

# AVALIAÇÃO DO EFEITO CAUSAL DO "PACTO PELA SAÚDE" SOBRE INDICADOR DE EFICIÊNCIA DA GESTÃO DA POLÍTICA MUNICIPAL DE SAÚDE (2006-2013)

Darlan Christiano Kroth<sup>1</sup>  
Raquel Rangel de Meireles Guimarães<sup>2</sup>

## Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

### RESUMO

O presente trabalho avaliou o impacto da adesão ao “Termo de Compromisso de Gestão” (TCG) por parte dos municípios brasileiros sobre o desempenho da política municipal de saúde, no período de 2006 a 2013. O TCG é um instrumento para aprimorar a governança de política de saúde pelos Entes Federados, com especial atenção à gestão por resultados e compreende o “Pacto pela Saúde”, que é a Norma Operacional vigente do SUS (Portaria MS n. 399/2006). Essa política de gestão vigorou de 2006 a 2012, recebendo a assinatura de 4.587 municípios. Dessa maneira, essa pesquisa respondeu a seguinte questão: i) o tempo de adesão do município à política aumentou os níveis de eficiência das políticas de Atenção Básica?. Em resposta a essa questão, estimou-se o efeito causal do tempo de participação do município no programa sobre um indicador de eficiência da política de Atenção Básica, utilizando-se um modelo de Dose-Resposta com Escore de Propensão Generalizado (LECHNER, 1999; IMBENS, 2000). O indicador de eficiência (IDEAB) foi calculado mediante técnica de Análise de Componentes Principais, utilizando informações específicas do modelo assistencial de Atenção Básica. Os principais resultados foram: i) o maior tempo de adesão ao Pacto deu-se em municípios com melhores condições de saúde e, portanto, mais favoráveis de atingirem as metas pactuadas; ii) há uma correlação positiva entre tempo de adesão ao Pacto (dose) e indicador de eficiência (IDEAB). Os municípios que aderiram ao Pacto apresentaram IDEAB maior, comparado com os municípios que não aderiram. De forma geral, municípios menores (até 30 mil hab.) obtiveram melhores IDEABs que municípios maiores; iii) estimou-se um impacto positivo e significativo do Pacto pela Saúde sobre o indicador de eficiência da gestão da Atenção Básica.

**Palavras-chave:** Pacto pela Saúde. Economia da Saúde. Avaliação de impacto de políticas públicas. Municípios.

**Classificação JEL:** I18, I15, C21, H75

### ABSTRACT

This study evaluated the impact of adherence to the "Term of Management Commitment" (TCG) by the Brazilian municipalities on the performance of the municipal health policy, from 2006 to 2013. The TCG is an instrument to improve health policy governance by the Federated Entities, with special attention to management by results and includes the "Pact for Health", which is the current Operational Standard of SUS (Decree MS n. 399/2006). This management policy ran from 2006 to 2012, receiving the signature of 4,587 municipalities. In this way, this research answered the following question: i) the time of adherence of the municipality the policy increased the levels of efficiency of the Policies of Primary Health Care?. In response to this question, we estimated the causal effect of the municipality's participation time in the program on an indicator of efficiency of the primary care policy, using a Dose-Response Model with Generalized Propensity Score (LECHNER, 1999; IMBENS, 2000). The efficiency indicator (IDEAB) was calculated using the Principal Component Analysis technique, using specific information from the Primary Health Care. The main results were: i) the longest adherence to the Pact took place in municipalities with better health conditions and, therefore, more favorable to reach the agreed goals; ii) there is a positive correlation between time of adherence to the Pact (dose) and efficiency indicator. The municipalities that acceded to the Pact presented IDEAB greater, compared to the municipalities that did not adhere. In general, smaller municipalities (up to 30 thousand inhabitants) obtained better IDEABs than larger municipalities; iii) a positive and significant impact of the Health Pact on the efficiency indicator of Primary Care management was estimated.

**Keywords:** “Pacto pela Saúde” Program. Health Economics. Public policy impact evaluation. Municipalities.

**JEL Classification:** I18, I15, C21, H75

---

<sup>1</sup> Doutor pelo PPGDE/UFPR. E-mail: darlanck@yahoo.com.br

<sup>2</sup> Professora do PPGDE/UFPR. E-mail: raquel.guimaraes@ufpr.br

## 1 Introdução

O aprimoramento da política de saúde pública brasileira com o objetivo de torná-la mais eficiente pode ser considerado um dos principais desafios do Sistema Único de Saúde (SUS) na atualidade (Portaria Ministério da Saúde (MS) n. 399/2006; PIOLA et al. 2009; CONASS, 2011). Observam-se dois movimentos da política de saúde nacional nos últimos anos procurando alcançar esse objetivo: a descentralização dos recursos para os entes federados e o foco na Atenção Básica (Lei n. 8.142/1990; Portaria MS n. 399/2006, Portaria MS n. 2.488/2011). Esses dois movimentos estão alinhados às principais recomendações internacionais para tornar a política de saúde mais eficiente: a tecnologia de produção de saúde focada na Atenção Básica e a governança da política de saúde (OMS, 2000, 2008a; STARFIELD, 2002; OCDE, 2010).

No que tange à descentralização, a Norma Operacional do SUS de 1996 (Portaria MS n. 2.203/1996) deu aos municípios maior responsabilidade na oferta de serviços de saúde, assim como ampliou as transferências diretas de recursos da União (CONASS, 2011). Ademais, os próprios municípios também ampliaram a quantidade de recursos próprios para a área da saúde (Piola et al., 2013). Neste quesito, se o maior protagonismo dos municípios na condução da política de saúde enseja, por um lado, o alcance da diretriz da descentralização dos SUS e de maior proximidade com as preferências e realidade de saúde local, por outro lado, gera preocupações com a capacidade técnica e de transparência (*accountability*) na governança e supervisão da política de saúde pelos governos locais, principalmente, entre os menores (SALTMAN et al, 2007). O segundo movimento das políticas de saúde no Brasil diz respeito à ênfase na Atenção Básica<sup>3</sup>, em que a Estratégia da Saúde da Família (ESF) é considerada atualmente a estratégia prioritária para organizar a Atenção Básica em âmbito do SUS (Portaria MS n. 399/2006).

A partir desses dois movimentos recentes da política de saúde nacional, a última Norma Operacional em vigor do SUS, denominada de *Pacto pela Saúde*, do ano 2006 (Portaria do Ministério da Saúde n. 399/2006), deu ênfase ao aprimoramento da governança da política de saúde pelos Entes Federados, com especial atenção à gestão por resultados, materializada na assinatura do Termo de Compromisso de Gestão (TCG). A assinatura do Termo condicionava o município a assumir responsabilidades em termos da melhoria da oferta de serviços sob sua tutela (primordialmente Atenção Básica) e do alcance de metas de indicadores de saúde pactuados nacionalmente (BRASIL, 2014). Essa política de gestão via TCG vigorou de 2006 a 2012, recebendo a assinatura de 4.587 municípios, os quais representam 82% do total de municípios brasileiros. Nesse sentido, o Pacto pela Saúde apresentava-se como um mecanismo importante para garantir a eficiência e efetividade da política de saúde ao focar na Atenção Básica e reforçar mecanismos de *enforcement* via o estabelecimento de metas. Apesar de sua relevância, não foram encontrados estudos que avaliaram essa Política de forma específica na literatura econômica<sup>4</sup>.

Tendo em vista essa lacuna, o objetivo geral deste trabalho é avaliar o impacto da política do Pacto pela Saúde sobre o desempenho da política de saúde nos municípios brasileiros. De forma específica, o trabalho busca responder a seguinte questão: o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde teve impacto positivo e estatisticamente significativo sobre os níveis de eficiência das políticas de Atenção Básica nos municípios participantes?

Para responder essa questão, lançou-se mão de um exercício empírico que envolveu dois passos. No primeiro passo, foi construído um indicador de eficiência da gestão municipal na oferta de serviços de Atenção Básica de saúde (IDEAB), mediante técnica multivariada de Análise de Componentes Principais (ACP) a partir dos indicadores pactuados conforme Brasil (2014). No segundo passo, estimou-se um modelo econométrico de Dose-Resposta com Escore de Propensão Generalizado (LECHNER, 1999;

<sup>3</sup> A Atenção Básica compreende os primeiros cuidados de saúde de um indivíduo, relacionado aos serviços de saúde de primeiro contato com o sistema de saúde (atenção ambulatorial de primeiro nível), de fácil acesso, direcionados a cobrir as afecções e condições mais comuns e imunização. Além disso, a Atenção Básica consiste em um modelo de atenção à saúde que dá ênfase na saúde da família e promoção da saúde (GIOVANELLA; MENDONÇA, 2012).

<sup>4</sup> Os estudos sobre avaliação de políticas de saúde no Brasil se concentram em três áreas: descentralização (ROCHA et al., 2013), determinantes sociais de saúde (SOARES, 2007) e intervenções de saúde (HONE ET AL., 2017).

