FGV EBAPE

RAP
REVISTA DE ADMINISTRAÇÃO PÚBLICA

Pacto pela Saúde: efeito do tempo na eficácia da gestão municipal

Darlan Christiano Kroth [1]

Raquel Rangel de Meireles Guimarães [2]

[1] Universidade Federal da Fronteira Sul / Curso de Administração, Chapecó / SC – Brasil

[2] Universidade Federal do Paraná / Departamento de Economia, Curitiba / PR – Brasil

Este estudo avaliou o impacto do tempo de adesão ao termo de compromisso de gestão (TCG), no âmbito do programa Pacto pela Saúde, sobre o nível de eficácia da política municipal de atenção básica, no período de 2008 a 2012. O TCG objetivou aprimorar a governança de política de saúde pelos entes federados, com especial atenção à gestão por resultados. O programa vigorou no Brasil entre 2006 e 2012, tendo recebido a adesão de 4.587 municípios (80% do total). Esta pesquisa buscou responder à seguinte questão: "qual foi o efeito causal do tempo de participação (em anos) no programa Pacto pela Saúde sobre o nível da eficácia da política local de atenção básica, para os municípios participantes?". Para tanto, adotou-se um desenho de pesquisa quase experimental, mediante estimação de um modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado. Estimou-se, via análise de componentes principais, um indicador de eficácia da política de atenção básica (IDEAB), tendo como referência as metas preconizadas pelo programa. Os resultados da estimação da função de dose-resposta evidenciaram que o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde teve impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o nível de eficácia das políticas de atenção básica nos municípios participantes. Para cada ano adicional de permanência da política, o IDEAB aumentou, em média, entre 0,011 e 0,019 unidades. Portanto, os resultados sugerem que as metas importam para a governança de política de saúde municipal brasileira.

Palavras-chave: Pacto pela Saúde; avaliação de impacto de políticas de saúde; política de atenção básica municipal; modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado.

Pacto por la Salud: efecto del tiempo en la eficacia de la gestión municipal

El presente estudio evaluó el impacto del tiempo de membresía al Término de Compromiso de Gestión (TCG) sobre el nivel de efectividad de la política municipal de salud en Brasil, de 2008 a 2012. El TCG fue parte del programa Pacto por la Salud, y tenía como objetivo mejorar la gobernanza de la política de salud por parte de los estados federados, con especial atención a la gestión basada en resultados. El programa se ejecutó en Brasil entre 2006 y 2012, y fue adoptado por 4.587 municipios (80 por ciento del total). Esta investigación buscó responder a la siguiente pregunta: ¿Cuál fue el efecto causal del tiempo de participación en el programa (en número de años) sobre la efectividad de la política de atención primaria para los municipios participantes? Para ello, se adoptó un diseño de investigación cuasiexperimental, estimando un modelo de dosis-respuesta con puntaje de propensión generalizada. Se estimó un indicador de efectividad de la política de atención primaria (IDEAB) a través del análisis de componentes principales, con base en los objetivos recomendados por el programa. Los resultados de la estimación de la función dosis-respuesta mostraron que el número de años en el programa Pacto por la Salud tuvo un impacto positivo y estadísticamente significativo en el indicador de efectividad de la política de atención primaria para los municipios participantes. Por cada año adicional en la política, el IDEAB aumentó en un promedio de 0.011 a 0.019 unidades. Por lo tanto, los resultados sugieren que los objetivos son importantes para la gobernanza de la política de salud municipal brasileña.

Palabras clave: Pacto por la Salud; evaluación de impacto de las políticas de salud; política municipal de atención primaria; modelo de dosis-respuesta con puntaje de propensión generalizado.

DOI: http://dx.doi.org/10.1590/0034-761220180440
Artigo recebido em 27 dez. 2018 e aceito em 03 out. 2019.

ISSN: 1982-3134

The effects of time on the performance of local government: the "Pact for Health Care" Program

This study evaluated the impact of the time a Brazilian local government stays as member of the program "Pacto pela Saúde" (Pact for Health) – by signing a Management Agreement –, and its efficiency to provide primary health care for the population. The research observed the period from 2008 to 2012. The program was an initiative of the Federal Government operated by municipalities through the Management Agreement and aimed to improve healthcare policy management adopting a results-based managerial approach. The program was in place between 2006 and 2012 and was operated by 4,587 local governments (80 percent of the Brazilian municipalities). The research question guiding the study was 'What was the effect of the time of a local government in the program (in years) on the efficiency of health care delivery to local populations? A quasi-experimental research design was adopted, estimating a dose-response model with generalized propensity score. An efficiency indicator of the primary care policy (IDEAB) was estimated via principal component analysis, based on the targets recommended by the program. The results of the dose-response model showed that the number of years in the Management Agreement had a positive and statistically significant impact on the efficiency of health care delivery in participating municipalities. For each additional year in the agreement, IDEAB increased by an average of 0.011 to 0.019 units. Therefore, the results suggest that establishing targets are important for the governance of the Brazilian health care policy.

Keywords: Pacto pela Saúde; health care policy impact assessment; municipal primary health care policy; dose-response model with generalized propensity score.

1. INTRODUÇÃO

O aprimoramento da política de saúde pública brasileira, com o objetivo de torná-la mais eficiente, efetiva e eficaz, pode ser considerado um dos principais desafios do Sistema Único de Saúde (SUS) na atualidade (Conselho Nacional de Secretários da Saúde [CONASS], 2015; Noronha, Lima, & Machado, 2012; Ocké-Reis, 2012). Para alcançar a eficiência, a eficácia e a efetividade, observam-se dois movimentos na política de saúde nacional, operacionalizada pelo Ministério da Saúde (MS), nos últimos anos: a) a descentralização dos recursos para os entes federados; e b) o foco na atenção básica (Lei n. 8.142, 1990; Portaria MS n. 399, 2006; Portaria MS n. 2.488, 2011). Cabe destacar que essas duas frentes de atuação estão alinhadas às recomendações internacionais, que enfatizam o papel da tecnologia de produção de saúde focada na atenção básica e a governança da política de saúde (Lorenzoni, Murtin, Springare, Auraeen, & Daniel, 2018; Organisation For Economic Co-Operation And Development [OECD], 2010; World Health Organization [WHO], 2008).

No que tange à descentralização dos recursos, a norma operacional básica do SUS de 1996 (Portaria MS n. 2.203, 1996) deu aos municípios maior nível de responsabilidade quanto à oferta de serviços de saúde, bem como ampliou as transferências diretas de recursos da União (Conass, 2015). Além disso, após a norma, os próprios municípios ampliaram a quantidade de recursos próprios destinados à área da saúde (Piola, Paiva, Sá, & Servo, 2013)[1]. Se, por um lado, o maior protagonismo dos municípios na condução da política de saúde mediante a descentralização do SUS permitiria maior proximidade das preferências e da realidade das condições e demandas de saúde locais, por outro lado, ela gerou preocupações quanto à capacidade técnica e à transparência na governança e supervisão da política de saúde, sobretudo nos municípios menos populosos, que supostamente teriam menor capacitação técnica (Saltman, Bankauskaite, & Vrangbaek, 2007; Vo, 2010).

[1] Deve-se mencionar que a Emenda Constitucional n. 29 (2000), que previa a vinculação de receitas próprias dos municípios (15%), dos estados e do Distrito Federal (12%) e da União (o valor apurado na área da saúde no ano anterior acrescido da variação nominal do produto interno bruto [PIB]) para a área da saúde, contribuiu para ampliar a participação dos entes nas despesas com saúde.

O segundo movimento recente das políticas de saúde no Brasil diz respeito à ênfase na atenção básica[2]. Nesse pilar, a Estratégia Saúde da Família (ESF) se destaca como a estratégia prioritária para organizar a atenção básica em âmbito do SUS (Portaria MS n. 399, 2006). Com a ESF, a atenção básica no SUS se tornou abrangente e passou a ser o centro do modelo assistencial à saúde. A ESF foi rapidamente assimilada e adotada pelos municípios brasileiros, passando de 150 equipes no país em 1994 para mais de 37 mil equipes em 2014 (Ministério da Saúde [MS], 2016). No entanto, a literatura documenta que a condução dos trabalhos das equipes da ESF foi bastante heterogênea em termos da oferta dos serviços de prevenção de agravos e promoção de saúde, o que motivou amplo debate nacional para aumentar o escopo de atuação da atenção básica nos municípios (Giovanella & Mendonça, 2012).

Tendo como mote os dois movimentos, descentralização e ênfase na atenção básica, o programa Pacto pela Saúde foi lançado no Brasil em 2006 (Portaria MS n. 399, 2006). Esse programa teve por objetivo o aprimoramento da governança da política de saúde pelos entes federados, com especial atenção à gestão por resultados, sendo materializada mediante a assinatura pelos municípios de um termo de compromisso de gestão (TCG). A assinatura do TCG buscou criar mecanismos de incentivo e responsabilização pelo município, de melhoria da oferta dos serviços de atenção básica, mediante a definição de metas para indicadores de saúde pactuados nacionalmente (MS, 2014).

