-se, no entanto, que o coeficiente estimado pelo modelo TWBE (0,717) apresenta magnitude superior àquela observada nos demais modelos, uma vez que os coeficientes dos modelos TWFE e TWRE são bastante próximos entre si, com valores em torno de 0,45. Essa diferença pode indicar que o modelo *Between* captura variações entre municípios que os modelos de efeitos fixos e aleatórios tendem a neutralizar ao controlar a heterogeneidade não observada. O modelo *Between* é particularmente útil quando o interesse analítico recai sobre variações entre unidades (neste caso, os municípios), em vez de variações dentro delas ao longo do tempo. Por sua vez, o modelo GEE, que estima efeitos médios populacionais, também apresentou um coeficiente significativo e de magnitude semelhante aos obtidos pelos modelos TWFE e TWRE, o que reforça a robustez dos resultados, independentemente da abordagem metodológica adotada.

Adicionalmente, de forma geral, os coeficientes das variáveis controles mantiveram-se estatisticamente significante a menos de 5% e apresentaram os mesmos sinais dos modelos apresentados na Tabela 1, o que reforça a validade dessas variáveis. No entanto, embora os resultados dos testes referentes aos modelos com efeitos aleatórios serem adequados via teste de Wald e α (ver Tabela 01), ainda é preciso verificar através de um teste específico para definir o modelo mais adequado aos dados, considerando os modelos de efeitos fixos e aleatórios da Tabela 02⁴ (colunas 3-6). A consistência entre os métodos reforça a robustez dos resultados, mesmo sob diferentes suposições estatísticas.

³ Além da distribuição de Poisson, há outros modelos para dados de contagem que lidam melhor com diferentes padrões de dispersão, como a Gamma-Count (superdispersão), Poisson-Tweedie (flexível quanto à variância) e COM-Poisson (para sobre ou subdispersão) (WINKELMANN, 1995; ZEVIANI, 2014).

⁴ O modelo GEE não é apropriado pois estima efeitos marginais e não controla por heterogeneidade não observada específica dos municípios, comprometendo inferências causais. Já o TWBE captura apenas variação entre grupos, ignorando a dinâmica intra-município essencial nos dados em painel.

Tabela 02: Resultados das estimações via Two-way Fixed Effects, Random Effects, Between e GEE.

Variáveis	TWBE	TWFE	TWFE (Robust)	TWRE (GLS)	TWRE (ML)	GEE population-averaged
Tratado_post	0,717*** (0,128)	0,451*** (0,050)	0,451*** (0,172)	0,473*** (0,047)	0,467*** (0,047)	0,467*** (0,047)
Obitosinf_pop	-0,007** (0,003)	-0,004*** (0,000)	-0,004*** (0,001)	-0,005*** (0,000)	-0,007*** (0,001)	-0,005*** (0,000)
Lnpib	0,280*** (0,021)	0,955*** (0,021)	0,969*** (0,064)	0,585*** (0,014)	0,301*** (0,081)	0,626*** (0,015)
Homicidio_pop	0,002*** (0,001)	0,001*** (0,000)	0,001* (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Bf_pop	-0,339 (0,450)	0,085*** (0,031)	0,087** (0,037)	0,108*** (0,031)	0,120*** (0,038)	0,106*** (0,031)
Intercepto	-1,896*** (0,263)	-9,454*** (0,230)	-9,603*** (0,707)	-5,336*** (0,154)	-3,218*** (0,882)	-5,792*** (0,164)
<i>EF tempo</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>EF municipio</i>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0,1965	0,1959	0,1885	-	-	0,0084
<i>F test</i>	68,98***	567,84***	129,91***	-	-	-
<i>Wald χ^2</i>	-	-	-	2339,02***	-	2382,55***
<i>LR χ^2</i>	-	-	-	-	2231,05	-
<i>Grupos</i>	1.133	1.133	1.133	1.133	1.133	1.133
<i>Observações</i>	19.260	19.260	19.260	19.260	19.260	19.260

Fonte: elaboração própria. Nota: Desvio padrão entre parênteses. Estatísticas: (*) significante a pelo menos 10%, (**) significante a 5% e (***) significante a 1%. Todos os *Events Studies* estão disponíveis para consultas.

A Tabela 03 apresenta os resultados do teste de Hausman, o resultado do χ^2 revela que a hipótese nula (de que a diferença entre os coeficientes não é sistemática) é rejeitada com um nível de significância de 1%. Portanto, a diferença entre os coeficientes dos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios é estatisticamente significativa, e, portanto, os efeitos aleatórios não são consistentes. Nesse caso, o modelo de efeitos fixos é preferível (Angrist e Pischke, 2009) e, assim, para a análise do impacto da intervenção serão utilizados os resultados referentes a esta especificação (coluna 3 da Tabela 2).