IMBENS, 2000). De forma simples, esse método permite identificar o efeito causal da política, considerando as peculiaridades dos dados observacionais, por exemplo, a atribuição não aleatória do grupo tratamento, ou seja, o conjunto de unidades (municípios) que receberam a política. Nesse sentido, os modelos de função dose-resposta lidam mais apropriadamente de acordo com suas hipóteses, com os problemas de auto seleção, bem como com a estimação dos resultados potenciais, proporcionando resultados robustos do efeito causal (IMAI; VAN DYK, 2004; ZANUTTO et al., 2005).

Considerando esse arcabouço, o presente trabalho traz contribuições substanciais e metodológicas. Como contribuições substanciais, tem-se a avaliação do efeito da política de saúde com foco em metas e a compreensão da produção de saúde municipal em resposta a essa política. Como contribuições metodológicas, tem-se a construção de um indicador de eficiência das políticas de Atenção Básica municipais e a utilização de metodologias econométricas e estatísticas inovadoras (modelo de dose-resposta e modelo causal estrutural) para avaliação do impacto causal do Pacto pela Saúde.

Para dar conta desses propósitos, o desenvolvimento deste estudo está distribuído em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção contempla a revisão de literatura em que intenta-se demonstrar as principais diretrizes para a política de saúde, tendo como base justificativas econômicas, em que a Atenção Básica se destaca por sua capacidade de gerar eficiência e equidade no sistema de saúde. Nesta seção também é apresentada de forma resumida a operacionalização do Pacto pela Saúde nos municípios brasileiros e trabalhos empíricos que buscaram avaliar os efeitos da política de saúde nos municípios. A terceira seção traz a estratégia empírica, dividida em apresentação da metodologia econométrica de função dose-resposta, a metodologia de construção do IDEAB e a base de dados. A quarta seção apresenta os resultados e a quinta seção é reservada para a conclusão.

## **2 Revisão de Literatura**

### **2.1 A supremacia do modelo de Atenção Básica e da governança na agenda das políticas de saúde contemporânea**

A política de saúde está associada com a organização e coordenação de Sistemas de Saúde Nacionais (SSN) e pode ser definida segundo Fleury e Ouverney (2012), como o conjunto de ações e serviços de saúde prestados à população, de acordo com as suas necessidades, e na perspectiva da efetivação de algumas metas, objetivos ou princípios. Neste escopo, a política de saúde compreende quatro elementos dentro dos SSN: alocação de recursos, prestação de serviços de saúde, gestão e regulação. De acordo com OMS (2000; 2008) e Tulchinsky e Varikova (2010) pode-se apontar duas diretrizes principais para a política de saúde contemporânea: a estratégia de promoção da saúde e a ênfase na governança (gestão) dos sistemas de saúde, tendo a Atenção Básica ou Atenção Primária à Saúde como o modelo de assistência à saúde a ser utilizado.

O apelo pela adoção do modelo de Atenção Básica refere-se a sua ampla capacidade resolutiva e ao seu menor custo (OMS, 2008). De acordo com Starfield (2002), a eficiência deve-se ao fato de que a Atenção Básica reduz a procura por atendimentos 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 de saúde e educação em saúde, estando mais aptos para cuidar da saúde individual e da sua família. Dessa forma, por oferecer um atendimento mais próximo da comunidade, a Atenção Básica propicia um atendimento mais adequado ao usuário, ampliando sua resolutividade.

A autora ainda aponta que a eficiência do modelo de Atenção Básica é justificada devido à ênfase na oferta de médicos generalistas (ou médicos da família). Esses profissionais acompanham os indivíduos de uma determinada comunidade (ou bairro) ao longo do tempo, e conseguem criar condições de conhecer melhor a realidade e histórico de saúde desses usuários. Nessas condições, os médicos generalistas estão aptos a receitarem tratamentos mais adequados, evitando duplicação de procedimentos e/ou procedimentos desnecessários, como exames, medicamentos e cirurgias, o que amplia tanto a resolutividade quanto reduz os custos.

Riley (2007) avalia que os principais canais pelos quais a Atenção Básica melhora a saúde são: i) maior instrução às famílias sobre questões de saúde (riscos, comportamento e cuidados básicos); ii)

facilidade no acesso para cuidados básicos de saúde; iii) prevenção ou detecção precoce de doenças; iv) engajamento da comunidade para campanhas de imunização; e v) acompanhamento da família ao longo do tempo (maior contato e maior conhecimento de seus problemas).

Na literatura empírica, há alguns estudos que buscam testar a eficiência do modelo de Atenção Básica. Dow et al. (1999), a partir da análise de um Programa de Atenção Básica (Programa Ampliado de Imunização das Nações Unidas na África), constroem um modelo de múltipla causa de mortalidade com função Leontief, ou seja, em que há complementaridades nos investimentos em prevenção de saúde agregados. O modelo demonstra que indivíduos que recebem investimentos em saúde em um período, são mais aptos e motivados para realizarem cuidados com a saúde e/ou auto investirem em sua saúde, de forma a ampliar os efeitos da política em termos de melhoria dos resultados da saúde. Os autores testam seu modelo para dados de Malawi, Tanzânia Zâmbia e Zimbábue, e evidenciaram que mães que receberam um pacote de serviços de saúde ampliaram outros investimentos em seus filhos (como nutrição), reduzindo outras causas de morte e ampliando o *status* de saúde das crianças.

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 três níveis de ênfase sobre a Atenção Básica de seus SSN (fraco, moderado e forte). As autoras verificaram que quanto maior é a ênfase na Atenção Básica, menor é o custo do sistema de saúde. Além disso, países com infraestruturas mais fracas na Atenção Básica possuem piores resultados de saúde (TMI, baixo peso ao nascer e anos potenciais de vida perdidos). As autoras atentam porém, que um nível mínimo de despesa em saúde pode ser requerido para que a Atenção Básica possa alcançar resultados satisfatórios de saúde. Dito de outra forma, gastos muito baixos podem comprometer os resultados da saúde.

O trabalho de Dusheiko et al. (2011) avaliou dados de pacientes de 8 mil clínicas de Atenção Básica do sistema de saúde inglês, entre 2004 e 2008. Os autores concluíram que os cuidados primários contribuíram para reduzir custos com o tratamento de Acidente Vascular Cerebral, em termos de redução de admissão em emergências e consultas médicas adicionais. Para o Brasil, Solla e Chioro (2012) afirmam, com base na literatura da Medicina Baseada em Evidências, que a Atenção Básica (representada pelas unidades básicas de saúde e Estratégia Saúde da Família) possui capacidade de solucionar cerca de 80% dos problemas de saúde da população. Enquanto a Média e a Alta Complexidade têm capacidade de resolver 15% e 5%, respectivamente, dos problemas de saúde.

A segunda diretriz para a política de saúde dá ênfase para a melhoria da governança dos sistemas de saúde e por um destacado apelo para a análise de custo-eficiência de todas as ações da área da saúde (OMS, 2000). Para a OMS, a gestão por envolver coordenação e supervisão de todas as funções do SSN, teria efeitos diretos e indiretos sobre os resultados da saúde e portanto, deveria ser aprimorado para atingir melhores resultados em saúde. Nos estudos que avaliam os componentes da governança da saúde, evidencia-se que as despesas em saúde geram maiores resultados em países com boa governança, ou seja, países nos quais a formulação de orçamento, a execução e o monitoramento são efetivos (RAJKUMAR; SWAROOP, 2008), e que a sustentabilidade das despesas em saúde não compromete a prestação dos serviços, desde que instrumentos adequados de política sejam adotados (OCDE, 2015).

## 2.2 O Pacto pela Saúde

A política de saúde a partir da implementação do SUS em 1990, esteve muito atrelada à expedição de Normas Operacionais que tinham o objetivo de organizar o sistema de saúde nacional. Assim, o processo de descentralização, que se constitui em um dos princípios norteadores do SUS e que compreende a transferência de responsabilidades político-administrativas da área da saúde para as esferas subnacionais, ocorreu de forma lenta via Normas Operacionais, instituídas por meio de portarias ministeriais.

Segundo o CONASS (2011), essas normativas definiram as competências de cada Ente e as condições necessárias para que os mesmos pudessem assumir novas atribuições dentro do SUS e se habilitar para o recebimento de recursos do Governo Federal. Entre os anos de 1990 e 2016 foram sete normativas, sendo quatro Normas Operacionais Básicas (NOBs de 1991, 1992, 1993 e 1996), duas Normas Operacionais de Assistência à Saúde (NOAS de 2001 e 2002) e o Pacto pela Saúde de 2006.

Dentre estas, a NOB de 1996 é que melhor conseguiu avançar no processo de municipalização, criando novas condições de gestão para os municípios, para as quais foi possível habilitar um número considerado de pequenos municípios que também passaram a receber transferências de recursos regulares.

Recentemente, a evolução da política de saúde brasileira tem como marcos a definição do Pacto pela Saúde (Portaria MS n. 399/2006) e a Política Nacional de Atenção Básica em 2006 (atualizada pela Portaria MS n. 2.488/2011). Esses marcos, consolidam a Atenção Básica como modelo assistencial incorporando novas estratégias, como a intersetorialidade da política e a intensificação do papel da gestão e do planejamento do sistema de saúde pelos entes subnacionais, relacionando-o com o processo de regionalização da oferta de serviços, e por aprimorar sua gestão, a fim de torná-la mais eficiente (CONASS, 2011).