A assinatura do TCG, no âmbito do programa Pacto pela Saúde, vigorou no Brasil entre 2006 a 2012, tendo tido a adesão de 4.587 municípios (cerca de 80% do total). Apesar do potencial que esse programa apresentou para melhorar as práticas da gestão da política da atenção básica de saúde, não foram encontrados na literatura estudos que avaliaram o impacto dele nos municípios participantes. Os estudos sobre avaliação de impacto das políticas de saúde no Brasil se concentram em 3 áreas: a) descentralização (Rocha, Orellano, & Nishijima, 2016; Santos, Nascimento, & Camara, 2017); b) determinantes sociais de saúde (Rocha, Nishijima, & Peixoto, 2013; Soares, 2007); e c) intervenções de saúde (Hone, Rasella, Barreto, Atun, Majeed, & Millett, 2017; Rocha & Soares, 2010).

Tendo em vista essa lacuna, o objetivo deste artigo é:

- Estimar o efeito do tempo de participação (em anos) no programa Pacto pela Saúde sobre o nível de eficácia da política local de atenção básica de saúde, dentre os municípios participantes, no período de 2008 a 2012.

Tal recorte temporal se deveu à disponibilidade de dados do Sistema de Informações em Saúde do MS (2016). Para responder a essa questão, utilizamos um desenho de pesquisa quase experimental, permitindo o controle pelo viés de seleção, tendo em vista que a participação na política foi do tipo não aleatório.

O procedimento metodológico desta pesquisa consistiu em duas etapas. Primeiro, estimou-se o indicador de eficácia da atenção básica (IDEAB) pela técnica multivariada de análise de componentes

[2] Por definição, a *atenção básica*, também conhecida como atenção primária à saúde (APS), compreende os primeiros cuidados à saúde de um indivíduo, relacionados aos serviços de primeiro contato com o sistema de saúde (atenção ambulatorial de primeiro nível), de fácil acesso, voltados a cobrir as afecções e condições mais comuns e a imunização. Além disso, a atenção básica consiste em um modelo de atenção à saúde com ênfase na saúde da família e na promoção da saúde (Giovanella & Mendonça, 2012).

principais. As variáveis que compuseram o indicador sintético foram selecionadas com base na pactuação de metas entre a União e os municípios. Segundo, estimaram-se modelos de dose-resposta com escore de propensão generalizado (Imbens, 2000; Lechner, 2001), os quais possibilitaram identificar em que medida o tempo (em anos) de participação na política impactou o IDEAB. Por ser um modelo quase experimental, o modelo de dose-resposta permite minimizar os efeitos de confundimento, decorrentes da atribuição não aleatória da política, reduzindo o viés de seleção na estimativa do impacto causal (Imai & Van Dyk, 2004; Murname & Willet, 2011).

Este artigo se divide em 5 seções, incluindo essa introdução. A seção 2 aborda a literatura sobre a agenda da atenção básica e as ações de governança na política de saúde, seguindo-se recomendações dos organismos internacionais e a racionalidade econômica, e também se apresentam as características do programa Pacto pela Saúde. A seção 3 descreve a metodologia do estudo, tanto em termos da base de dados compilada pelos autores, quanto dos métodos empregados. Os resultados, analisados em relação à adesão dos municípios à política, à presença de viés de seleção e aos modelos econométricos de avaliação de impacto, são apresentados na seção 4. Por fim, a seção 5 sintetiza as conclusões e contribuições do estudo, bem como sugere uma agenda de políticas.

2. LITERATURA

2.1 Agenda da política de saúde contemporânea: atenção básica e governança

A política de saúde, em geral, está associada com a organização e coordenação de sistemas de saúde nacionais (SSN). Segundo Fleury e Ouverney (2012), os SSN compreendem o conjunto de ações e serviços de saúde prestados à população, de acordo com suas necessidades, tendo a perspectiva do alcance de metas, objetivos ou princípios. Nesse escopo, a política de saúde compreende 4 elementos dentro dos SSN: a) alocação de recursos; b) prestação de serviços de saúde; c) gestão; e d) regulação. Dentre as 4 formas, destacam-se na política de saúde contemporânea os componentes de prestação de serviços, em especial a promoção da saúde, e a ênfase na governança (gestão) dos sistemas de saúde (Tulchinsky & Varikova, 2010; Who, 2000, 2008).

Quanto à prestação de serviços de saúde, a atenção básica é tida na estrutura dos SSN como o modelo preferencial de assistência à saúde. Argumenta-se que ela apresenta maior capacidade resolutiva e menor custo, se comparada com as assistências de média e alta complexidade (Who, 2008).

A eficácia das políticas de atenção básica se deve, primeiramente, ao fato de ela reduzir a procura por atendimento em unidades de saúde: tendo em vista que esse modelo atua diretamente sobre a promoção de saúde, os indivíduos passam a receber melhor orientação sobre cuidados à saúde e educação em saúde, estando mais aptos para cuidar de sua própria saúde e de sua família. Dessa forma, por oferecer um atendimento mais próximo das necessidades iminentes da comunidade, a atenção básica propicia um atendimento mais adequado ao usuário, ampliando sua resolutividade e minimizando a carga sobre o sistema hospitalar e dos serviços de média e alta complexidade (Starfield, 2002).

Outra característica que justifica a eficácia das políticas de atenção básica se refere à ênfase na oferta de médicos generalistas (também denominados "médicos da família"). Esses profissionais acompanham,

ao longo do tempo, os indivíduos de determinada comunidade (ou bairro), estabelecendo melhor conhecimento de sua realidade e de seu histórico de saúde. Os médicos generalistas, usualmente, prescrevem os medicamentos e procedimentos curativos e preventivos mais adequados, evitando duplicação e procedimentos desnecessários, como exames, fármacos e cirurgias, aumentando a resolutividade e reduzindo os custos (Giovanella & Mendonça, 2012; Starfield & Shi, 2002).

Dessa maneira, pode-se resumir os principais mecanismos pelos quais a atenção básica melhora a saúde da comunidade: a) mais e melhor instrução às famílias sobre riscos, comportamentos e cuidados básicos de saúde; b) prevenção ou detecção precoce de doenças; c) engajamento da comunidade em campanhas de imunização; e d) acompanhamento longitudinal das famílias, permitindo mais tempo de contato e maior conhecimento de suas questões de saúde (Riley, 2007).

Na literatura empírica, há estudos que buscaram testar a eficiência e eficácia do modelo de atenção básica. Starfield e Shi (2002) avaliaram o desempenho da atenção básica em termos de resultados da saúde e custos operacionais para 13 países industrializados, classificando-os em 3 níveis de ênfase sobre a atenção básica de seus SSN (fraco, moderado e forte). As autoras verificaram que quanto maior a ênfase na atenção básica, menor o custo do sistema de saúde. Além disso, países com infraestrutura mais fraca na atenção básica apresentam piores resultados de saúde em termos de taxa de mortalidade infantil, peso ao nascer e expectativa de anos de vida perdidos devido a doenças e incapacidade. As autoras apontam, ainda, que se requer um nível mínimo de gastos com saúde para que a política de atenção básica possa alcançar resultados satisfatórios.

Para o Brasil, a evidência também é favorável à tese da alta resolutividade da atenção básica. Hone et al. (2017) analisaram o impacto da taxa de cobertura das equipes da ESF e de um indicador sintético de governança em saúde sobre a taxa de mortalidade sensível aos cuidados da atenção básica, em 1.622 municípios brasileiros. Com base em um método quase experimental de regressão com efeitos fixos para os municípios, os autores mostraram que, para o período de 2000 a 2012, a ESF, apresentou resultados positivos na redução da mortalidade sensível às políticas de atenção básica para os municípios com bons níveis de governança em saúde.

Em relação ao segundo aspecto central da política de saúde contemporânea apontado, tem-se a governança dos sistemas de saúde, que preconiza a importância da análise de custo-eficácia das ações de saúde (Who, 2000). Para a Organização Mundial da Saúde (OMS), ao envolver a coordenação e supervisão de todas as funções do SSN, as melhorias na governança em saúde apresentam efeitos diretos e indiretos sobre os resultados da saúde. Como efeito direto, tem-se a melhor oferta dos serviços de promoção e cuidado à saúde. Já os efeitos indiretos estão relacionados à ampliação da produtividade dos profissionais de saúde, da cobertura de imunização da população e da realização de políticas intersetoriais.

Estudos empíricos avaliaram o impacto de componentes da governança em saúde sobre os resultados da política: evidencia-se que as despesas em saúde estão associadas a melhores resultados apenas em países com boa governança, ou seja, nos quais a formulação do orçamento e a execução e o monitoramento da política são efetivos (Lorenzoni et al. 2018; Rajkumar & Swaroop, 2008), e também aqueles nos quais a racionalização das despesas em saúde não compromete a prestação dos serviços (OECD, 2015).