De tal modo, os resultados indicam que, em média, a presença de Unidades de Ensino Superior em Saúde (UESS) nos municípios do Semiárido Brasileiro (SAB) está associada a um acréscimo de 0,45 médicos por 1.000 habitantes, em comparação àqueles sem esse tipo de estrutura. Esse incremento representa um aumento de aproximadamente 30% em relação à média registrada no período pré-intervenção (1,51 médicos por 1.000 habitantes). E, considerando que a média nos municípios tratados passou de 1,51 para 2,40 após a intervenção (Quadro 2), pode-se afirmar que as UESS explicam cerca de 51% desse aumento.

Tabela 03: Resultados do Teste de Hausman para os Modelos Estimados

Variáveis	TWFE	TWRE	Diff	Sqrt
Tratado_post	0,451	0,473	-0,022	0,016
Bolsafamilia	0,085	0,106	-0,021	-
Lnpib	0,954	0,564	0,390	0,015
Homicidio	0,000	0,000	-0,000	-
Obito	-0,004	-0,005	0,001	0,000
Teste de Hausman	Coef	p-valor	-	-
$\chi^2(5)$	633,63	0,000	-	-

Fonte: elaboração própria.

A Figura 3 apresenta os *Events Studies* associados as estimações dos modelos mais adequados a presente análise, isto é, as estimações de TWFE e TWFE (Robusto). Ambos corroboram os resultados anteriormente estimados, de que a presença de UESS é fator de atração para os médicos. Os *Events Studies* indicam consistência *pre-trends* e que não há efeitos

estatisticamente significativos nos períodos anteriores à intervenção, o que é um indício de validade da estratégia de identificação. Nesse caso, esses resultados sugerem a ausência de tendências divergentes antes da política. A partir do período imediatamente posterior à instalação das UESS nos municípios do SAB, observa-se uma elevação progressiva e consistente nos coeficientes estimados, indicando um aumento crescente no número de médicos por 1.000 habitantes após a implementação dessas unidades.

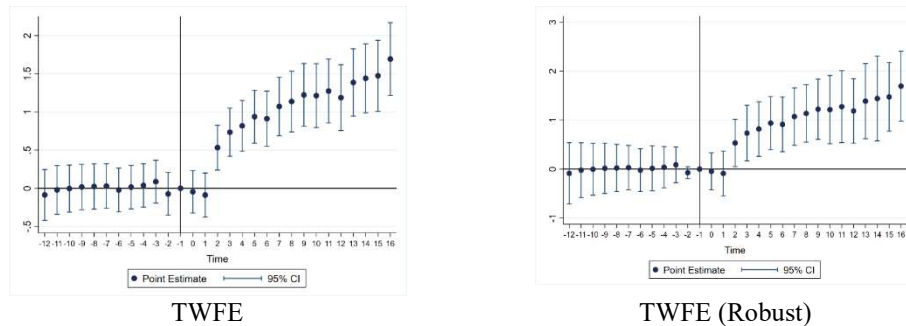


Figura 3: Events Studies Two-Way Fixed Effects

Fonte: Elaboração própria.

Na estimativa TWFE tradicional (à esquerda-Figura 3), o efeito torna-se positivo e estatisticamente significativo a partir de dois períodos após a intervenção, e continua crescendo ao longo do tempo, atingindo cerca de 1,5 médicos adicionais por 1.000 habitantes após 15 períodos. Os resultados dos intervalos de confiança de 95%, corroboram a significância estatística dos coeficientes estimados. Já na estimativa TWFE robusta (à direita-Figura 3), que corrige possíveis vieses de inferência (por exemplo, erros-padrão clusterizados), os intervalos de confiança são mais largos, refletindo maior incerteza. Mas, ainda assim, os efeitos pós-intervenção permanecem positivos e estatisticamente significativos a partir do terceiro período, apresentando uma tendência ascendente, embora de forma mais moderada.