Nesta seara, pode-se considerar que o Pacto pela Saúde trouxe duas principais inovações. A primeira refere-se que os antigos processos de habilitação pelas “condições de gestão” foram abolidos, dando lugar para a formalização dos Termos de Compromisso de Gestão (TCG), facilitando a forma de acesso a recursos do Governo Federal. A segunda está relacionada com o movimento da gestão por resultados dentro do SUS, ou seja, os municípios passam a se comprometer em atingir determinados resultados de saúde (ou metas), que são pactuados com os demais Entes. Para o CONASS (2011), o Pacto pela Saúde aprimora a cobrança por uma gestão mais eficiente do sistema de saúde nos municípios, sendo que os municípios passaram a ser considerados gestores de saúde e responsáveis pela oferta da Atenção Básica.

O TCG, regulamentado pela Portaria MS n. 699/2006, é o documento que formaliza o Pacto pela Saúde entre os Entes. Em outras palavras, o TCG tem como objetivo formalizar a assunção das responsabilidades e atribuições inerentes às esferas governamentais na condução (gestão) do sistema de saúde. Dessa maneira, o TCG contempla objetivos, metas, indicadores de monitoramento e avaliação que são estabelecidos em referência a prioridades nacionais e estaduais, e que são negociadas entre os Entes nas diversas instâncias de pactuação do SUS. A partir dessas prioridades, os Municípios elaboram suas próprias metas. Para tanto, os municípios levam em consideração sua situação de saúde, as quais devem ser aprovadas nos respectivos Conselhos Municipais de Saúde e ser incluídos nos Planos de Saúde municipais.

O Pacto de Gestão, configurado por meio do uso do TCG, compreendeu o período de 2006 a 2012, quando foi revogado pela Portaria MS n. 1.580/2012 em virtude da entrada em vigor do Contrato Organizativo da Ação Pública em Saúde (COAP), disposto pelo Decreto n. 7.508/2011 que regulamenta a Lei n. 8.080/1990. A partir desse Decreto, os municípios obrigatoriamente passam a assinar o COAP, novo termo de compromisso junto ao MS. Destaca-se que, entre 2006 a 2012, 4.587 municípios assinaram o TCG, representando 82,43% do total de municípios brasileiros.

### 2.3 Evidências empíricas

Os trabalhos empíricos (atrelados à área de econometria) que objetivaram avaliar os efeitos da política de saúde com ênfase na Atenção Básica para o Brasil ainda são em pequeno número, principalmente quando se considera a totalidade dos municípios brasileiros. Tais estudos não incorporam modelos estruturais e, portanto, não levam em conta aspectos da gestão do sistema de saúde. Outra característica é que a maioria dos estudos contempla como indicador de saúde a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI).

Optou-se em agrupar os estudos empíricos em três temas que mais se destacam neste tipo de trabalho: descentralização, determinantes sociais de saúde e intervenções de saúde. Nos estudos que avaliaram o impacto da descentralização sobre resultados de saúde tem-se a pesquisa de Rocha et al. (2013) que analisou o impacto da autonomia dos gastos sobre a qualidade da saúde de 2000 a 2007 através de um painel com efeitos fixos para cerca de 4.900 municípios brasileiros. As principais contribuições da pesquisa referem-se ao uso de diferentes indicadores de saúde infantil e o uso de indicador de descentralização fiscal considerando o excesso de gastos relativo ao estabelecido pela EC n. 29/2000. Os principais resultados indicaram efeitos positivos da descentralização sobre os indicadores de saúde. Destaca-se que, ao tratar da heterogeneidade dos municípios através da diferença entre níveis de

eficiência, apenas os municípios eficientes apresentaram resultados positivos da maior autonomia sobre os resultados da saúde.

Uma segunda linha de trabalhos empíricos refere-se à análise de fatores promotores da saúde, ao inserir em modelos econométricos, variáveis que capturem esses efeitos. Dentro deste escopo, o estudo de Alves e Belluzzo (2005) investigou o comportamento dos determinantes da TMI, avaliando os fatores que afetam a demanda por saúde infantil dos municípios brasileiros. O trabalho evidenciou para a influência positiva das variáveis explicativas, sendo a maior influência da educação, em que um ano adicional de escolaridade reduz em 7,35% a mortalidade infantil. O trabalho de Soares (2007), na mesma direção que o estudo anterior, avaliou o impacto de um conjunto de medidas de bem-estar sobre a saúde nos municípios brasileiros no período de 1970 a 2000. Essa relação é analisada através de dois exercícios, em que no segundo exercício, o autor estima um painel dinâmico para 3.636 municípios brasileiros para avaliar o papel da infraestrutura pública de saúde e educação sobre a expectativa de vida. Os resultados indicaram para uma elevada e significativa contribuição das variáveis de infraestrutura de saneamento (22%) e educação (16%).

O terceiro conjunto de estudos avalia os efeitos de intervenções em saúde (ou programas) sobre resultados de saúde. Uma das características desses estudos é que todos enfatizaram no Programa Saúde da Família ou alguma variante deste programa, como é o caso de programas específicos de redução da TMI. O trabalho de Aquino et al. (2009) segue na linha de avaliar o impacto do PSF sobre a TMI, porém realizaram sua análise sobre 771 municípios brasileiros entre 1996 a 2004. Os resultados demonstraram que o PSF foi significativo para a redução da TMI. Observou-se que as taxas de redução variaram entre 13% (cobertura incipiente) e 22% (cobertura consolidada), dependendo do nível de cobertura do PSF e do nível de IDHM. Dito de outra forma, municípios com menores IDHM tiveram maior impacto do PSF sobre a queda da TMI. Outra conclusão do estudo decorreu que municípios que adotaram o PSF passaram também a ampliar a oferta de serviços básicos de saúde (consultas médicas/pré-natal e cobertura vacinal).

O estudo de Rocha e Soares (2010) também avaliou os efeitos do PSF nos municípios brasileiros para o período de 1995 a 2003, a fim de captar os efeitos diretos e indiretos do programa sobre resultados de saúde. Em termos de efeito direto, os resultados indicaram que municípios com maior tempo de adesão ao PSF obtiveram maior impacto sobre a queda na mortalidade. Nesse sentido, um município com 8 anos de adesão reduziu em 5,4 a TMI quando comparado com municípios não cobertos pelo PSF. Ressalta-se que os maiores resultados se deram sobre a TMI em municípios com menor infraestrutura de saúde e localizados nas regiões Norte e Nordeste do país. Quanto aos efeitos indiretos, o estudo se restringiu em avaliar 361 municípios das regiões Norte e Nordeste, evidenciando que o Programa contribuiu com a redução da taxa de fertilidade e maiores taxas de matrículas na escola por parte de jovens.

O estudo de Hone et al. (2017) analisou o impacto da taxa de cobertura populacional das equipes de Saúde da Família e sua interação com um indicador sintético de governança em saúde para 2001/2002, sobre a redução da taxa de mortalidade sensível aos cuidados da Atenção Básica, em 1.622 municípios brasileiros. A estimação foi realizada com painel com efeitos fixos para o período de 2000 a 2012. As grandes contribuições do trabalho foram a construção da taxa de mortalidade relacionada à Atenção Básica e a proposição de um indicador de governança em saúde. Os resultados apontam para a importância da Estratégia da Saúde da Família na redução da taxa de mortalidade, a qual aumenta seu potencial de redução da mortalidade quando realizada em municípios que possuem boa governança da saúde.

### **3 Metodologia**

#### **3.1 Modelo econométrico para avaliação de impacto de políticas públicas: aplicação para o caso categórico/contínuo**

A avaliação do efeito causal da adesão ao Pacto pela Saúde pelos municípios brasileiros sobre o indicador de eficiência (IDEAB) lançou mão do método quase-experimental de Função Dose-Resposta com Escore de Propensão Generalizado (LECHNER, 2001; IMBENS, 2000). Esse método é uma

generalização do Modelo de Resultados Potenciais de Rubin (1974) para o caso binário, o qual propõe a interpretação de efeitos causais mediante a comparação dos resultados potenciais.

De forma simples, uma medida do impacto (ou efeito causal) de uma política pública corresponderia à diferença entre dois resultados para a mesma unidade, quando exposta (tratamento) e quando não exposta (controle) a um programa,

$$\tau = E[Y_i(1) - Y_i(0)], \quad (1)$$

Em que:

$\tau$  = efeito médio do tratamento

$Y_i(1)$  = resultado potencial para o indivíduo/unidade  $i$  que participou do Programa;

$Y_i(0)$  = resultado potencial para o indivíduo/unidade  $i$  que não participou do Programa;

Contudo, existe uma impossibilidade fundamental nesse cálculo: pode-se observar no máximo um desses resultados para uma mesma unidade<sup>5</sup>. Portanto, é necessário estimar *resultados potenciais*, que são pares de resultados definidos para a mesma unidade dado diferentes níveis de exposição ao tratamento. Com uma estimativa dos resultados potenciais obtém-se o que se chama de *contrafactual*, ou seja, unidades não-tratadas semelhantes às unidades tratadas. Os resultados potenciais podem ser estimados mediante abordagens experimentais, na qual existe uma alocação aleatória dos grupos no tratamento e controle, ou mediante quase experimentos em que uma lei ou um evento da natureza cria os dois grupos para o pesquisador, fazendo-se uso de dados observacionais (IMBENS; WOOLDRIDGE, 2009).