A seção seguinte explora como o programa Pacto pela Saúde articulou esses dois elementos centrais na agenda das políticas de saúde brasileiras, com ênfase na atenção básica e na governança em saúde.

2.2 A política de saúde no Brasil e o Pacto pela Saúde

A política de saúde brasileira, a partir da implementação do SUS, em 1990, foi operacionalizada mediante normas operacionais cujo objetivo era organizar o sistema de saúde nacional. Como visto na seção anterior, a descentralização da prestação dos serviços de saúde, pilar fundamental da nova política de saúde, ocorreu de modo lento via normas operacionais e portarias ministeriais (Ouverney, 2014). Segundo o Conass (2015), essas normativas definiram as competências e as condições necessárias de cada ente para que pudessem assumir novas atribuições dentro do SUS e habilitar-se para o recebimento de recursos do Governo Federal.

Entre os anos de 1990 e 2016 foram expedidas 7 normativas, sendo 4 normas operacionais básicas (1991, 1992, 1993 e 1996), 2 normas operacionais de assistência à saúde (2001 e 2002) e o Pacto pela Saúde (2006). Dentre estas, a norma operacional básica do SUS de 1996 (Portaria MS n. 2.203, 1996) foi a que mais conseguiu avançar no processo de municipalização, ao criar novas condições de gestão para os municípios, habilitando municípios menos populosos a receber transferências de recursos regulares do Governo Federal (Conass, 2015).

Recentemente, o Pacto pela Saúde e sua atualização, dada pela Política Nacional de Atenção Básica (atualizada pela Portaria MS n. 2.436, 2017), consolidaram a atenção básica como modelo assistencial de saúde no país, incorporando a intersetorialidade da política, a gestão e o planejamento do sistema de saúde pelos entes subnacionais e relacionando-o com o processo de regionalização da oferta de serviços (Conass, 2015).

Especificamente em relação ao Pacto pela Saúde, destacam-se duas principais inovações. A primeira se refere ao movimento pela gestão com base em resultados dentro do SUS. Nesse sentido, os municípios passaram a se comprometer com determinadas metas de saúde pactuadas com os demais entes. Para o Conass (2015), o Pacto pela Saúde aprimorou a cobrança por uma gestão mais eficiente do sistema de saúde nos municípios, sendo que estes passaram a ser considerados gestores de saúde e responsáveis pela oferta da atenção básica.

A segunda inovação proposta pelo Pacto pela Saúde se referiu à abolição de um antigo documento, denominado "condições de gestão", como instrumento de habilitação do município para a política de saúde. Esse documento foi substituído pelo TCG, que formalizava o Pacto pela Saúde entre a União, os Estados e os municípios, listando as responsabilidades e atribuições inerentes às esferas governamentais na condução e na gestão do sistema de saúde. O TCG contemplava objetivos, metas, indicadores de monitoramento e avaliação, estabelecidos com base em prioridades nacionais e estaduais, negociadas entre os entes, nas diversas instâncias de pactuação do SUS. A partir dessas prioridades, os municípios elaboravam suas próprias metas, considerando sua situação de saúde. As metas eram, então, aprovadas nos respectivos conselhos municipais de saúde e posteriormente incluídas nos planos de saúde municipais. O TCG vigorou entre 2006 e 2012, com adesão de 4.587 municípios no período (82,43% do total de municípios brasileiros à época). Cabe destacar que não houve, por parte da política, qualquer mecanismo de responsabilização quanto ao cumprimento de metas e indicadores.

A partir do Decreto n. 7.508 (2011), foi estabelecido um novo formato de termo para a governança da política de saúde, o Contrato Organizativo da Ação Pública da Saúde (COAP), que manteve as características gerais do TCG, representadas pelas metas e pelos objetivos pactuados. A adesão ao COAP, contudo, foi obrigatória para todos os municípios. Além disso, o COAP atribuiu maior ênfase

ao planejamento regional, ampliando o papel das regiões de saúde e criando as comissões intergestores regionais, para dar suporte a esse planejamento. Desse modo, por se tratar de uma política universal, o COAP não foi objeto deste estudo.

Tendo apresentado o programa Pacto pela Saúde, a próxima seção discute a metodologia do trabalho, em termos dos dados, das variáveis e dos métodos empregados.

3. METODOLOGIA

3.1 Dados

Os dados sobre a participação dos municípios no programa Pacto pela Saúde foram obtidos pelos autores mediante requisição à Comissão Intergestora Tripartite do Ministério da Saúde (2016), que enviou a listagem dos municípios que assinaram o TCG, por ano. Cabe qualificar que, uma vez tendo aderido ao programa, não houve possibilidade do município se retirar dele e, portanto, o tempo entre a assinatura da adesão até o fim do programa nos dá precisamente a medida de sua exposição.

Para uma análise em painel dos municípios, é importante estabelecer uma divisão territorial padrão, tendo em vista que, no período em estudo (2006-2012), novos municípios foram criados a partir do desmembramento de outros. Dessa forma, utilizou- como base neste estudo a divisão territorial oficial brasileira do ano de 2010 (segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]), compatibilizando-se os municípios no período analisado. Com base em nossa compatibilização, até 2012, 4.587 municípios aderiram ao programa Pacto pela Saúde, mediante a assinatura do TCG[3].

Os dados necessários para a construção do IDEAB foram extraídos do Sistema de Informações em Saúde do MS (2016), na seção Pactuação de Objetivos e Metas (MS, 2014). Esse sistema oferece informações referentes ao período 2008-2012, sendo, portanto, este o período da análise empírica.

Para a estimação do efeito causal do tempo de participação no programa sobre o IDEAB, é necessário o controle pelo viés de seleção, caso contrário nossas estimativas não são confiáveis. Desse modo, utilizamos variáveis explicativas com base em informações sociodemográficas, coletadas nos Censos Demográficos de 2000 e 2010, e que foram compiladas no *Atlas do Desenvolvimento Humano Municipal* (PNUD, FJP e IPEA). Utilizamos, adicionalmente, uma medida da atividade econômica municipal anual, disponibilizada pelo IBGE. A próxima subseção sumariza as variáveis empregadas neste estudo.

3.2 Variáveis

Na literatura de avaliação de impacto, discriminam 3 tipos de variáveis: a) variável de impacto ou variável de política; b) variável de resultado; e c) variáveis de controle ou variáveis de confundimento. A variável de impacto para o exercício empírico deste artigo, denotada por t, é do tipo quantitativo-discreto e indica o tempo, em anos, que o município participou do programa Pacto pela Saúde. A variável de resultado da política, denotada por Y, é não observada e reflete as diferentes dimensões da provisão da atenção básica de saúde sob responsabilidade dos municípios brasileiros. Dessa forma, foi necessário estimar Y, ou o IDEAB, com base em variáveis pactuadas com os municípios. A utilização

[3] A lista dos municípios incluídos na análise pode ser requisitada aos autores por e-mail.

de um indicador sintético é vantajosa, pois possibilita abranger e levar em conta aspectos latentes que não podem ser captados por uma única variável.

Para a construção do IDEAB, realizou-se, na primeira etapa, a seleção das variáveis relevantes. Tendo como base todos os 67 indicadores para as metas da política do Pacto pela Saúde (em termos da morbidade, mortalidade, cobertura e recursos dos municípios para atendimento da saúde), selecionaram-se 29 relacionados com os serviços de atenção básica. Dessas 29 variáveis, nem todas apresentavam informações disponíveis para todos os municípios. Ademais, algumas variáveis não apresentaram variabilidade entre os municípios. Considerando esses elementos, concluiu-se pela utilização de 5 variáveis para a construção do o IDEAB, apresentadas no Quadro 1.

QUADRO 1 VARIÁVEIS CONSTANTES DO INDICADOR DA EFICÁCIA DA POLÍTICA DE ATENÇÃO BÁSICA

Variável	Descrição	Fonte
S1	Percentual de internações por condição sensível à atenção básica em relação ao número total de internações.	MS (2016), seção Pactuação de Objetivos e Metas (MS, 2014).
S2	Percentual de cobertura de acompanhamento das condicionalidades de saúde das famílias do Programa Bolsa Família (PBF).	
S3	Percentual de exodontias em relação aos procedimentos odontológicos totais.	
S4	Percentual de nascidos vivos de mães com 7 ou mais consultas de pré-natal em relação ao total de nascidos vivos.	
S5	Cobertura da imunização, considerando a população-alvo, para 10 vacinas (imunológicos e doses, como: tuberculose, febre amarela, *influenza*, sarampo, dupla viral, oral contra a poliomielite, oral de rotavírus humano, tetravalente, tríplice bacteriana e tríplice viral): refere-se ao indicador do Sistema de Informação do Programa Nacional de Imunizações (MS, 2016).	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para estimar o efeito do tempo de participação no programa sobre o IDEAB, é necessário controlar pelo viés de seleção, caso contrário, as interpretações causais não são válidas. A escolha das variáveis de confundimento (ou variáveis de controle) foi norteada pelos achados da literatura de economia da saúde e de avaliação de políticas públicas. Conforme o modelo de causalidade, as variáveis devem estar associadas tanto com a variável de impacto quanto com a variável de resultado. Desse modo, selecionaram-se variáveis que refletissem as condições socioeconômicas do município, reportadas no *Atlas de Desenvolvimento Humano* (PNUD, FJP, IPEA) para os anos de 2000 e 2010. Utilizamos, ainda, uma variável anual, o produto interno bruto (PIB) *per capita* municipal, sendo que seus valores monetários foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de 2013, para refletir termos reais. O Quadro 2 apresenta as variáveis de controle empregadas neste estudo.