A consistência dos resultados obtidos por diferentes métodos de estimação, com robustez confirmada por variância ajustada, reforça a evidência de que a presença de UESS no Semiárido Brasileiro constitui uma importante vantagem locacional para os profissionais médicos que atuam nesses municípios. Essa evidência está alinhada com os estudos que destacam os benefícios econômicos e sociais da interiorização e expansão do ensino superior, inclusive na área da saúde (Niquito et al., 2018; Barbosa et al., 2019; Casqueiro et al., 2020). Os resultados obtidos também são coerentes com as evidências empíricas de outros países, que indicam que estudantes de medicina de áreas rurais (Woloschuk e Tarrant, 2002) e aqueles com experiências em clínicas-escola localizadas em áreas rurais (Playford, 2014) apresentam maior probabilidade de atuar nessas regiões após a conclusão do curso, contribuindo, assim, para a atração e a retenção de profissionais de saúde nesses territórios.

Porém, mesmo considerando o recorte geográfico para o SAB, a expansão do ensino superior pode impactar positivamente os municípios em diferentes momentos no tempo. Dessa forma, as próximas subseções apresentam análises de robustez utilizando diferentes estimadores de diferença-em-diferença, que considera a heterogeneidade temporal dos resultados, a qual pode não ser captada pelos modelos tradicionais de efeitos fixos em dois períodos (TWFE).

4.3 Testes de Robustez

Esta subseção apresenta testes de robustez adicionais às estimações, e a Tabela 4 reúne os resultados comparativos de diferentes abordagens para estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) em um contexto de tratamento escalonado ao longo do tempo. As estimativas são baseadas na decomposição proposta por Goodman-Bacon (2021) e no método de diferenças em diferenças (DID) escalonado desenvolvido por Callaway e Sant'Anna (2021).

O primeiro deles, a decomposição de Bacon, explora o estimador considerando diferentes grupos de controle.

Os resultados apresentados na Tabela 4 confirmam que os municípios que nunca receberam UESS (grupo *never treated*) foram corretamente identificados e atribuídos com maior peso na decomposição. O coeficiente estimado indica um efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT) de aproximadamente 0,433, estatisticamente significativo ao nível de 1%, o que sugere um impacto positivo da presença de UESS sobre o número de médicos por 1.000 habitantes. Em termos práticos, isso significa que a instalação de uma UESS está associada a um aumento de aproximadamente 0,43 médicos por 1.000 habitantes, mesmo na ausência das variáveis controles, conforme sugerido pela decomposição proposta por Goodman-Bacon. Esse valor é próximo ao estimado pelo modelo de efeitos fixos com dois períodos (TWFE), apresentado anteriormente, o que reforça a robustez dos resultados.

Vale destacar que o escalonamento temporal do tratamento não se mostrou informativo para a análise neste contexto. Os modelos de ATT escalonado, estimados segundo o método proposto por Callaway e Sant’Anna (2021) — tanto na versão incondicional quanto na condicional (com inclusão de covariáveis) — indicam efeitos positivos de 0,356 e 0,552, respectivamente. No entanto, essas estimativas não são estatisticamente significativas, o que sugere menor robustez ou maior incerteza associada aos efeitos médios ao longo do tempo, possivelmente em função da heterogeneidade temporal do tratamento entre os grupos.

Tabela 04: Estimativas de *Diff-in-Diff* pela decomposição de Bacon e Callaway e Sant’Anna

Variáveis	Bacondecomp	ATT Staggered (incondicional)	ATT Staggered (condicional)
medico_pop1	0,433*** (0,150)	0,356 (0,444)	0,552 (0,510)
Controles	Não	Não	Sim
Obs.	1,188	1,188	1,188
Bacon Decomposition	Timing groups	Always vs timing	Never vs timing
Beta	-0,004	-0,232	0,350
TotalWeight	0,026	0,015	0,960

Fonte: elaboração própria. Desvio padrão entre parênteses. Estatísticas: (*) significativa a pelo menos 10%, (**) significativa a 5% e (***) significativa a 1%.

A decomposição de Goodman-Bacon reforça a validade do uso do estimador TWFE neste estudo, ao indicar que a maior parte do peso da estimação (96%) advém da comparação entre unidades nunca tratadas e aquelas tratadas em diferentes momentos (Never vs Timing). Essa categoria é considerada a mais informativa e confiável para inferência causal, pois garante um grupo de controle adequado e que não sofre dos problemas de viés decorrentes de comparações entre tratados precoces e tardios (Goodman-Bacon, 2021). Os demais componentes da decomposição (Timing groups e Always vs Timing) apresentam betas próximos de zero ou negativos (-0,004 e -0,232, respectivamente), além de pesos muito reduzidos (2,6% e 1,5%), sugerindo que qualquer viés potencial oriundo dessas comparações tem impacto marginal sobre a estimativa final. Assim, a composição dos efeitos diferenciais ao longo do tempo, capturada pelo modelo TWFE, parece refletir predominantemente variações confiáveis do efeito do tratamento, justificando sua utilização como estratégia empírica neste contexto.