Apesar dos quase-experimentos serem mais comuns, existem desafios em sua análise, já que a atribuição do tratamento aos potenciais participantes é não-aleatória, o que pode causar um viés de seleção. Tendo em vista esse viés, são necessários pressupostos para a identificação do efeito causal, como o *pressuposto de inconfundibilidade*, de Rosebaum e Rubin (1983). Esse pressuposto afirma que toda a informação relevante sobre a heterogeneidade deve ser captada por variáveis auxiliares observadas pré-tratamento (ou covariáveis) para todas as unidades.

Conforme destacado, o modelo padrão de avaliação refere-se a dois estados de tratamento: participa/não participa da política (caso binário). Porém, em muitas situações de programas e políticas, o interesse do pesquisador não é somente na participação/não participação, mas também no efeito dose do tratamento, sendo a dose uma variável categórica (ex: tempo em anos) ou contínua (ex: valor do benefício de uma política pública). Destaca-se que a aplicação para o caso categórico foi desenvolvida por Lechner (1999), e para o caso contínuo foi proposta por Imbens (2000). Segundo Guardabascio e Ventura (2013), os modelos de múltiplos tratamentos são chamados de *função dose-resposta*, os quais consistem da estimação da relação entre a dose de tratamento e um resultado. Neste trabalho, por exemplo, o interesse é avaliar o tempo de participação de um município no Pacto pela Saúde (DOSE) e a eficiência da gestão de saúde, mensurada pelo IDEAB (RESPOSTA).

Com base no modelo de Resultados Potenciais de Rubin, existe, associado a cada município  $i$ , valor de tratamento  $t$  e variáveis pré-tratamento  $X$ , um resultado potencial,  $Y_i(t)$ . Conforme Lechner (1999), os modelos de múltiplos tratamentos em sua versão categórica permitem, como o nome diz, que o tratamento de interesse possa assumir valores inteiros de 1 a  $Q$ , assim que  $T = \{1, \dots, Q\}$ . A participação em um particular tratamento é indicada pela variável " $t$ "  $\in T$ . A estimativa de interesse é o efeito causal médio de algum nível do tratamento sobre o resultado médio da função dose-resposta,  $\theta(t) = E[Y_i(t) - Y_i(s)]$ . No caso de duas doses do tratamento, ter-se-ia o efeito esperado de uma unidade da população de interesse (ou alguma subpopulação) no tratamento  $t$  em vez do tratamento  $s$ ,

$$\theta_0^{t,s} = E(Y_i^t - Y_i^s | T = t) = E(Y_i^t | T = t) - E(Y_i^s | T = t). \quad (2)$$

Dessa maneira, a definição de efeito médio do tratamento para mais de duas doses de tratamento é uma extensão dessa ideia. O foco recai sobre a comparação de pares dos efeitos tratamentos " $t$ " e " $s$ ".

---

<sup>5</sup> Esse é o chamado problema fundamental da inferência causal.

Como cada participante recebe um tipo de tratamento ( $t$ ), os demais tratamentos são contrafactuais na linguagem do modelo de Rubin (1974). Conforme Imbens (2000) e Lechner (1999), as propriedades de Rubin (1974) e Rosembaum e Rubin (1983) se mantêm com algum refinamento para modelos com múltiplos tratamentos. Ainda, a função dose-resposta pode ser estimada através de um *modelo de Escore de Propensão Generalizado* (sigla GPS, do inglês *Generalized Propensity Score*).

O GPS é uma extensão do método de escore de propensão proposto por Rosembaum e Rubin (1983), de tratamento bivariado, para acomodar múltiplos tratamentos. Segundo Imai e Van Dyk (2004), o GPS consiste na probabilidade condicional de receber um particular nível de tratamento dado as covariadas, conforme exposto na equação 3,

$$r(t, x) \equiv \text{pr}(T = t | X = x) = E\{D(t) | X = x\}. \quad (3)$$

De forma análoga à literatura econométrica de avaliação de políticas públicas para tratamentos binários, aqui também se requer que seja satisfeita a propriedade de balanceamento. Ou seja, para um mesmo estrato com valores semelhantes de  $r(t, x)$ , assume-se que a probabilidade de que  $T = t$  não dependa do valor de  $X$ ,

$$X \perp \text{pr}(T = t) | r(t, x). \quad (4)$$

Esse pressuposto de balanceamento, juntamente 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 GPS*. Se o pressuposto de inconfundibilidade se mantêm, dado as covariadas, então, pela mesma definição do caso binário, tem-se que

$$Y(t) \perp T | X \quad \forall t \in T. \quad (5)$$

Dessa maneira, neste estudo, para qualquer ano de adesão ao Pacto pela Saúde  $T$ , tem-se que

$$f_T \{t | r(t, X), Y(t)\} = f_T \{t | r(t, X)\}, \quad (6)$$

o que significa que o GPS pode ser utilizado para eliminar qualquer viés associado a diferenças nas covariáveis. Dado essa premissa, pode-se estimar resultados médios por condicionar somente ao GPS. Nesse aspecto, ao considerar a inconfundibilidade dado  $X$ , para todo  $t \in T$  a função dose-resposta pode ser computada como

$$E\{Y(t)\} = E\{\beta(t, r(t, X))\}, \text{ onde} \quad (7)$$

$$\beta(t, r(t, X)) \equiv E\{Y(t) | r(t, X) = r\} = E\{Y | T = t, r(T, X) = r\}. \quad (8)$$

Conforme Imbens (2000), a implementação do método de GPS envolve três passos: i) Estima-se o escore:  $r(t, x)$ ; ii) Estima-se a expectativa condicional:  $\beta(t, r) = E\{Y | T=t, r(T, X)=r\}$ ; iii) Estima-se a resposta média para o nível de tratamento  $t$ , como a média da expectativa condicional estimada:  $\hat{\beta}(t, r(t, X))$  com a média sobre a distribuição de covariadas. A implementação prática do modelo de dose-resposta pode ser realizada por meio do pacote *doserresponse*, disponível no Stata 13.

### 3.2 Base de dados

A base de dados construída para o desenvolvimento deste trabalho possui 5.562 municípios, tendo como base os municípios recenseados em 2010 pelo IBGE, a qual compreendeu 5.565 municípios brasileiros. Foram excluídos os municípios de Brasília-DF, Fernando de Noronha-PE e Paraíso das Águas-MS, por não possuírem informações para todas as bases de dados utilizadas. Considerando-se que a principal fonte de dados utilizada neste trabalho é a Pactuação de objetivos e metas, conforme Brasil (2014), e que esta fonte compreendia informações referentes a 2008 e 2013, adotou-se no presente



trabalho este intervalo de análise para a realização dos exercícios empíricos. As variáveis utilizadas estão disponibilizadas para o período de 2008 a 2013, o que totaliza 33.372 observações para cada variável considerada.

De forma específica, os dados para construir o indicador de eficiência (IDEAB) foram extraídos de Brasil (2014) do Sistema de Informações de Saúde do Ministério da Saúde (SIS-MS, 2016). A variável discreta que indica o tempo, em anos, em que o município participou da política pública foi obtida junto a Comissão Intergestora Tripartite (CIT) do Ministério da Saúde (2016), em que há a lista dos municípios que aderiram ao Pacto pela Saúde (assinatura do TCG) por ano de adesão. As variáveis pré-tratamento (covariadas) são de origem do IBGE e PNUD, sendo que sua seleção para os modelos seguiu critérios da literatura de economia da saúde e da literatura econométrica de avaliação de políticas públicas. Por fim, as variáveis expressas em termos monetários foram deflacionadas pelo IPCA para o ano de 2013.

### 3.3 Cálculo do Indicador de Eficiência da Gestão Municipal na provisão de Serviços de Saúde da Atenção Básica (IDEAB)

Uma etapa preliminar do exercício empírico, foi a construção de um indicador de eficiência da política pública de saúde dos municípios brasileiros que assegurasse que diferentes dimensões da provisão de saúde sob responsabilidade dos municípios brasileiros fossem contempladas, possibilitando abranger e levar em conta aspectos latentes que não são possíveis de serem captados por apenas uma variável. Neste sentido, buscou-se construir um indicador representativo da eficiência da oferta de serviços de saúde vinculados à Atenção Básica nos municípios, inexistente na literatura<sup>6</sup>.

Dessa forma, a construção do IDEAB partiu da análise da base de Indicadores e Dados Básicos em âmbito da Pactuação de objetivos, diretrizes e metas com os demais entes federados, conforme Brasil (2014). Essa base de dados, disponibilizada pelo SIS-MS (2016), contém 67 indicadores e fornece informações sobre morbidade, mortalidade, cobertura e recursos dos municípios para atendimento da saúde (número de profissionais da área da saúde e infraestrutura física de atendimento - leitos e equipamentos). Essas informações serviram de referência para as metas do Pacto pela Saúde e, portanto, são os indicadores a serem considerados pelos municípios quando da assinatura do TCG. Deste conjunto de indicadores, há 29 relacionados com os serviços de Atenção Básica.