QUADRO 2 VARIÁVEIS DE CONTROLE PARA A AVALIAÇÃO DE IMPACTO

Variável	Descrição	Fonte
PIB_PC	PIB *per capita* municipal.	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatistica (IBGE)
ESPVIDA	Esperança de vida ao nascer.	*Atlas do Desenvolvimento Humano Municipal* (2000 e 2010)
FECTOT	Taxa de fecundidade total.	
RAZDEP	Razão de dependência (percentual da população com menos de 15 anos e da população com mais de 65 anos e mais em relação à população de 15 a 64 anos).	
GINI	Índice de Gini.	
PIND	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R$ 70,00 mensais, em reais de agosto de 2010. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	
PMPOB	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R$ 140,00 mensais, em reais de agosto de 2010. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	
PPOBRE	Proporção dos indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R$ 255,00 mensais, em reais de agosto de 2010, equivalente a 1/2 salário mínimo nessa data. O universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes.	
IDHM	Índice de desenvolvimento humano (IDH) dos municípios.	
AGUAESG	Percentual de domicílios com água e esgoto inadequados.	
ESC	Percentual da população acima de 18 anos com Ensino Fundamental completo.	

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.3 Método

3.3.1 Cálculo do indicador de eficácia da atenção básica

De posse das variáveis de resultado, conforme o Quadro 1, procedeu-se ao cálculo do indicador sintético mediante metodologia de análise de componentes principais. Ao contrário de outros estudos, optou-se por utilizar todos os cinco componentes principais para o cômputo do indicador sintético, sendo eles ponderados de modo a reproduzir a variabilidade total do sistema (Jolliffe, 2002). A partir do cálculo dos pesos, realizou-se o cálculo do IDEAB para cada município e ano, conforme a seguinte equação:

$$Y_{ij} = \theta_{1j} S_{1ij} + \theta_{2j} S_{2ij} + \theta_{3j} S_{3ij} + \theta_{4j} S_{4ij} + \theta_{5j} S_{5ij} \quad (1)$$

onde S_{1ij} é a primeira componente principal do município i no ano j e θ_{1j} é o peso para o ano j para a primeira componente principal. O IDEAB do município i no ano j, denotado por Y_{ij}, é, portanto, uma variável do tipo quantitativo-contínuo, variando em uma escala de 0 a 1, em que valores mais próximos de 1 indicam maior eficácia da política de atenção básica[4].

3.3.2 Estimação do modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado

A avaliação do efeito causal do tempo de adesão ao Pacto pela Saúde pelos municípios brasileiros sobre o IDEAB foi realizada por meio do modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado (Imbens, 2000; Lechner, 2001). Esse método se baseia no modelo de Resultados Potenciais de Rubin (1974), o qual propõe a interpretação de efeitos causais mediante a comparação dos resultados potenciais.

Para uma descrição do modelo de dose-resposta[5], parte-se, inicialmente, do desenho de avaliação do efeito da participação em um programa. Nesse caso, há dois estados de tratamento: a) o indivíduo participa da política (tratado); ou b) o indivíduo não participa da política (não tratado). Porém, em muitas situações, a questão de pesquisa de interesse tem como cerne o efeito da dose do tratamento sobre uma resposta de interesse (dose-resposta), para aqueles que participaram da política. Dessa forma, a dose pode corresponder a uma variável quantitativa ordinal e discreta (p. ex., tempo em anos) ou quantitativa contínua (p. ex., valor monetário do benefício de uma política pública).

O modelo de dose-resposta para o caso discreto foi proposto por Lechner (2001) e para o caso contínuo por Imbens (2000). Neste estudo, o interesse é avaliar o efeito do tempo de participação de um município no Pacto pela Saúde (dose) e o IDEAB (resposta), ou seja, o caso discreto.

Formalmente, e com base no modelo de Resultados Potenciais de Rubin (1974), considere-se que existe, associado a cada município i, um valor de tratamento t, um conjunto de variáveis de confundimento X, e um resultado potencial do IDEAB, $Y_i(t)$. Segundo Lechner (2001), nos modelos de dose-resposta em que a dose é uma variável discreta, o tratamento pode assumir valores $T = \{1, \ldots, Q\}$, em que o município é exposto a um particular nível do tratamento, $t \in T$. A estimativa de interesse é o efeito causal médio do tratamento t sobre o resultado médio da função dose-resposta. No caso de duas doses do tratamento, t e s, ter-se-ia o efeito esperado sobre Y com o tratamento t em vez do tratamento s, para um mesmo indivíduo:

$$\theta(t) = E[Y_i(t) - Y_i(s)] \quad (2)$$

Dado o problema fundamental da inferência causal, não podemos observar o efeito de duas doses diferentes para um mesmo município e ao mesmo tempo, sendo que tal possibilidade se expressa assim:

[4] Tal indicador foi validado estatisticamente, conforme Jolliffe (2002) e OECD (2008). Os resultados podem ser disponibilizados ao leitor interessado mediante requisição aos autores.

[5] Esse modelo também é conhecido na literatura como *modelo de múltiplos tratamentos*, *modelo de efeito-dose* ou *função dose-resposta* (Guardabascio & Ventura, 2013).

$$\theta(t) = E(Y_i^t - Y_i^s \mid T = t) = E(Y_i^t \mid T = t) - E(Y_i^s \mid T = t) \quad (3)$$

em que o componente $E(Y_i^s \mid T = t)$ é estimado via contrafactual. A extensão do efeito médio do tratamento da equação 3 para mais de duas doses de tratamento é feita mediante generalização, na qual são realizadas comparações entre pares de tratamentos *t* e *s*. Como cada município participante recebe um tipo de tratamento, os demais tratamentos não são observados e, portanto, estimados mediante contrafactuais. Segundo Imbens (2000) e Lechner (2001), as propriedades do contrafactual propostas por Rubin (1974) e Rosenbaum e Rubin (1983) se mantêm, com algum refinamento, nos modelos de dose-resposta[6].

Para estimar a situação contrafactual na presença de múltiplas doses do tratamento, utiliza-se o pareamento dos municípios pelo escore de propensão generalizado. Esse método é uma extensão do escore de propensão do caso binário, proposto por Rosenbaum e Rubin (1983), com o objetivo de acomodar múltiplos tratamentos e eliminar o viés de seleção. O viés de seleção, que gera efeitos de confundimento na estimação do impacto causal, ocorre quando variáveis observáveis *X* estão associadas tanto com a dose do tratamento *t* quanto com a variável de resultado (Angrist & Pischke, 2014; Gertler, Martinez, Premand, Rawlings, & Vermeersch, 2016).

Segundo Imai e Van Dyk (2004), o modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado consiste em estimar, em um primeiro momento, a probabilidade condicional de um município receber um particular nível de tratamento *t*, condicional às variáveis de confundimento *X*.

$$r(t,x) \equiv pr(T = t|X = x) \quad (4)$$

De modo análogo aos pressupostos do pareamento por escore de propensão para tratamentos binários, deve também ser satisfeita a propriedade de balanceamento. Ou seja, para um estrato com valores semelhantes de $r(t,x)$, assume-se que a probabilidade de que $T = t$ não dependa do valor de *X*,

$$X \perp pr(T - t)|r(t,x) \quad (5)$$

Esse pressuposto de balanceamento, junto com o pressuposto de ausência de inconfundibilidade (ou seja, de que todas as variáveis relevantes para o viés de seleção estão sendo consideradas), implica que a designação ao tratamento é independente, condicional ao escore de propensão generalizado. Se o pressuposto de inconfundibilidade é satisfeito, dadas as covariadas, tem-se que

$$Y(t)\ T \mid X\ \forall\ t \in T \quad (6)$$

Dessa maneira, neste estudo, para qualquer tempo de participação no programa Pacto pela Saúde, *t*, tem-se que

$$f_T\{t|r(t,X),\ Y\ (t)\} = f_T\ \{t|r\ (t,X)\} \quad (7)$$

[6] Nos modelos de dose-resposta se tem a assunção de que o tratamento (T) apresenta independência emparelhada (*pairwise*) no tratamento com cada resultado potencial. Essa assunção é denominada *inconfundibilidade fraca*. Nos modelos binários, tem-se a assunção de que o tratamento seja independente do conjunto inteiro de resultados potenciais (*inconfundibilidade forte*).