O gráfico de decomposição de Bacon ilustra os pares 2x2 utilizados na identificação do efeito médio do tratamento, evidenciando que a maior parte do peso das estimativas está concentrada nas comparações entre grupos tratados em momentos distintos (*timing groups*) e entre grupos tratados e nunca tratados (*never treated*). O valor médio geral da decomposição (0,433) reforça as estimativas obtidas anteriormente, com um coeficiente positivo e estatisticamente significativo a menos de 5%, em torno de 0,45. Em conjunto, os resultados sugerem que há um efeito positivo do tratamento sobre a variável de interesse, embora a

robustez e precisão desse efeito variem um pouco conforme a abordagem metodológica utilizada.

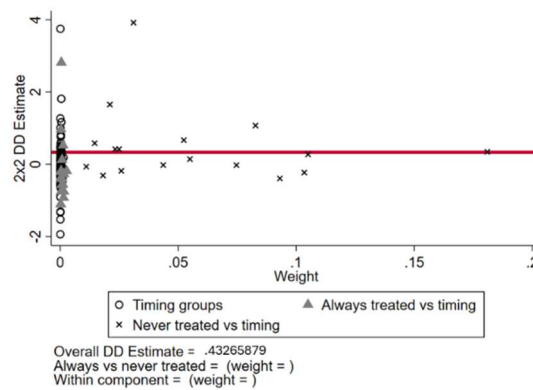


Figura 4: Decomposição de bacon

Fonte: Elaboração própria

4.4. Heterogeneidades

Outra dimensão relevante a ser analisada, refere-se à variabilidade dos efeitos observados em função da heterogeneidade da amostra, especialmente no que diz respeito ao tamanho da população municipal. É plausível supor que municípios com maior porte populacional apresentem maior capacidade de atrair e reter profissionais de saúde, além de disporem de infraestrutura mais adequada para absorver os efeitos multiplicadores decorrentes da instalação de Unidades de Ensino Superior em Saúde (UESS). Por outro lado, em municípios de menor porte, esses efeitos podem ser menos significativos ou dependentes de outras políticas públicas.

A Tabela 05 apresenta os resultados do efeito da instalação de UESS sobre o número de médicos por mil habitantes, separando os municípios em dois grupos: com mais de 50.000 habitantes (colunas 2 e 3) e com menos de 50.000 habitantes (colunas 4 e 5). As colunas pares e ímpares indicam variações em termos de robustez dos erros-padrão, mas os coeficientes centrais são os mesmos. Ao analisar esses resultados, por coortes com base na população, observa-se uma variação sensível nos resultados obtidos pelas estimações do modelo TWFE. Essa distinção revela que os efeitos da instalação das UESS não são homogêneos entre os diferentes estratos populacionais, sendo mais relevantes nos municípios de menor porte.

Nos municípios com menos de 50.000 habitantes, o coeficiente do tratamento pós-UESS é de 0,32 médicos por 1.000 habitantes, estatisticamente significativo ao nível de 1% em ambos os modelos (colunas 3 e 4). Já nos municípios com mais de 50.000 habitantes, o efeito estimado do tratamento é menor, com um coeficiente de 0,157 médicos por 1.000 habitantes, ainda que estatisticamente significativo nas colunas 1 (ao nível de 1%) e 2 (ao nível de 5%).

Esses resultados indicam que os municípios menores do Semiárido Brasileiro foram os mais beneficiados, em termos de atração de profissionais médicos, pelos programas de interiorização do ensino superior na área da saúde, convergindo com as evidências de Niquito et al. (2018), que destacam os impactos positivos dessas políticas na redução da pobreza em maior proporção nos municípios menores. A este respeito, destaca-se que nessas localidades, a oferta de médicos é predominantemente voltada para os serviços de atenção primária, que são menos complexos em tecnologia e infraestrutura, perfil que se alinha à proposta das UESS. Mas, por outro lado, a intervenção também pode estar captando os efeitos da atração de médicos por meio da PMM, que contemplou em maior parte os municípios mais pobres.