De posse dessas variáveis, selecionou-se aquelas que possuíam informações disponíveis para todos os municípios e para o período de vigência do TCG, e avaliou-se a variância das informações entre os municípios<sup>7</sup>. Na sequência procedeu-se o cálculo do indicador mediante metodologia de ACP, em que ponderou-se as componentes calculadas, visando a reprodução da variabilidade total do sistema, mediante metodologia proposta por Joliffe (2002). A partir do cálculo dos pesos, realizou-se o cálculo do indicador para cada município e ano, conforme equação

$$IDEAB_i = \theta_1 S_{1i} + \theta_2 S_{2i} + \theta_3 S_{3i} + \theta_4 S_{4i} + \theta_5 S_{5i}, \quad (9)$$

Em que:  $S_{1i}$  = variável SIS-MS que compõe o IDEAB do município  $i$ ;  $\theta$  = peso calculado via ACP.

O IDEAB varia de 0 a 1, em que valores mais próximos de 1 indicam maior eficiência da gestão. Por meio dos critérios apontados, obteve-se cinco variáveis que compuseram o IDEAB, para 5.562 municípios brasileiros, sendo: i) Percentual de internações por condição sensível à Atenção Básica em relação ao número total de internações; ii) Percentual de cobertura de acompanhamento das condicionalidades de saúde das famílias do Programa Bolsa Família (PBF); iii) Percentual de exodontias em relação aos procedimentos odontológicos totais; iv) Percentual de nascidos vivos de mães com sete ou

<sup>6</sup> Na literatura econômica, os trabalhos que visam mensurar a eficiência em relação à provisão de serviços de saúde utilizam, em sua maioria, os métodos de estimação de fronteiras de eficiência. Outros trabalhos incorporam *proxies* ou fazem a proposição de indicadores de eficiência ou de desempenho de Sistemas de Saúde que consideram todos os níveis de atenção à saúde em conjunto.

<sup>7</sup> Algumas variáveis apresentaram pouca variabilidade entre os municípios e, dessa maneira, não podem discriminar entre os mesmos.

mais consultas de pré-natal em relação ao total de nascidos vivos; v) Cobertura da imunização, considerando a população-alvo, para 10 vacinas (imunológicos e doses)<sup>8</sup>: refere-se ao indicador do Sistema de Informação do Programa Nacional de Imunizações (SI-PNI) do SIS-MS (2016). A análise descritiva do IDEAB é realizada na próxima seção.

## 4 Resultados

### 4.1 Análise da adesão dos municípios brasileiros ao Pacto pela Saúde

A evolução dos municípios, por Grande Região do país, que aderiram ao Pacto pela Saúde no período de 2006 a 2012, está exposta na Tabela 1. No total, houve 4.587 adesões, representando 82,43% do total de municípios brasileiros. Pode-se verificar pela Tabela 1 que o Centro-Oeste e o Sudeste foram as regiões com maior adesão de seus municípios, 98,5% e 96,6%, respectivamente. O Norte foi a região com menor adesão, 66,8%. Destaca-se que as regiões com piores indicadores de cobertura e de saúde, o Norte e Nordeste, não conseguiram estimular a totalidade de seus municípios a aderirem ao Pacto pela Saúde.

TABELA 1: Número de municípios por grandes regiões do país que assinaram o TCG – 2006 a 2012.

Grande Região	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total Adesão	Total Região	Partic. %
Norte	0	41	41	22	173	17	6	300	449	66,82%
Nordeste	60	177	262	179	401	233	58	1.370	1.794	76,37%
Sudeste	3	1.160	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%
<b>Total</b>	<b>63</b>	<b>1.764</b>	<b>963</b>	<b>378</b>	<b>916</b>	<b>393</b>	<b>110</b>	<b>4.587</b>	<b>5.565</b>	<b>82,43%</b>
Total Acum.	63	1.827	2.790	3.168	4.084	4.477	4.587			
Particip, Acum,	1%	40%	61%	69%	89%	98%	100%			

Fonte: Comissão Intergestores Tripartite/Ministério da Saúde (2016). Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 traça um comparativo entre os municípios que aderiram ao Pacto pela Saúde conforme o tempo de permanência na política (não aderiram, aderiram por 2 ou 4 anos ao Pacto) em relação alguns indicadores socioeconômicos e financeiros vigentes em 2006, primeiro ano de implantação do Pacto, e também em relação aos indicadores vigentes em 2013, ano subsequente ao término da política. Testes ANOVA para a diferença nas médias foram realizados para averiguar a significância estatística.

Observa-se pela Tabela 2 que, no ano de 2006, o grupo dos municípios que aderiu ao Pacto apresentou melhores indicadores socioeconômicos quando comparado ao grupo que não aderiu, exceto para o OBM5, sendo que não houve diferença estatística entre as médias das variáveis PIB\_PC e DESPTOT\_PC. Para o ano de 2013, exceto para a variável OBM5, essa diferença em prol dos municípios que aderiram ao Pacto persiste, o que poder-se-ia induzir uma avaliação positiva do efeito do Pacto pela Saúde sobre tais indicadores. Essa avaliação causal no entanto, será apresentada na subseção seguinte.

Os resultados desse comparativo entre municípios que aderiram e que não aderiram ao Pacto pela Saúde indicam a presença de um viés de seleção na assinatura do Termo, tendo em vista que municípios com uma melhor infraestrutura de saúde, melhor situação de saúde e/ou maior capacidade gerencial, estavam sobre-representados entre os municípios que assinaram o Termo. Neste sentido, a metodologia de estimação do efeito causal da política deve levar esse viés de seleção em consideração.

<sup>8</sup> As vacinas que fazem parte da cobertura são: BCG, febre amarela, influenza, sarampo, dupla viral, oral contra a poliomielite, oral de rotavírus humano, tetravalente, tríplice bacteriana e tríplice viral.

TABELA 2: Comparativo de indicadores socioeconômicos entre municípios que não aderiram ao Pacto pela Saúde, aderiram por 2 anos e que aderiram por 4 anos - 2006 e 2013

Variáveis	2006				2013			
	Não aderiu	Aderiu 2 anos	Aderiu 4 anos	Teste F	Não aderiu	Aderiu 2 anos	Aderiu 4 anos	Teste F
População	18.589,26	56.053,25	31.172,53	2,67*	19.767,31	59.919,15	33.784,78	2,68*
PIB_PC	10.252,82	10.953,10	10.823,90	0,51	15.679,12	14.949,36	18.091,28	2,04
DESPTOT_PC	338,10	344,86	348,03	0,55	496,84	504,61	515,57	0,88
TRFSUS_PERC	38,02	39,71	40,44	3,96**	43,78	45,34	45,43	2,42*
RECPR_PERC	19,31	19,07	19,97	3,5**	19,89	19,30	20,43	8,03**
OBM5	6,36	16,42	9,90	3,17**	4,88	12,88	8,04	2,91*

Fonte: IBGE (2016), SIS-MS (2016), PNUD (2016). Elaborado pelos autores.

Observações: 1. Teste F correspondente ao teste ANOVA para diferença na média entre grupos. 2. \*\*Significante a 5%, \*Significante a 10%.

3. PIB\_PC = PIB per capita, DESPTOT\_PC = Despesa Total em Saúde por Habitante, TRFSUS\_PERC = Percentual de Transferência do SUS sobre Despesas Totais em Saúde, RECPR\_PERC = Percentual de rec, próprios aplicados em saúde (cfe Lei n, 141/2012), RECPR\_PC = Despesa com recursos próprios per capita, OBM5 = Número de óbitos por causas evitáveis em crianças menores de 5 anos,

#### 4.2 Análise do Indicador de Eficiência da prestação de serviços de saúde da Atenção Básica (IDEAB) pelos municípios brasileiros

Essa subseção faz a descrição do indicador de eficiência (IDEAB) e de correlações com variáveis socioeconômicas e financeiras dos municípios brasileiros. Primeiramente, a Tabela 3 expõe um comparativo entre os municípios de diferentes regiões que aderiram ao Pacto pela Saúde conforme o tempo na política (não aderiram, aderiram por 2 ou 4 anos ao Pacto) e IDEAB em 2008, e também em relação ao IDEAB em 2013, ano subsequente ao término da política. A análise das diferenças será realizada intra-regiões, entre os grupos que aderiram à política (linhas) e intra-grupos que aderiram à política, entre regiões (colunas). Testes ANOVA para a diferença nas médias foram realizados para averiguar a significância estatística.

TABELA 3: IDEAB médio por grandes regiões do país e por tempo de adesão ao Pacto pela Saúde, períodos de adesão selecionados – 2008 e 2013.