Onde o escore de propensão generalizado permite eliminar qualquer viés associado às diferenças nas covariáveis *X*. Desse modo, podem-se estimar resultados do efeito médio do tratamento condicionando-se a função de dose-resposta ao escore de propensão generalizado:

$$E\{Y(t)\} = E\{\beta\big(t,r(t,X)\big)\} \tag{8}$$

Em que

$$\beta\big(t,r(t,X)\big) = E\{Y(t)|r(t,X) =\} = E\{Y\,|T = t,r(T,X) = r\} \tag{9}$$

De acordo com Imbens (2000), a implementação do método de dose-resposta com escore de propensão generalizado envolve 3 passos:

a) Estima-se o escore $r(t,x)$, conforme a equação 4;
b) Estima-se a expectativa condicional expressa na equação 9; e,
c) Estima-se a resposta média para o nível de tratamento t como sendo a média da expectativa condicional estimada, $\beta\big(t,r(t,X)\big)$, com a média da distribuição de covariadas.

A implementação do modelo de dose-resposta com pareamento por escore de propensão foi realizada por meio do pacote "DoseResponse", disponível no *software Stata 13* (Bia & Mattei, 2008; Mattei & Bia, 2009).

4. RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados dos testes empíricos para a avaliação do efeito do tempo de participação no programa Pacto pela Saúde sobre o IDEAB. A seção 4.1 traz a adesão dos municípios ao programa, com destaque para a análise por Grandes Regiões. A seção 4.2 traz análises de correlações e testes estatísticos que atestam a presença de viés de seleção no programa, na medida em que variáveis de confundimento, relacionadas ao nível socioeconômico do município, estão associadas a diferentes tempos de exposição ao programa, bem como a diferentes níveis do IDEAB. Por fim, a seção 4.3 traz os resultados do modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado.

4.1 A adesão dos municípios ao programa Pacto pela Saúde

Reportamos nesta seção as taxas de adesão dos municípios ao Pacto pela Saúde, mediante assinatura do TCG. A Tabela 1 apresenta a evolução do número de municípios, por Grande Região do país, que aderiu ao Pacto pela Saúde no período de 2006 a 2012. No período de vigência do programa houve 4.587 adesões, representando 82,43% do total de municípios brasileiros. Pode-se verificar que o Centro-Oeste e o Sudeste foram as regiões com maior adesão de municípios (98,5% e 96,6%, respectivamente). O Norte foi a região com menor adesão (66,8%). Desse modo, considerou-se pertinente a análise do efeito causal controlando por eventual viés de seleção, pois a adesão foi não aleatória e, pelo que indica a Tabela 1, mais prevalente entre as regiões mais desenvolvidas do país.

TABELA 1 **NÚMERO DE MUNICÍPIOS POR GRANDE REGIÃO QUE ASSINARAM O TERMO DE COMPROMISSO DE GESTÃO POR ANO (2006 A 2012)**

Grande Região	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total de municípios que aderiram na Grande Região	Total de municípios na Grande Região	Taxa de adesão ao programa na Grande Região
Norte	0	41	41	22	173	17	6	300	449	66,82%
Nordeste	60	177	262	179	401	233	58	1.37	1.794	76,37%
Sudeste	3	1.16	332	39	36	24	17	1.611	1.668	96,58%
Sul	0	297	190	70	176	90	24	847	1.188	71,30%
Centro-Oeste	0	89	138	68	130	29	5	459	466	98,50%
Total de municípios que aderiram no ano	63	1.764	963	378	916	393	110	4.587	5.565	82,43%
Total de municípios que aderiram até o ano	63	1.827	2.750	3.168	4.084	4.477	4.587	-	-	-
Proporção acumulada da adesão dos municípios até o ano	0.01	0.40	0.61	0.69	0.89	0.98	1.00	-	-	-

Fonte: Elaborada pelos autores.

Realizaram-se, ainda, testes de diferença nas médias do IDEAB entre os municípios segundo Grandes Regiões do país. Os municípios da Região Sul tinham maior nível do IDEAB e as regiões Norte e Nordeste apresentaram os piores escores do IDEAB[7]. Essa análise também foi realizada entre grupos de municípios divididos segundo o tamanho da população e demonstrou que entre

[7] Os resultados do teste *F* (e nível de significância) para análise das diferenças dos grupos de municípios, por grande região do país: a) não aderiram ao TCG; b) aderiram por 2 anos; e c) aderiram por 4 anos, foram, respectivamente: i) intragrupos: não aderiu (90,5; 1%); aderiu por 2 anos (33,6; 1%); aderiu por 4 anos (30,6;1%); ii) intrarregiões: Norte (2,8; 10%); Nordeste (8,2; 5%); Sudeste (3,2; 5%); Sul (7,9; 5%); e centro-oeste (0; não significativo).

os municípios pequenos (até 30 mil habitantes) e entre os municípios com população de 300.001 a 500.000 habitantes foram observados maiores escores do IDEAB[8].

De fato, os dados revelaram a presença de correlação positiva e estatisticamente significativa entre o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde e o IDEAB[9]. Desse modo, os municípios que estiveram por mais tempo na política, também foram aqueles com melhores escores no IDEAB. Todavia, é preciso controlar-se pelos vieses de confundimento nessa relação, o que faremos na seção seguinte.

4.2 Viés de seleção: correlação entre a variável de resultado e indicadores socioeconômicos

Antes da avaliação de impacto, realizamos testes estatísticos para verificar a presença de viés de seleção na amostra. O viés de seleção, que gera efeitos de confundimento na estimação do impacto causal, ocorre quando variáveis observáveis estão associadas tanto com a dose do tratamento *t* quanto com a variável de resultado *Y*.

Em relação à variável de resultado *Y* e sua correlação com variáveis socioeconômicas, verificou-se que, para todos os anos da série, houve correlação positiva e estatisticamente significativa entre o IDEAB e as seguintes variáveis: a) PIB *per capita*; b) esperança de vida; c) índice de desenvolvimento humano (IDH) municipal[10]. Por sua vez, quanto à correlação entre a dose do tratamento *t* e as variáveis socioeconômicas, verificou-se que, embora com magnitudes baixas se comparadas às correlações com o IDEAB, houve correlação positiva e estatisticamente significativa entre a dose do tratamento e as seguintes variáveis: a) PIB *per capita*; b) esperança de vida; c) IDH municipal[11].

4.3 Avaliação de impacto

Esta subseção apresenta os resultados da estimação dos modelos de dose-resposta com escore de propensão generalizado, que fornecem o efeito causal da dose da intenção de tratar do programa Pacto pela Saúde, sobre o IDEAB, minimizando-se os efeitos de confundimento decorrentes do viés de seleção. Cabe enfatizar que o estimador de interesse é do tipo intenção de tratar (ITT), pois, embora a assinatura do TCG fizesse com que o município se comprometesse com uma gestão baseada em resultados, não houve mecanismo de responsabilização e cumprimento. Portanto, a população de inferência causal neste estudo são os 4.587 municípios que adeririam à política.

A estimação do modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado ocorreu em dois estágios. No primeiro estágio, estimou-se o escore de propensão generalizado a partir de uma

[8] Os resultados do teste *F* (e nível de significância) para análise das diferenças dos grupos de municípios: a) não aderiram ao TCG; b) aderiram por 2 anos; e c) aderiram por 4 anos foram, respectivamente: i) intragrupos: não aderiu (19,8; 1%); aderiu por 2 anos (7,7; 1%); aderiu por 4 anos (8,9; 1%); e ii) intragrupos por tamanho: até 10 mil habitantes (5,4; 1%); de 10.001 a 30 mil habitantes (4,8; 1%); e de 300.001 a 500 mil habitantes (4,1; 5%).

[9] A correlação de Pearson estimada entre o IDEAB e a dose foi de 0.2903, estatisticamente significativa a 1%.

[10] Coeficientes de correlação de Pearson entre o IDEAB e: PIB *per capita* (0.2340, significativo a 1%); esperança de vida (0.5210, significativo a 1%); IDH municipal (0.5123, significativo a 1%).

[11] Coeficientes de correlação de Pearson entre o IDEAB e: PIB *per capita* (0.0941, significativo a 1%); esperança de vida (0.2653, significativo a 1%); IDH municipal (0.3198, significativo a 1%).

regressão, em que a variável dependente é o tempo em que o município participou do programa (em anos) e as variáveis independentes são os indicadores socioeconômicos que podem gerar o viés de seleção (Quadro 2). Utiliza-se uma regressão de Poisson, tendo em vista que a variável dependente é positiva e refere-se a um dado de contagem (Cameron & Trivedi, 2005).

No segundo estágio, estima-se uma regressão linear generalizada, cuja variável dependente é o IDEAB e a variável independente é o escore de propensão generalizado, obtido pelo valor predito da equação do primeiro estágio (Guardabascio & Ventura, 2013).

Testou-se, ainda, pela robustez dos resultados da avaliação de impacto às diferentes especificações do escore de propensão generalizado e da construção da variável de resultado conforme o período de referência (Quadro 3). Vale ressaltar que, embora os dados básicos apresentem a estrutura de dados em painel, para a estimação do modelo de dose-resposta com escore de propensão generalizado, é necessário que se obtenha um indicador síntese para o período de exposição.