Tabela 05: Estimacões do modelo de diferena-em-diferena com efeitos fixos para coortes populacionais

	Mais de 50.000		Menos de 50.000	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Tratado_post	0,157***(0,139)	0,157**(0,435)	0,320***(0,056)	0,322***(0,071)
Obitosinf_pop	-0,019*** (0,004)	-0,019**(0,008)	-0,003***(0,000)	-0,003***(0,000)
Lnpib	2,486***(0,160)	2,486***(0,429)	0,858***(0,020)	0,858***(0,054)
Homicidio_pop	0,004**(0,002)	0,003*(0,002)	0,000**(0,000)	0,000*(0,000)
Bf_pop	0,889*(0,511)	0,888**(0,422)	0,089***(0,029)	0,089**(0,037)
Intercepto	-31,310***(2,160)	-31,310***(5,902)	-8,304***(0,217)	-8,304(0,595)
<i>EF tempo</i>	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>R</i> ²	0,3380	0,3380	0,1236	0,1236
<i>F test</i>	126,23***	20,66***	475,52***	103,82***
<i>Grupos</i>	86	86	1,066	1,066
<i>Obseracões</i>	1.327	1.327	17.933	17.933

Notas: Os modelos (1) e (3) referem-se aos modelos TWFE e os modelos (2) e (4) TWFE (robusto).

Fonte: elaboracão pr3pria. Desvio padr3o entre par3nteses. Estatísticas: (*) significativa a pelo menos 10%, (**) significativa a 5% e (***) significativa a 1%.

Al3m disso, os coeficientes das vari3veis controles mantiveram a signific3ncia estatística e o mesmo sinal dos demais modelos estimados. A Figura 6 – com os munic3pios do semi3rido que t3m mais de 50.000 habitantes (A) e que t3m menos de 50.000 habitantes (B) – apresenta os resultados do *event study*. A partir dessa Figura 6 (A), observa-se que no per3odo anterior ao tratamento os coeficientes estimados est3o pr3ximos de zero e n3o s3o estatisticamente significativos, sugerindo que n3o havia tend3ncias diferenciadas entre tratados e controles antes da interveno - condio fundamental para a validade do modelo de diferenas-em-diferenas. Ap3s a instalao da UESS, os efeitos estimados tornam-se positivos e crescem ao longo do tempo, embora com intervalos de confiana amplos e sem signific3ncia estatística nos primeiros anos, indicando que o impacto foi mais modesto e defasado nos munic3pios maiores. Esse padr3o observado nos munic3pios maiores — perfil exigido para a abertura de cursos de Medicina — tamb3m pode refletir o impacto do aumento no n3mero de m3dicos decorrente da formao de estudantes desses novos cursos, cujo ciclo completo de graduao ultrapassa cinco anos.

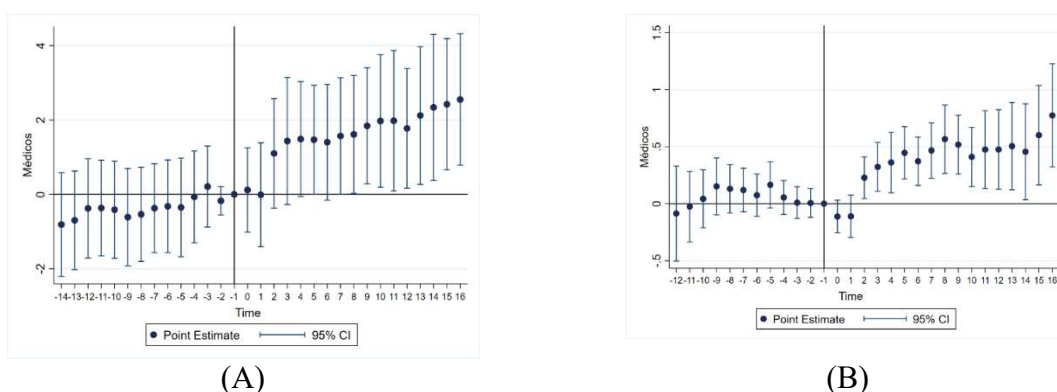


Figura 6: Munic3pios do SAB com mais de 50.000 habitantes (A) e com menos de 50.000 habitantes (B).

Fonte: Elaboracão pr3pria

Com relao aos munic3pios com menos de 50.000 habitantes (Figura 6 (B)), tamb3m n3o se observa tend3ncia pr3via significativa, confirmando a pre-trend. Ap3s o tratamento, os efeitos se tornam positivos e estatisticamente significativos em diversos per3odos, sugerindo que a pol3tica teve um impacto mais robusto e consistente nesses munic3pios menores. O padr3o observado indica um efeito acumulativo, possivelmente relacionado à maior car3ncia de

médicos nessas localidades e à maior aderência da política ao perfil da atenção básica, que é voltada à saúde da família e à cobertura de populações mais vulneráveis.