Grande Região	2008				2013			
	Não aderiu	Aderiu (2 anos)	Aderiu (4 anos)	Teste F intra região	Não aderiu	Aderiu (2 anos)	Aderiu (4 anos)	Teste F intra região
Norte	0,5412	0,5513	0,6056	2,96*	0,2524	0,2641	0,2909	2,8*
Nordeste	0,5547	0,5703	0,5543	1,60	0,2686	0,2896	0,2751	8,2**
Sudeste	0,6433	0,6284	0,6507	0,36	0,3159	0,3532	0,3266	3,2**
Sul	0,6755	0,6944	0,6629	2,30*	0,3573	0,3917	0,3460	7,9**
Centro-Oeste	0,6422	0,6579	0,6527	0,08	0,3629	0,3540	0,3563	0,0
Teste F intra grupos de adesão	80,2***	21,5***	20,1***	-	90,5***	33,6***	30,6***	-

Fonte: Resultados da Pesquisa. Elaborado pelos autores.

Observações: 1. Teste F correspondente ao teste ANOVA para diferença na média entre grupos. 2. \*\*\*Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10%.

A análise das diferenças dos grupos intra-regiões que aderiram à política da Tabela 3 (linhas) revela que, para o ano de 2008, a eficiência da política de Atenção Básica se revelou melhor, em média, nos municípios que aderiram ao Pacto somente nas regiões Norte e Centro-Oeste. Todavia, em 2013, o IDEAB dos municípios que aderiram ao Pacto por dois ou quatro anos foi estatisticamente superior ao IDEAB dos municípios que não aderiram ao programa, exceto entre os municípios do Centro-Oeste, porém a diferença não foi estatisticamente significativa para esta região.

A análise das diferenças intra-grupos que aderiram à política entre regiões (colunas) da Tabela 3 foram estatisticamente significantes e revelam que os municípios da região Sul possuem maior nível do IDEAB para o ano de 2008, independente da participação no Pacto pela Saúde. Em 2013 tal resultado se

repete, exceto para o grupo dos municípios que não aderiram ao Pacto, para o qual os municípios da região Centro-Oeste apresentaram indicador ligeiramente maior. Tanto em 2008 como 2013, os piores níveis de eficiência da Atenção Básica estão localizados nas regiões Norte e Nordeste, regiões para as quais houve baixa adesão ao Pacto pela Saúde. Para exemplificar, os municípios com melhor desempenho médio no período foram: Claraval-SP (0,762), Piên-PR (0,709), Planalto da Serra-MT (0,670), Serra da Saudade-MG (0,669) e Rio Quente-GO (0,659), sendo que o Planalto da Serra-MT não assinou o TCG. Já os municípios que apresentaram pior desempenho médio do IDEAB foram: Jussara-BA (0,08), Rodrigues Alves-AC (0,102), Cantá-RR (0,133), Nazária-PI (0,139) e Ibirapitanga-BA (0,155), sendo que Nazária e Ibirapitanga não aderiram ao Pacto.

A tabela 4 traz um comparativo entre os municípios, classificados conforme seu tamanho, que aderiram ao Pacto pela Saúde conforme o tempo na política (não aderiram, aderiram por 2 ou 4 anos ao Pacto) e média do IDEAB em 2008 e 2013. A análise das diferenças novamente será realizada intra-grupos de tamanho de município, entre os grupos que aderiram à política (linhas) e intra-grupos que aderiram à política, entre grupos de tamanho (colunas). Testes ANOVA para a diferença nas médias foram realizados para averiguar a significância estatística.

TABELA 4: Comparativo do IDEAB médio por tamanho dos municípios entre municípios que não assinaram o TCG, dos que assinaram por 2 anos e dos que assinaram por 4 anos – 2008 e 2013.

Tamanho do município	2008				2013			
	Não aderiu	Aderiu (2 anos)	Aderiu (4 anos)	Teste F intra grupos de tamanho	Não aderiu	Aderiu (2 anos)	Aderiu (4 anos)	Teste F intra grupos de tamanho
Até 10 mil	0,6357	0,6427	0,6284	0,62	0,3274	0,3513	0,3401	5,4***
De 10.001 até 30 mil	0,5568	0,5770	0,5810	2,67*	0,2724	0,2889	0,2906	4,8***
De 30.001 até 50 mil	0,5838	0,5458	0,5996	1,69	0,2712	0,2953	0,2982	2,0
De 50.001 até 100 mil	0,5749	0,5866	0,6000	0,51	0,2766	0,2878	0,2866	0,4
De 100.001 até 300 mil	0,5703	0,5494	0,6280	2,76*	0,2614	0,2884	0,2905	2,6*
De 300.001 até 500 mil	0,5450	0,6152	0,5333	1,09	0,2295	0,2989	0,2011	4,1**
De 500.001 até 1 milhão	0,7670	0,5402	0,6725	0,77	0,3687	0,3280	0,2739	3,1
Acima 1 milhão	-	0,5520	-	-	-	0,2720	-	-
Teste F intra grupos de adesão	17,7***	4,9***	2,44**	-	19,8***	7,7***	8,9***	-

Fonte: Resultados da Pesquisa. Elaborado pelos autores.

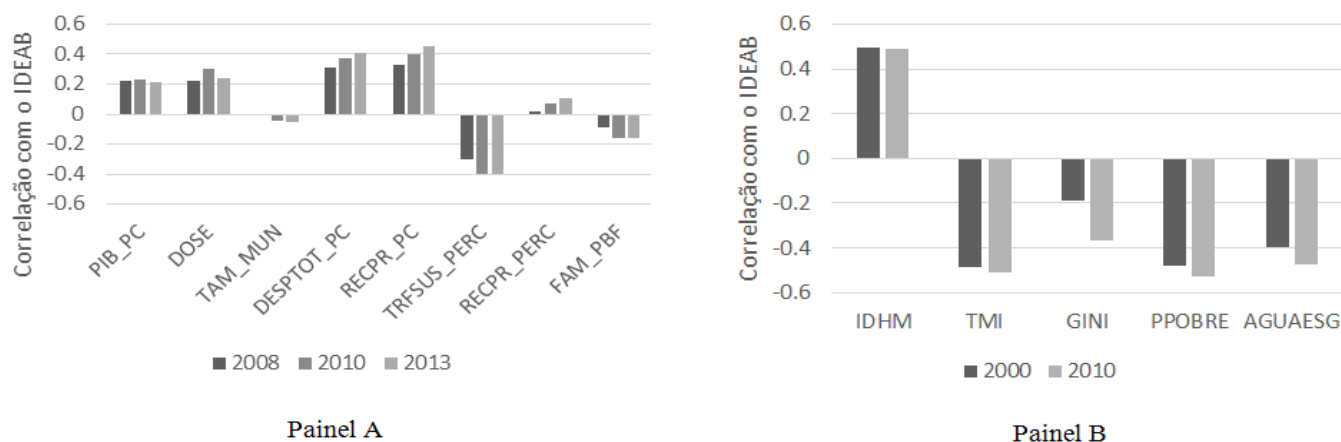
**Observação:** - Não houve município. 1. Teste F correspondente ao teste ANOVA para diferença na média entre grupos. 2. \*\*\* Significante a 1%. \*\*Significante a 5%. \*Significante a 10% .

A análise das diferenças intra-regiões, entre os grupos que aderiram à política da Tabela 4 (linhas) revela que não houve diferença estatisticamente significativa a um nível de 5% entre os municípios que aderiram ou não à política conforme classificados por seu tamanho em 2008. Em 2013, contudo, entre os municípios pequenos (até 30 mil habitantes) e entre municípios com população entre 300.001 e 500.000 habitantes a participação no Pacto pela Saúde esteve associada a melhores níveis de desempenho da Atenção Básica. A análise intra-grupos de adesão (colunas) também demonstra que, em geral, os municípios que aderiram ao Pacto, tiveram melhor desempenho no ano de 2013. Esse resultado corrobora os estudos da área da saúde coletiva, como o de Giovanella e Mendonça (2012), em que apontam que o modelo assistencial da Atenção Básica, ao priorizar a territorialização das ações de saúde, favorece os municípios menores, pois possuem melhores condições de estruturar e realizar esse tipo de ação.

Dando sequência à análise descritiva, avaliou-se as correlações entre o IDEAB e indicadores socioeconômicos e de recursos selecionados, os quais estão apresentados no painel A da Figura 1. Verifica-se, primeiramente, que há correlações positivas, para todos os anos da série, entre o IDEAB e o PIB *per capita* (PIB\_PC), a despesa total *per capita* com saúde (DESPTOT\_PC) e despesas com saúde com recursos próprios do município em termos *per capita* (RECPR\_PC). Essas correlações evidenciam que as características socioeconômicas dos municípios, bem como o maior volume de gastos na área da saúde, estão associados a uma melhor eficiência na gestão de saúde. Outro aspecto a ser analisado é a correlação positiva entre o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde (DOSE) e o IDEAB, sobretudo no ano

de 2010. Neste sentido, pode-se evidenciar que existe uma associação positiva, ainda que pequena (menor que 0,3) entre o tempo de exposição ao Pacto e a eficiência na obtenção dos resultados de saúde pactuados.

FIGURA 1: Correlação entre o IDEAB e indicadores socioeconômicos selecionados – 2000, 2008, 2010 e 2013.