QUADRO 3 VERSÕES DO MODELO DE DOSE-RESPOSTA COM ESCORE DE PROPENSÃO GENERALIZADO PARA O IMPACTO DO TEMPO DE ADESÃO AO PACTO PELA SAÚDE SOBRE O INDICADOR DA EFICÁCIA DA POLÍTICA DE ATENÇÃO BÁSICA

Versão	Primeiro estágio *	Segundo estágio: modelo de dose-resposta **
Modelo 1	Variáveis de seleção correspondentes à média dos valores observados nos Censos Demográficos de 2000 e 2010 (PNUD, FJP, IPEA).	Média do indicador da eficácia da política de atenção básica (IDEAB) do período de 2008 a 2012.
Modelo 2	Variáveis de seleção correspondentes ao Censo Demográfico de 2000 (PNUD, FJP, IPEA).	Média do IDEAB do período de 2008 a 2010.
Modelo 3	Variáveis de seleção correspondentes ao Censo Demográfico de 2010 (PNUD, FJP, IPEA).	Média do IDEAB do período de 2011 a 2012.

Fonte: Elaborado pelos autores.
Notas: * Exceto para o PIB *per capita*, cujo valor foi utilizado ou em 2000 (Modelo 2), ou em 2010 (Modelo 3), ou a média de todos os valores (Modelo 1). ** Foram realizadas estimações segundo a mediana do IDEAB, mas não houve diferenças significativas.

Os resultados da estimação do primeiro estágio, o escore de propensão generalizado, conforme o conjunto de variáveis independentes do modelo, são apresentados na Tabela 2. Percebe-se que a maioria das variáveis apresenta coeficiente estatisticamente significativo. Ressalta-se que, na estimação dos modelos de escore de propensão, a escolha das variáveis de confundimento reflete uma construção teórica (quais variáveis geram o viés de seleção, ou seja, afetam tanto o tempo de adesão à política quanto o resultado de interesse) e, desse modo, os coeficientes não devem ser, necessariamente, interpretados. O objetivo é ter o melhor modelo que possa parear os municípios nos diferentes níveis do tratamento, como apresentado na seção metodológica.

TABELA 2 COEFICIENTES DE ESTIMAÇÃO DO ESCORE DE PROPENSÃO GENERALIZADO CONSIDERANDO UMA DISTRIBUIÇÃO DE POISSON POR TIPO DE MODELO. VARIÁVEL DEPENDENTE: TEMPO EM ANOS DE ADESÃO AO PACTO PELA SAÚDE

Variável independente	Modelo 1 (Média 2000 e 2010)	Modelo 2 (2000)	Modelo 3 (2010)
PIB_PC	0,0000	0,0000***	0,0000
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
ESPVIDA	0,0096	0,0257**	0,0064
	(0,0157)	(0,0126)	(0,0159)
FECTOT	0,3777*	0,1971*	0,2635*
	(0,0844)	(0,0611)	(0,0768)
RAZDEP	0,0298*	0,0263*	0,0272*
	(0,0064)	(0,0050)	(0,0058)
GINI	-1,1997*	0,4120	-2,9211*
	(0,4546)	(0,3655)	(0,4459)
PIND	0,0591*	0,0205*	0,0404*
	(0,0091)	(0,0058)	(0,0100)
PMPOB	-0,1034*	-0,0504*	-0,0582*
	(0,0124)	(0,0076)	(0,0123)
PPOBRE	0,0922*	0,0576*	0,0513*
	(0,0078)	(0,0055)	(0,0064)
IDHM	19,3823*	11,9515*	17,7316*
	(1,3592)	(1,0211)	(1,7063)
AGUAESG	-0,0158	-0,0103*	-0,0163*
	(0,0024)*	(0,0018)	(0,0026)
ESC	-3,0003	-1,6052**	-2,0509*
	(0,6298)	(0,6286)	(0,5798)
Constante	-11,0663*	-7,3911**	-8,5272*
	(1,1397)	(0,8635)	(1,2899)

Fonte: Elaborada pelos autores.
Observação: Desvio padrão robusto entre parênteses. * 1% de significância. ** 5% de significância. *** 10% de significância. Todas as regressões passaram pelo teste *F* de significância global a 1%.

Estimado o primeiro estágio do modelo, onde se obteve o escore de propensão generalizado, apresentam-se os resultados da estimação do modelo de dose-resposta controlando pelo escore de propensão obtido no primeiro estágio (Tabela 3). Tem-se, portanto, o efeito médio do tempo de

participação no programa Pacto pela Saúde sobre o IDEAB, conforme três especificações da variável dependente.

Os resultados obtidos revelam que o impacto não variou consideravelmente em sua magnitude segundo o tipo de especificação, o que demonstra sua robustez. Em média, para cada ano adicional de adesão ao Pacto pela Saúde, o IDEAB aumentou, em média, entre 0,011 a 0,019 pontos, conforme o modelo.

Destaca-se, ainda, que os coeficientes para o escore de propensão generalizado na função de dose-resposta foram estatisticamente significativos a 1%, como recomendado pela literatura (Guardabascio & Ventura, 2013).

TABELA 3 ESTIMAÇÃO DO MODELO FUNÇÃO DOSE-RESPOSTA, CONSIDERANDO RESPOSTA (IDEAB) E DOSE (ANOS DE ADESÃO AO PACTO PELA SAÚDE) SEGUINDO UMA DISTRIBUIÇÃO DE POISSON

	Modelo 1 (média do IDEAB de 2008 a 2012)	Modelo 2 (média do IDEAB de 2008 a 2010)	Modelo 3 (média do IDEAB de 2011 a 2012)
Tempo em anos no programa	0,0157***	0,0190***	0,0111***
	(0,0008)	(0,0009)	(0,0006)
Escore de propensão generalizado	-0,3882***	-0,4454***	-0,3186***
	(0,0340)	(0,0433)	(0,0254)
Constante	0,4732***	0,6058***	0,2748***
	(0,0068)	(0,0086)	(0,0050)
N. Obs.	4.571	4.571	4.571
F (2, 4568)	325,81	287,64	304,42
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000
R2	0,1248	0,1118	0,1175
R2-ajustado	0,1245	0,1115	0,1172
RMSE	0,0762	0,0963	0,0575

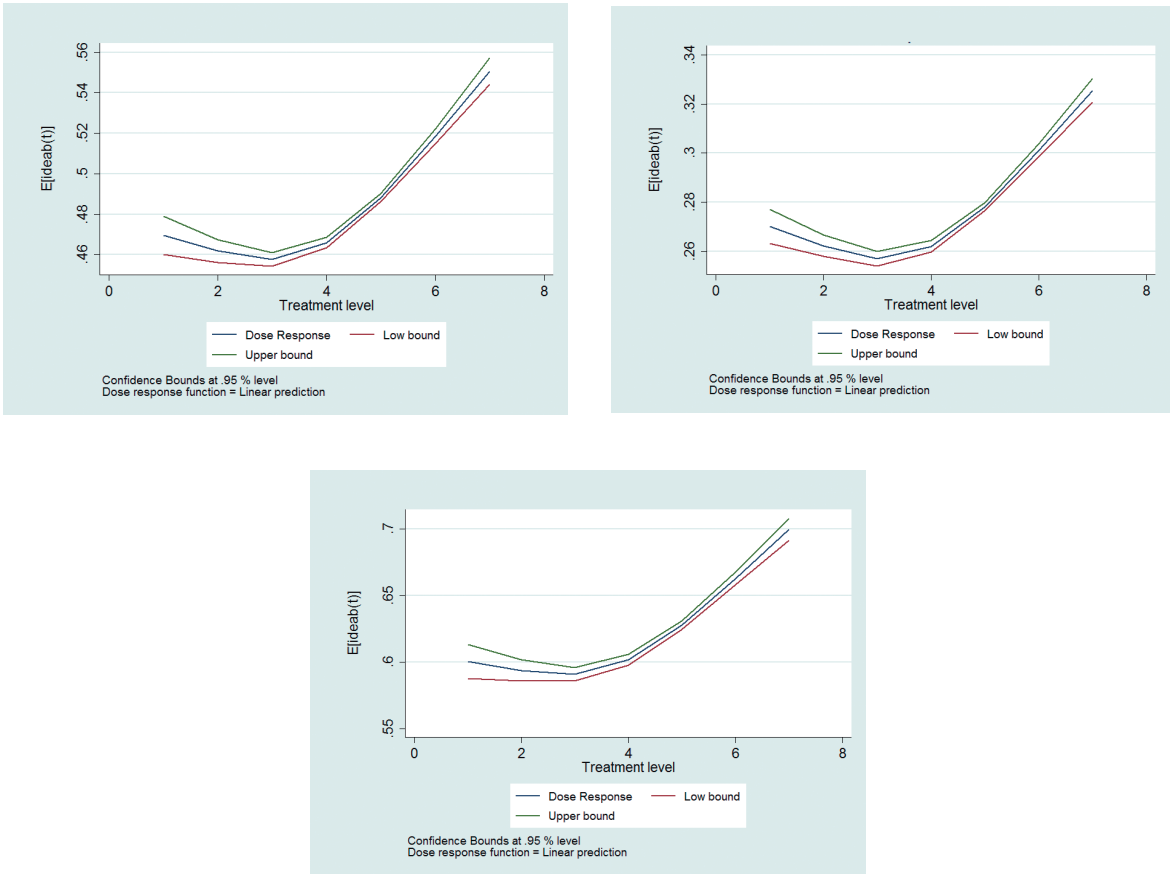
Fonte: Elaborada pelos autores.
Observações: *** nível de 1% de significância. Modelos: I (IDEAB de 2008 a 2012; escore de propensão estimado a partir das médias de 2000 e 2010); II (IDEAB de 2008 a 2010; covariadas de 2000); III (IDEAB de 2011 a 2012; covariadas de 2010).