5. Considerações Finais

Este estudo teve como objetivo avaliar os efeitos da interiorização do ensino superior na área da saúde sobre a atração de profissionais qualificados — em especial, médicos — com foco no Semiárido Brasileiro, uma das regiões mais socioeconomicamente vulnerável do país. As estimativas obtidas por meio de modelos estimados indicam que a presença de Unidades de Ensino Superior em Saúde (UESS) nos municípios da região está positivamente associada ao aumento do número de médicos por 1.000 habitantes.

De forma consistente, todos os resultados apontaram efeitos positivos dessa política, sugerindo que a expansão e interiorização do ensino superior em saúde constitui um mecanismo relevante para a atração e, potencialmente, para a fixação de médicos no interior do país. A aplicação de modelos mais robustos, como os de Diferença em Diferença com efeitos fixos e aleatórios bidimensionais (TWFE e TWRE), além do modelo GEE, reforçou a robustez das estimativas, uma vez que os resultados apontaram efeitos positivos e significativos da presença das UESS. Os resultados mantiveram-se coerentes mesmo após a inclusão de covariáveis e controles para heterogeneidade não observada e correlação intra-grupo, corroborando a hipótese de que a política pública em questão gerou externalidades positivas a partir do aumento do provimento de médicos para os municípios beneficiados pela intervenção. Adicionalmente, a significância estatística das covariáveis, bem como a estabilidade dos sinais de seus coeficientes, oferecem suporte à adequação da especificação dos modelos estimados.

A análise de *event studies* validou a estratégia empírica ao revelar tendências paralelas consistentes no período pré-intervenção (pre-trends) e efeitos positivos persistentes após a intervenção, indicando que os resultados não são espúrios ou decorrentes de tendências anteriores. A progressiva elevação no número de médicos nos anos subsequentes à instalação das UESS é um indício adicional da efetividade da política, a qual tende a ter efeitos persistentes além do curto prazo. Além disso, também foi evidenciado que o impacto é maior em os municípios de menor porte populacional. Por fim, os testes de robustez a partir de métodos que consideram tratamentos escalonados no tempo, como a decomposição de Bacon e o estimador de Callaway e Sant'Anna, reforçam os achados principais, já que indicaram que o modelo de TWFE é o mais adequado.

Mais especificamente, os resultados indicam que a presença de Unidades de Ensino Superior em Saúde (UESS) esteve associada a um incremento médio de aproximadamente 30% no número de médicos por 1.000 habitantes, tomando como referência a média registrada no período pré-intervenção (1,51 médicos por 1.000 habitantes).

Como desdobramento desta pesquisa, pretende-se aprofundar a análise dos resultados por tipo de especialidade médica e demais categorias de profissionais da saúde. Além disso, busca-se testar se os efeitos estimados se mantêm mesmo quando considerada a possível dependência espacial dos dados. Ademais, serão conduzidas análises adicionais e testes de robustez, considerando diferentes recortes espaciais do Semiárido brasileiro, em razão das mudanças na composição dos municípios que integram a região.

Este estudo buscou contribuir com a literatura sobre a avaliação de impacto das políticas de expansão e interiorização do ensino superior no Brasil, ao evidenciar que, no contexto do Semiárido brasileiro, os municípios que receberam unidades de saúde vinculadas a universidades registraram um aumento na oferta média de médicos. Esses resultados fornecem suporte empírico à eficácia de políticas que articulam ensino e saúde para a consolidação dos serviços públicos de atenção primária em territórios vulneráveis, indicando que tais iniciativas podem gerar efeitos sustentáveis na ampliação da oferta de médicos e, possivelmente, de outros profissionais da saúde no interior do país.