Fonte: Resultados da pesquisa. Observação: Todas as correlações foram estatisticamente significantes a 1%.

A correlação negativa entre o percentual de transferência federal do SUS sobre as despesas totais em saúde (TRFSUS\_PERC) no painel A da Figura 1 pode estar refletindo a falta de mecanismos por parte da política nacional de saúde para ampliar o esforço dos municípios em busca de uma gestão mais eficiente, bem como, a falta de suporte dos Entes superiores (Estadual e Federal) no apoio técnico para aprimorar essa gestão. Verifica-se também uma correlação negativa entre quantidade de famílias cadastradas ao Programa Bolsa Família e IDEAB, indicando que o nível de pobreza está associado de forma negativa ao desempenho da gestão em saúde, provavelmente porque a pobreza é indicativa de baixa capacidade técnica nos municípios. As variáveis tamanho do município (TAM\_MUN) e percentual de despesas em saúde com recursos próprios (RECPR\_PERC) não possuíram correlação elevada com o IDEAB.

Por fim, o painel B da Figura 1 apresenta as correlações entre o IDEAB e indicadores socioeconômicos que estavam disponíveis nos dois últimos censos demográficos (2000 e 2010). Todas as correlações indicam uma associação positiva entre o IDEAB e o nível de desenvolvimento humano do município (IDHM), bem como uma correlação negativa entre o nível de pobreza (PPOBRE), TMI, nível desigualdade (GINI) e percentual de domicílios com água e esgoto inadequados (AGUAESC). É provável que as correlações negativas indiquem que municípios com piores características socioeconômicas possuem pior infraestrutura social e portanto, possuem maiores dificuldades em melhorar a gestão da Atenção Básica.

#### 4.3 Análise dos resultados do modelo econométrico de avaliação de impacto

Nessa seção apresentam-se os resultados da estimação do modelo de função dose-resposta com pareamento pelo escore de propensão generalizado. Cabe mencionar que o efeito causal de interesse nesse exercício é o *efeito do tratamento médio sobre os tratados*, ou seja, o efeito da política sobre a eficiência da política para os municípios que aderiram ao TCG, e portanto considerou uma amostra de 4.571 municípios.

No modelo de dose-resposta, há a estimação de duas regressões. A primeira regressão provê o escore de propensão generalizado (GPS), em que a variável dependente é o tempo na política (DOSE) e as variáveis explicativas são indicadores que estão associados à probabilidade de participar por determinado tempo no programa. Dessa maneira, a regressão do GPS é uma regressão de Poisson, posto que a variável dependente (DOSE) representa o tempo em anos na política, característica de variável para dados em contagem.

Em seguida, uma regressão, chamada de dose-resposta, estima o impacto do tempo no programa (DOSE) sobre a resposta (IDEAB), pareando-se conforme o escore de propensão generalizado (GPS). Uma vez que a variável dependente na segunda equação é o IDEAB (indicador contínuo que varia entre 0 a 1), estimou-se um modelo de regressão linear generalizada (GLM), que utiliza um estimador de quasi-máximo-verossimilhança (GUARDABASCIO; VENTURA, 2013).

Para testar pela robustez dos resultados, estimou-se variantes do modelo de escore de propensão generalizado, considerando-se três versões das variáveis pré-tratamento, conforme disponibilizadas pelos Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE), e três versões do indicador de eficiência da política, conforme período de referência. Essas versões estão sumarizadas no Quadro 1. Em todas as três versões, a variável de impacto é o tempo em anos que um município manteve-se no Pacto pela Saúde, ou a quantidade de anos de assinatura do TCG. Dessa maneira, os municípios se enquadraram entre um de sete grupos tratamento: um ano de adesão, dois anos de adesão e, assim sucessivamente.

QUADRO 1: Especificações quanto as variáveis. Modelo de dose resposta com escore de propensão generalizado para o impacto do Pacto pela Saúde sobre o IDEAB.

Versão	Escore de Propensão Generalizado	Função de dose-resposta
Modelo I	Variáveis pré-tratamento correspondentes à média dos valores observados nos Censos Demográficos 2000 e 2010 (IBGE)	Média do IDEAB do período de 2008 a 2012
Modelo II	Variáveis pré-tratamento correspondentes ao Censo Demográfico 2000 (IBGE)	Média do IDEAB do período de 2008 a 2010
Modelo III	Variáveis pré-tratamento correspondentes ao Censo Demográfico 2010 (IBGE)	Média do IDEAB do período de 2011 a 2012

Fonte: Elaborado pelos autores.

#### 4.3.1 Resultados da estimação do escore de propensão generalizado

Reportam-se as estimações do escore de propensão generalizado na Tabela 5, para as três versões dos modelos considerados. Conforme apresentado na seção 3, o método de função dose-resposta considera como hipótese de identificação a seleção sob variáveis observáveis (ou variáveis pré-tratamento), que neste caso considerou um conjunto de covariadas que poderiam influenciar no tempo de adesão do município ao Pacto. Deste modo, o controle por estas variáveis eliminaria o problema de autoseleção e viabilizaria a estimação dos contrafactuais. Dessa maneira, foram selecionadas covariadas que refletissem o desenvolvimento socioeconômico do município (representada pelas variáveis de desenvolvimento econômico dos Censos Demográficos 2000 e 2010). Também foi considerado a variável PIB per capita, que visa controlar para a dinâmica econômica do município e geração de rendas pública e privada.

Com isto posto e fazendo-se a exponencialização dos coeficientes para interpretação, tendo em vista a estimação de regressões de Poisson, a Tabela 5 revela que a cada aumento em um ano na escolaridade média do município, mantido as demais covariadas constantes, estava associado a um aumento de 0,12 anos de permanência no Pacto, considerando-se a média dos coeficientes dos Modelos I, II e III. Dentre as covariadas utilizadas, verifica-se que o IDHM possui o coeficiente de maior magnitude e pode ser considerado um fator fundamental na determinação do tempo de adesão ao Pacto pela Saúde dos municípios, e evidencia que, que quanto mais desenvolvido é um município, ele reúne maiores condições de assumir responsabilidades e atingir as metas propostas, tanto em termos de infraestrutura, como em termos de características da população (nível de escolaridade e estado de saúde). Dessa maneira, municípios com IDHM menor, estariam menos inclinados a assinar o TCG e assumir responsabilidades, pois o esforço para alcançar as metas seria muito maior, o que evidencia por que municípios do Norte e Nordeste tiveram baixa adesão ao Pacto pela Saúde.

TABELA 5: Coeficientes de estimação do escore de propensão generalizado considerando uma distribuição de Poisson.  
Variável dependente: tempo em anos de adesão ao Pacto Pela Saúde.

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observação: Desvio padrão robusto entre parênteses. \*1% de significância. \*\* 5% de significância. \*\*\* 10% de significância.

Outra variável que chama a atenção na Tabela 5 é o PIB *per capita*. Ao efetuar o exponencial destes coeficientes, verifica-se que pequenas variações do PIB contribuem para que os municípios ampliem significativamente seu tempo de adesão ao TCG, em cerca de um ano. Neste sentido, percebe-se que as condições socioeconômicas estruturais, representadas pelo IDHM, e o dinamismo econômico do município, representado pelo PIB, são importantes determinantes do tempo de adesão ao Pacto.

#### 4.3.2 Resultados da estimação da função de dose-resposta

Os resultados da estimação da função de dose-resposta com pareamento pelo escore de propensão generalizado estão reportados na Tabela 6. As três versões do modelo passaram nos testes de significância. Ademais, a propriedade de balanceamento também foi satisfeita para um nível abaixo de 1% em todas as versões. Destaca-se também que os coeficientes para o escore de propensão generalizado (GPS) na função de dose-resposta foram estatisticamente significantes a 1%, o que é recomendado pela literatura (GUARDABASCIO; VENTURA, 2013). O resultado dos testes, bem como a proximidade dos valores encontrados para os coeficientes, demonstraram a robustez dos resultados.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 6, evidencia-se um impacto causal positivo do Pacto Pela Saúde sobre a eficiência da política de Atenção Básica para os municípios participantes.

Em média, para cada ano de adesão ao Pacto, o indicador de eficiência da política de saúde melhorou entre 0,011 a 0,019 pontos, conforme o modelo<sup>9 10</sup>.

TABELA 6: Estimação do modelo função dose-resposta, considerando resposta (IDEAB) e dose (anos de adesão ao Pacto pela Saúde) seguindo uma distribuição de Poisson.

	I	II	III
DOSE	0,0157 (0,0008)***	0,0190 (0,0009)***	0,0111 (0,0006)***
GPS	-0,3882 (0,0340)***	-0,4454 (0,0433)***	-0,3186 (0,0254)***
Constante	0,4732 (0,0068)***	0,6058 (0,0086)***	0,2748 (0,0050)***
Nr obs	4.571	4.571	4.571
F (2, 4568)	325,81	287,64	304,42
Prob>F	0	0	0
R2	0,1248	0,1118	0,1175
R2-ajust	0,1245	0,1115	0,1172
Root MSE	0,0762	0,0963	0,0575

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observações: \*\*\* nível de 1% de significância. Modelos: I (IDEAB de 2008 a 2012; covariadas ponderadas de 2000 e 2010); II (IDEAB de 2008 a 2010; covariadas de 2000); III (IDEAB de 2011 a 2012; covariadas de 2010).