A Figura 1, em seus painéis "a", "b" e "c", apresenta os gráficos das estimações da função dose-resposta para os três modelos estimados. No eixo x se tem o nível do tratamento (1 a 7 anos), ao passo que no eixo y há o valor esperado do IDEAB conforme exposição ao nível do tratamento. O intervalo de confiança para a função 95% também é apresentado na Figura 1. Os modelos da Figura 1

apresentam um leve formato em parábola, que significa um pequeno decrescimento da esperança do IDEAB entre o primeiro e o segundo ano de adesão, aumento da esperança do IDEAB entre o terceiro e quarto ano de adesão e uma tendência de crescimento exponencial do IDEAB a partir do quarto ano.

Esse comportamento da função dose-resposta pode representar pelo menos duas situações. A primeira refere que, no início da adesão, a assinatura do TCG impôs algumas mudanças administrativas na área da saúde dos municípios, como readequação de atividades e ações, contratação de novos profissionais da área da saúde, formação de equipes de saúde, as quais podem ter gerado um período de adaptação, que implicou o não alcance das metas pactuadas nos primeiros dois anos de adesão. Um dos exemplos dessa situação é a ampliação da cobertura de Equipes de Saúde Bucal, que, por sua vez, tiveram impacto direto sobre uma das variáveis que compõem o IDEAB.

FIGURA 1 FUNÇÃO DOSE-RESPOSTA ESTIMADA CONFORME O MODELO



Fonte: Elaborada pelos autores.

A segunda situação pode refletir o fato de que os municípios necessitam de um tempo mínimo para internalizar as mudanças geradas pela participação no Pacto pela Saúde e ganhar experiência

na área da gestão da saúde para passar a garantir a eficácia. Nesse sentido, a parte exponencial do gráfico, a partir de quatro anos de adesão ao Pacto pela Saúde, pode estar evidenciando que é a partir do quarto ano que o Pacto pela Saúde passa a gerar efeitos positivos sobre a eficácia (período de adaptação às mudanças e experiência acumulada da tecnologia da atenção básica).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como principal objetivo avaliar o efeito causal de políticas com metas para a saúde sobre um indicador de eficácia da gestão dos serviços de atenção básica. O foco da análise foi a avaliação do Pacto pela Saúde, em âmbito de assinatura do TCG (Portaria MS n. 399, 2006), o qual vigorou no período de 2006 a 2012, com a adesão total de 4.587 municípios brasileiros. Destaca-se que tal adesão foi bastante marcante nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, em que mais de 95% dos municípios assinaram o TCG.

Para calcular o efeito causal do Pacto pela Saúde foi construído o IDEAB, mediante técnica multivariada de componentes principais. Ao analisar o IDEAB, verificou-se uma correlação positiva com o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde, ou seja, quanto maior o tempo de adesão, maior o IDEAB. Além disso, os municípios que aderiram ao Pacto pela Saúde apresentaram IDEAB maior, em comparação aos municípios que não aderiram.

De posse do IDEAB, estimou-se um modelo econométrico de Dose-Resposta com Escore de Propensão Generalizado, de acordo com Imbens (2000) e Lechner (2001). Esse modelo demonstrou-se o mais adequado para avaliar o efeito da política, pois além de considerar múltiplos tratamentos (dose, representada pelos anos de assinatura do TCG), trata adequadamente dos possíveis problemas de auto seleção, ou seja, da participação não aleatória no programa.

Os resultados da estimação da função de dose-resposta demonstraram que o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde teve repercussão positiva e estatisticamente significativa sobre os níveis de eficácia das políticas de atenção básica nos municípios participantes. Isto é, para cada ano adicional de permanência da política, o indicador de eficácia melhorou na média entre 0,011 a 0,019 pontos, ou seja, os municípios ficaram mais aptos a cumprir as metas pactuadas.

Em outras palavras, esse impacto positivo demonstra que metas importam para a governança de política de saúde municipal brasileira. Nesse sentido, os municípios, norteados por objetivos explícitos e bem definidos, passam a orientar suas ações de modo mais claro, mais bem planejado e sistematizado para a resolução desses objetivos.

Os coeficientes estimados para o efeito dose, que apresentaram baixa magnitude, podem sugerir a conclusão de que o impacto da política foi modesto sobre o indicador de eficácia. Todavia, argumenta-se que não se pode perder de vista que não havia nenhum mecanismo específico de comprometimento em relação no Pacto pela Saúde, o que faz com que tais resultados possam ser considerados ainda mais relevantes.

Desse modo, o coeficiente positivo para o impacto causal denota que o Pacto pela Saúde foi eficaz na geração de um comprometimento e de um planejamento sistematizado das ações de saúde por parte das gestões municipais, que resultou em uma melhoria da eficácia da gestão. Reconhece-se, todavia, que esse resultado poderia ter maior magnitude caso: a) fosse reivindicada alguma condicionalidade por parte do MS; b) houvesse maior participação dos conselhos municipais da saúde na supervisão

do trabalho das gestões municipais; e c) fossem encorajadas políticas intersetoriais relacionadas com a saúde no município (saneamento básico, gestão ambiental, educação em saúde).

Ao analisar a curva da função dose-resposta, verificou-se que municípios com até 2 anos de adesão obtiveram, em média, uma queda no IDEAB, e municípios com mais de 3 anos de adesão foram contemplados com valores crescentes do IDEAB. A avaliação dessa curva demonstra a possibilidade de que haja um período de adaptação das gestões municipais para cumprir as metas, seja em termos da ampliação das equipes, contratação e treinamento dos trabalhadores em saúde e cadastramento, seja em termos de monitoramento das famílias, o que pode implicar a perda da eficácia da política no curto prazo.

Contudo, à medida que os municípios internalizam essas mudanças e ganham experiência, observam-se ganhos de eficácia. A parte exponencial do gráfico, a partir de 4 anos de adesão ao Pacto pela Saúde, sugere que é no quarto ano que ele passou a gerar efeitos positivos sobre a eficácia da política de atenção básica entre os municípios participantes.

Cabe destacar, por fim, que os municípios menores (até 30 mil habitantes) obtiveram melhores níveis do IDEAB do que os municípios maiores. Esse dado corrobora as evidências encontradas em estudos da área da saúde coletiva, os quais apontam que o modelo assistencial da atenção básica, ao priorizar a territorialização das ações de saúde, favorece os municípios menores, caracterizados por possuírem melhores condições de estruturar e realizar esse tipo de ação (Giovanella & Mendonça, 2012).

Este artigo contribui para a literatura ao avaliar, de modo inédito, o impacto do programa Pacto pela Saúde com base em um desenho quase experimental. Além disso, acrescenta à literatura teórica ao sistematizar o estado da arte das políticas de saúde com foco em metas, bem como permite a compreensão de como a produção da saúde municipal responde a políticas com foco na responsabilização e na gestão para resultados.

Portanto, verifica-se que a assinatura do TCG foi um passo importante no caminho de melhorar a governança da política da atenção básica, premissa obrigatória para gerar melhores resultados de saúde, segundo a Who (2000, 2008). Desse modo, os resultados da pesquisa sugerem a manutenção da política e seu devido aprimoramento, como a criação de condicionalidades e um monitoramento mais efetivo das metas, por meio da utilização de um indicador composto, a exemplo do IDEAB, que compreendeu fatores específicos da atenção básica.

REFERÊNCIAS

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2014). *Mastering 'metrics: the path from cause to effect*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Bia, M., & Mattei, A. (2008). A Stata package for the estimation of the dose-response function through adjustment for the generalized propensity score. *The Stata Journal*, *8*(3), 354-373.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. New York, NY: Cambridge University Press.