Referências

- ALENCAR, Ana Paula Agostinho et al. Impacto do Programa Mais Médicos na atenção básica de um município do sertão central nordestino. *Gestão e Sociedade*, v. 10, n. 26, p. 1290-1301, 2016.
- ANGRIST, Joshua D.; PISCHKE, Jörn-Steffen. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press, 2009.
- ARAÚJO, T. B.; GUIMARÃES NETO, L. A macrorregião Nordeste e os modelos de planejamento e desenvolvimento regional – entrevista concedida a Hermes Magalhães Tavares e Cidoval Sousa. *Revista Política e Planejamento Regional*, Rio de Janeiro, v. 2, n. 1, p. 199-224, jan.-jun. 2015.
- BARBOSA, Marcelo Ponte; PETERINI, Francis Carlo; FERREIRA, Roberto Tatiwa. Política de Expansão das Universidades Federais: É Possível Potencializar os Impactos Econômicos?. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 24, n. 1, p. 3-24, 2019.
- BARROS, C. O impacto do Programa Mais Médicos na atração de médicos para o interior do Brasil. *Revista Brasileira de Saúde Pública*, 2019.
- BEHERA, M. R., Prutipinyo, C., Sirichotiratana, N., & Viwatwongkasem, C. (2019). Retention of medical doctors and nurses in rural areas of Odisha state, India—a policy analysis. *International Journal of Workplace Health Management*, 12(4), 178-196.
- BONAT, W. H. et al. Extended poisson-tweedie: properties and regression model for count data. *Arxiv*, 2016.
- BRASIL. Mais Médicos. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/composicao/saps/mais-medicos>. Acesso em: 2 maio 2025.
- CALLAWAY, Brantly; SANT'ANNA, Pedro HC. Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of econometrics*, v. 225, n. 2, p. 200-230, 2021. Fujita, M., Thisse, J.-F., 2013. *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Globalization*. Cambridge University Press.
- CARRILHO, Bladimir; FERES, Jose. Provider supply, utilization, and infant health: evidence from a physician distribution policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, v. 11, n. 3, p. 156-196, 2019.
- CASQUEIRO, Mayara Lima; IRFFI, Guilherme; SILVA, Cristiano da Costa da. A expansão das Universidades Federais e os seus efeitos de curto prazo sobre os Indicadores Municipais. *Avaliação: Revista da Avaliação da Educação Superior (Campinas)*, v. 25, p. 155-177, 2020.
- CONSELHO FEDERAL DE MEDICINA. No STF, CFM defende critérios de qualidade para expansão do ensino médico no Brasil. Brasília: CFM, 2022. Disponível em: <https://portal.cfm.org.br/noticias/no-stf-cfm-defende-criterios-de-qualidade-para-expansao-do-ensino-medico-no-brasil/>. Acesso em: 9 jun. 2025.
- DUNBABIN, J. S.; MCEWIN, K.; CAMERON, I. Postgraduate medical placements in rural areas: their impact on the rural medical workforce. *Rural and Remote Health*, v. 6, n. 2, p. 481-481, 2006.
- FONTES, Luiz Felipe Campos; CONCEIÇÃO, Otavio Canozzi; JACINTO, Paulo de Andrade. Evaluating the impact of physicians' provision on primary healthcare: Evidence from Brazil's More Doctors Program. *Health economics*, v. 27, n. 8, p. 1284-1299, 2018.
- FUJITA, Masahisa; THISSE, J. The von Thünen model and land rent formation. *Economics of agglomeration: cities, industrial location, and globalization*, p. 59-98, 2013.
- GOODMAN-BACON, Andrew. Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of econometrics*, v. 225, n. 2, p. 254-277, 2021.
- GONÇALVES, R. F., et al. (2019). Influence of the Mais Médicos (More Doctors) Program on health services access and use in Northeast Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 53, 110.
- GREENE, William H. *Econometric analysis 4th edition*. International edition, New Jersey: Prentice Hall, p. 201-215, 2000.
- KRUGMAN, P.R., 1991. *Geography and Trade*. MIT Press.
- LI, J., LIAN, T., TIAN, Y., WANG, Y., ZHANG, J., & WU, M. (2025). Improving rural doctors' professional competence: effectiveness analysis of China's village doctors policy. *Frontiers in Public Health*, 13, 1591633.
- MACHADO, Luciana Paixão Maciel. Avaliação da focalização e do impacto do Programa Mais Médicos no Brasil sobre indicadores selecionados. 2020. 63 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Fortaleza, 2020.
- MARSHALL, A., 2009. *Principles of Economics: Unabridged Eighth Edition*. Cosimo, Inc.
- MENDES, J.; RIBEIRO, M. *Infraestrutura e saúde: desafios na interiorização do atendimento médico*. Saúde & Sociedade, 2017.
- NIQUITO, T. W.; RIBEIRO, F. G.; PORTUGAL, M. S. (2018). Impacto da criação ao das novas universidades federais sobre as economias locais. *Planejamento e Políticas Públicas*, (52): 367-394.
- NOGUEIRA, P. T. A. et al. Características da distribuição de profissionais do Programa Mais Médicos nos estados do Nordeste, Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 21, n. 9, p. 2889–2898, 2016.
- OLIVEIRA, João Paulo Alves et al. Efeitos do Programa Mais Médicos na Atenção Primária e seus impactos na saúde: uma revisão sistemática. *Trabalho, Educação e Saúde*, v. 22, p. e02635249, 2024.