Comissão Intergestores Tripartite. (2016). *Informações gerais*. Recuperado de http://www.saude.gov.br/gestao-do-sus/articulacao-interfederativa/comissao-intergestores-tripartite

Conselho Nacional de Secretários da Saúde. (2015). *A Gestão do SUS* (Para Entender a Gestão do SUS). Recuperado de http://www.conass.org.br/biblioteca/pdf/A-GESTAO-DO-SUS.pdf

Decreto n. 7.508, de 28 de junho de 2011. (2011). Regulamenta a Lei n. 8.080, de 19 de setembro de 1990, para dispor sobre a organização do Sistema Único de Saúde – SUS, o planejamento da saúde, a assistência à saúde e a articulação interfederativa, e dá outras providências. Brasília, DF.

Emenda Constitucional n. 29, de 13 de setembro de 2000. (2000). Altera os arts. 34, 35, 156, 160, 167 e 198 da Constituição Federal e acrescenta artigo ao Ato das Disposições Constitucionais Transitórias, para assegurar os recursos mínimos para o financiamento das ações e serviços públicos de saúde. Brasília, DF.

Fleury, S., & Ouverney, A. M. (2012). A política de saúde: uma política social. In Giovanella, L., Escorel, S., Lobato, L. V. C., Noronha, J. C., Carvalho, A. I., (Orgs.), *Políticas e sistema de saúde no Brasil* (2a ed., pp. 25-57). Rio de Janeiro, RJ: Ed. Fiocruz.

Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. J. (2016). *Impact evaluation in practice* (2nd ed.). Washington, DC: The World Bank.

Giovanella, L., & Mendonça, M. H. M. (2012). Atenção primária à saúde. In Giovanella, L., Escorel, S., Lobato, L. V. C., Noronha, J. C., Carvalho, A. I., (Orgs.), *Políticas e sistema de saúde no Brasil* (2a ed., pp. 493-545). Rio de Janeiro, RJ: Ed. Fiocruz.

Guardabascio, B., & Ventura, M. (2013). *Estimating the dose-response function through the GLM approach*. Roma, Italy: Italian National Institute of Statistics.

Hone, T., Rasella, D., Barreto, M., Atun, R., Majeed, A. &Millett, C. (2017). Large reductions in amenable mortality associated with Brazil's primary care expansion and strong health governance. *Health Affairs*, *36*(1), 149-158.

Imai, K., & Van Dyk, D. A. (2004). Causal inference with general treatment regimes: generalizing the propensity score. *Journal of the American Statistical Association*, *99*(467), 854-866.

Imbens, G. W. (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika*, *87*(3), 706-710.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 2016. *Produto interno bruto dos municípios*. Recuperado de https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?=&t=o-que-e

Jolliffe, I. T. (2002). *Principal component analysis* (2nd ed.). New York, NY: Springer.

Lechner, M. (2001). Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under conditional Independence assumption. In M. Lechner, & F. Pfeiffer (Eds.), *Econometric evaluation of labour market policies* (ZEW Economic Studies, 13, pp. 43-58). Heidelberg, Germany: Physica.

Lei n. 8.142, de 28 de dezembro de 1990. (1990). Dispõe sobre a participação da comunidade na gestão do Sistema Único de Saúde (SUS) e sobre as transferências intergovernamentais de recursos financeiros na área da saúde e dá outras providências. Brasília, DF.

Lorenzoni, L., Murtin, F., Springare, L. S., Auraeen, A., & Daniel, F., (2018, April). *Which policies increase value for money in health care?* (OECD Health Working Papers, No. 104). Paris, France: OECD.

Mattei, A., & Bia, M. (2009). *DoseResponse: Stata module to estimate dose-response function through adjustment for the generalized propensity score*. Boston, MA: Boston College Department of Economics.

Ministério da Saúde. (2014). *Caderno de diretrizes, objetivos, metas e indicadores: 2013-2015* (2a ed.). Brasília, DF: Autor.

Ministério da Saúde. (2016). *Sistema de Informações em Saúde*. Recuperado de http://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude/tabnet

Murname, R. J., & Willet, J. B. (2011). *Methods matter: improving causal inference in educational and social science research*. Oxford, England: Oxford University Press.

Noronha, J. C., Lima, J. D., & Machado, C. V. (2012). O Sistema Único de Saúde (SUS). In Giovanella, L., Escorel, S., Lobato, L. V. C., Noronha, J. C., Carvalho, A. I., (Orgs.), *Políticas e sistema de saúde no Brasil* (2a ed., pp. 365-393) Rio de Janeiro, RJ: Ed. Fiocruz.

Ocké-Reis, C. O. (2012). *SUS: o desafio de ser único*. Rio de Janeiro, RJ: Ed. Fiocruz.

Organisation For Economic Co-Operation And Development. (2008). *Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide*. Paris, France: Autor.

Organisation For Economic Co-Operation And Development. (2010). *Value for money in health spending* (OECD Health Policy Studies). Paris, France: Autor.

Organisation For Economic Co-Operation And Development. (2015). *Fiscal sustainability of health systems: bridging health and finance perspectives*. Paris, France: Autor.

Ouverney, A. M. (2014). A construção da municipalização da saúde: estratégias normativas. In S. Fleury, *Democracia e inovação na gestão local de saúde* (pp. 81-120). Rio de Janeiro, RJ: Ed. Fiocruz.

Piola, S. F., Paiva, A. B., Sá, E. B., Servo, L. M. S., (2013, julho). *Financiamento público da saúde: uma história à procura de rumo* (Texto para Discussão IPEA, n. 1846). Brasília, DF: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento Humano (2013). *Índice de desenvolvimento humano municipal brasileiro* (Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil). Brasília, Brasil: PNUD, IPEA, FJP. Recuperado de http://atlasbrasil.org.br/2013/pt/download/

Portaria MS n. 399, de 22 de fevereiro de 2006. (2006). Divulga o Pacto pela Saúde 2006 – Consolidação do SUS e aprova as Diretrizes Operacionais do Referido Pacto. Brasília, DF.

Portaria MS n. 2.203, de 5 de novembro de 1996. (1996). Norma Operacional Básica do SUS. Brasília, DF.

Portaria MS n. 2.436, de 21 de setembro de 2017. (2017). Aprova a Política Nacional de Atenção Básica, estabelecendo a revisão de diretrizes para a organização da Atenção Básica, no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). Brasília, DF.

Portaria MS n. 2.488, de 21 de outubro de 2011. (2011). Aprova a Política Nacional de Atenção Básica, estabelecendo a revisão de diretrizes e normas para a organização da Atenção Básica, para a Estratégia Saúde da Família (ESF) e o Programa de Agentes Comunitários de Saúde (PACS). Brasília, DF.

Rajkumar, A. S., & Swaroop, V. (2008). Public spending and outcomes: does governance matter? *Journal of Development Economics*, *86*, 96-111.

Riley, J. C. (2007). *Low income, social growth, and good health: a history of twelve countries*. Berkeley, CA: University of California Press.

Rocha, F. F., Orellano, V., & Nishijima, M. (2016). Health spending autonomy and infant mortality rates: a matter of local administrative capacity?. *The Journal of Developing Areas*, 50, 293-309.

Rocha, F. F., Nishijima, M., & Peixoto, S. G. D. (2013). Primary health care policies: investigation on morbidity. *Applied Economics Letters*, *20*, 1046-1051.

Rocha, R., & Soares, R. (2010). Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. *Health Economics*, *19*, 126-158.

Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, *70*, 41-55.

Rubin, D. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. *Journal of Educational Psychology*, *66*, 688-701.

Saltman, R. B., Bankauskaite, V., Vrangbaek, K., (Orgs.). (2007). *Decentralization in health care: strategies and outcomes* (European Observatory on Health Systems and Policies Series). New York, NY: McGraw-Hill.

Santos, R. G., Nascimento, S.P., & Camara, M. R. G.. (2017). The influence of the pact for health on the expenditure on the financing of public health on the view of the Brazilian State. *Planejamento e Políticas Públicas*, *49*, 109-131.

Soares, R. (2007). Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. *Journal of Development Economics*, *84*(2), 590-608.

Starfield, B., & Shi, L. (2002). Policy relevant determinants of health: an international perspective. *Health Policy*, *60*, 201-218.

Starfield, B. (2002). *Atenção primária: equilíbrio entre necessidades de saúde, serviços e tecnologia*. Brasília, Brasil: Unesco.

Tulchinsky, T. H., & Varikova, E. A. (2010). What is the "New Public Health"? *Public Health Reviews*, *32*(1), 25-53.

Vo, D. H. (2010). The economics of fiscal decentralization. *Journal of Economic Surveys*, *24*(4), 657-679.

World Health Organization. (2000). *The world health report 2000: health systems – improving performance*. Geneva, Switzerland: Autor.

World Health Organization. (2008). *The world health report 2008: primary health care (now more than ever)*. Geneva, Switzerland: Autor.

Darlan Christiano Kroth

https://orcid.org/0000-0003-2664-857X
Doutor em Economia e professor adjunto da Universidade Federal da Fronteira Sul (UFFS).
E-mail: dckroth@uffs.edu.br

Raquel Rangel de Meireles Guimarães

https://orcid.org/0000-0003-1754-9238
Doutora em Demografia e professora adjunta no Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: raquel.guimaraes@ufpr.br