ÖZÇELİK, Ece A. et al. Impact of Brazil's More Doctors Program on hospitalizations for primary care sensitive cardiovascular conditions. *SSM-population health*, v. 12, p. 100695, 2020.

PLAYFORD, Denese E. Impact of the Rural Clinical School of Western Australia on work location of medical graduates. *The Medical Journal of Australia*, v. 200, n. 2, p. 104-107, 2014.

QUARESMA, Mariana do Socorro Maciel; PEREIRA, Cybelle Cristina; MONTEIRO, Ronaldo Costa. Educação em saúde no Programa Mais Médicos para o Brasil: O papel do supervisor no processo educacional. *Tempus – Actas de Saúde Coletiva*, v. 9, n. 4, p. 151-158, 2015.

REUNI. Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais. Expansão. 2009. Disponível em: <https://reuni.mec.gov.br/expansao>. Acesso em 26 de abril de 2025.

REUNI. Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais. Expansão. 2018. Disponível em: <https://reuni.mec.gov.br/expansao>. Acesso em 26 de abril de 2025.

THOMAS, Rhys Llewellyn et al. More doctors, better health? A generalised synthetic control approach to estimating impacts of increasing doctors under Brazil's Mais Medicos programme. *Social Science & Medicine*, v. 358, p. 117222, 2024.

ROSENTHAL, Meredith B.; ZASLAVSKY, Alan; NEWHOUSE, Joseph P. The geographic distribution of physicians revisited. *Health services research*, v. 40, n. 6p1, p. 1931-1952, 2005.

SANTOS JÚNIOR, Claudio José dos et al. Expansão de vagas e qualidade dos cursos de Medicina no Brasil: “Em que pé estamos?”. *Revista Brasileira de Educação Médica*, v. 45, p. e058, 2021.

SANTOS, J. P. R. ; BARBOSA, M. R. M. ; ALBUQUERQUE, E. F. P. ; BARBOSA, G. L. ; NASCIMENTO, G. I. L. A. ; GERMANO, T. . Avaliação da interiorização do ensino superior no brasil: o programa universidade aberta do brasil (uab) no semiárido brasileiro e na área de atuação da superintendência do desenvolvimento do nordeste (SUDENE). In: Daniel da Mata; Rogério Edivaldo Freitas; Guilherme Mendes Resende. (Org.). Avaliação de políticas públicas no Brasil: uma análise do semiárido. 1ed. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2019, v. 4, p. 1-397.

SANTOS, P. Desafios e oportunidades para a atração de médicos no Brasil rural. *Revista Brasileira de Medicina*, 2018.

SANTOS, José Rui; HENRIQUES, Susana. Inquérito por questionário: contributos de conceção e utilização em contextos educativos. 2021.

SCHEFFER, M. et al, Demografia Médica no Brasil 2015. Departamento de Medicina Preventiva, Faculdade de Medicina da USP. Conselho Regional de Medicina do Estado de São Paulo. Conselho Federal de Medicina. São Paulo: 2015, 284 páginas.

SCHEFFER, M. (coord.). Demografia Médica no Brasil 2025. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2025. ISBN 978-65-5993-754-7. Disponível em: [demografia_medica_brasil_2025.pdf](#).

SELLERS, K. F.; SHMUELI, G. A flexible regression model for count data. *Ann. Appl. Stat.*, v. 4, n. 2, p. 943–961, 2010.

SILVA, Roxane Borgès; PINEAULT, Raynald. Impact of physician distribution policies on primary care practices in rural Quebec. *Canadian Journal of Rural Medicine*, v. 17, n. 3, p. 92-98, 2012.

SILVA, Rachel Alves da et al. Análise espacial do programa Mais Médicos nos municípios brasileiros (2013-2023). 2025.

SOUZA, T. Formação médica e fixação profissional em áreas rurais: o caso das universidades públicas. *Educação e Saúde*, 2021.

WINKELMANN, R. Duration dependence and dispersion in count-data models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 13, n. 4, p. 467–474, 1995.

WOLOSCHUK, Wayne; TARRANT, Michael. Does a rural educational experience influence students' likelihood of rural practice? Impact of student background and gender. *Medical education*, v. 36, n. 3, p. 241-247, 2002.

ZEVIANI, W. M. et al. The gamma-count distribution in the analysis of experimental underdispersed data. *Journal of Applied Statistics*, v. 41, n. 12, p. 2616–2626, 2014.