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 eficiência. Todavia, argumenta-se que não se pode perder de vista que não havia nenhum mecanismo específico de *enforcement* no Pacto pela Saúde. Desse modo, o coeficiente positivo para o impacto causal denota que o Pacto 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 eficiência da gestão. Em outras palavras, dado esse contexto do Pacto pela Saúde, o impacto positivo da política tornam esses resultados mais relevantes, e pode conduzir para a seguinte afirmação: que metas importam na política de saúde municipal brasileira. Reconhece-se todavia, que esse resultado poderia ser maior, caso ocorressem as seguintes situações: alguma condicionalidade por parte do Ministério da Saúde; maior participação dos conselhos municipais da saúde na supervisão do trabalho das gestões municipais; e se haveria políticas intersetoriais relacionadas à saúde no município (saneamento básico, gestão ambiental, educação em saúde).

A Figura 3, em seus painéis (a), (b) e (c), apresenta os gráficos das estimativas da função dose-resposta para os três modelos estimados. No eixo x, temos o nível do tratamento (1 a 7 anos), ao passo que, no eixo y, temos o valor esperado do IDEAB conforme exposição ao nível do tratamento. O intervalo de confiança para a função a 95% também é apresentado na figura. Os modelos da Figura 3 apresentam um leve formato de “u”: um pequeno decréscimo 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 estar representando pelo menos duas situações. A primeira refere-se que no início da adesão, a assinatura do TCG impôs algumas mudanças administrativas na área da saúde dos municípios, como por exemplo a readequação de atividades e ações,

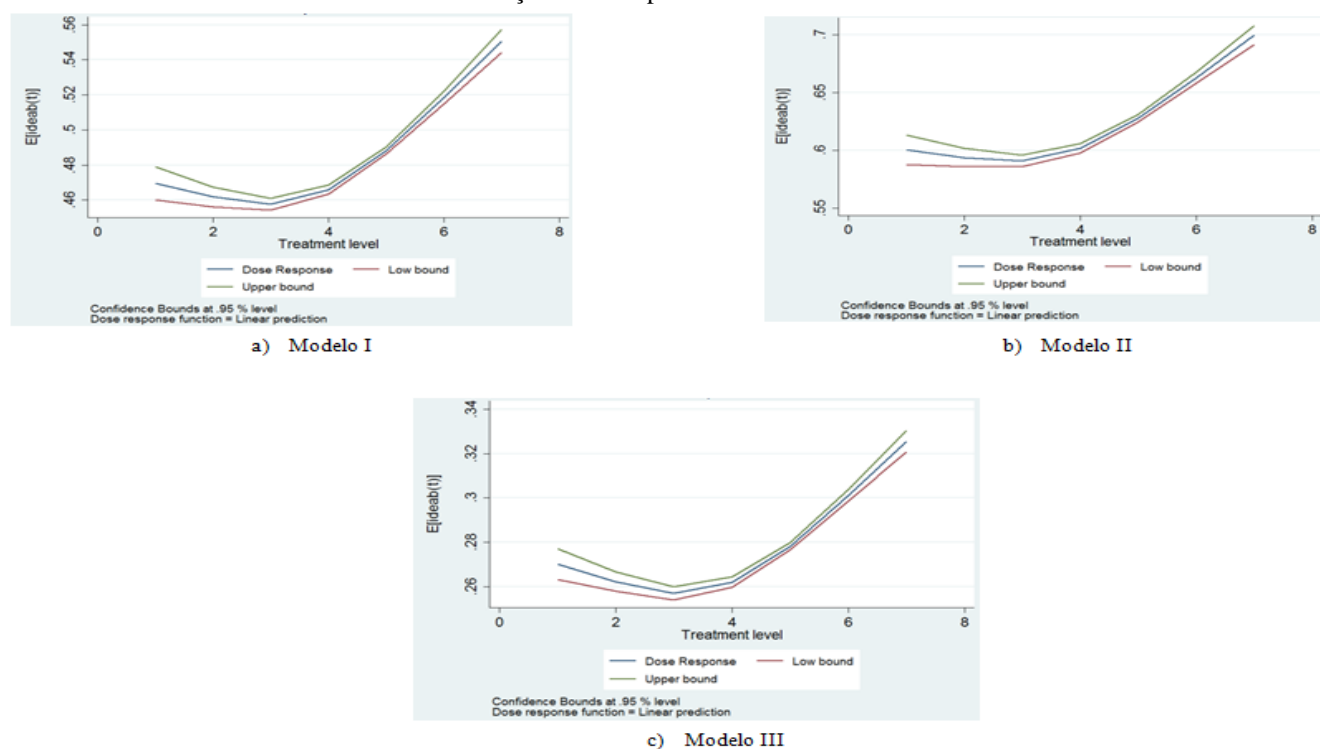
<sup>9</sup> Foram realizadas estimativas considerando a mediana do IDEAB para os modelos I e II, as quais não apresentaram diferenças significativas.

<sup>10</sup> Foram estimados para nível de comparação, diferentes modelos de painel (MQO agrupado, efeitos fixos e em primeira diferença) avaliando a associação entre a DOSE e o IDEAB. Os resultados para esses modelos, em um contexto de ausência de variáveis de controle disponíveis anualmente e de um modelo causal subjacente, resultou em associações negativas entre a política e os resultados de saúde. Isso demonstra a necessidade de cautela na utilização da evidência empírica para a avaliação de políticas, e reforça a necessidade de que sejam avaliadas com base em modelos causais apropriados.



contratação de novos profissionais da área da saúde, formação de equipes de saúde, as quais podem ter gerado um período de adaptação, em que implicou em redução da eficiência nos primeiros dois anos de adesão.

FIGURA 3: Função dose-resposta estimada conforme o Modelo.



Fonte: Resultados da pesquisa.

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 e ganhar experiência na área para passar a gerar resultados de eficiência. Neste sentido, a parte exponencial do gráfico, a partir de quatro anos de adesão ao Pacto, pode estar evidenciando que é a partir do quarto ano que o Pacto pela Saúde passa a gerar efeitos positivos sobre a eficiência (período de adaptação às mudanças e experiência acumulada da tecnologia da Atenção Básica).

## 5 Conclusão

O presente trabalho teve como principal objetivo avaliar o efeito causal de políticas com metas para a saúde sobre um indicador de eficiência da gestão dos serviços de Atenção Básica. O foco da análise se deu na avaliação do Pacto pela Saúde, em âmbito da assinatura do Termo de Compromisso de Gestão (Portaria do Ministério da Saúde n. 399/2006), o qual vigorou no período de 2006 a 2012 e que recebeu a adesão total de 4.587 municípios brasileiros. Essa política previa o aprimoramento da gestão da política de saúde dos entes federativos, em especial, a gestão por resultados, materializada na assunção de responsabilidades de metas e objetivos pactuados nacionalmente.

Destaca-se que a adesão foi bastante marcante nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, em que mais de 95% dos municípios realizaram a assinatura do TCG. Ao relacionar o tempo de adesão com indicadores socioeconômicos, verificou-se que os municípios com melhores indicadores foram os que primeiro assinaram o termo. Tal evidência sugere que esses municípios estavam em condições mais favoráveis de atingirem as metas pactuadas e, portanto, podem ter se auto-selecionado para participarem do Pacto.

Para calcular o efeito causal do Pacto pela Saúde, o presente estudo construiu um indicador de eficiência da gestão municipal na oferta de serviços da Atenção Básica de saúde (IDEAB), mediante técnica multivariada de ACP. Ao analisar o IDEAB, verificou-se uma correlação positiva com o tempo de

adesão ao Pacto, ou seja, quanto maior o tempo de adesão ao Pacto, maior o IDEAB. Além disso, os municípios que aderiram ao Pacto apresentaram IDEAB maior, comparado com os municípios que não aderiram. Neste quesito, os municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste se sobressaíram e, de forma geral, municípios menores (até 30 mil hab.) obtiveram melhores níveis do IDEAB que municípios maiores, corroborando com as evidências encontradas em estudos da área da saúde coletiva. Tais evidências apontam que a estratégia da Atenção Básica favorece os municípios menores, os quais apresentam melhores condições de estruturar e realizar esse tipo de ação. Por fim, destaca-se que o IDEAB possui correlação positiva com indicadores socioeconômicos.

De posse do IDEAB, foi estimado um modelo econométrico de Dose-Resposta com Escore de Propensão Generalizado, conforme Imbens (2000) e Lechner (2001). Esse modelo demonstrou-se ser o mais adequado para avaliar o efeito da política, tendo em vista que, além de considerar múltiplos tratamentos (dose, representado pelos anos de assinatura do TCG), trata adequadamente dos possíveis problemas de auto-seleção, ou seja, da participação não-aleatória no programa. Como principal resultado dessas estimações, tem-se que o tempo de adesão ao Pacto pela Saúde impactou de forma positiva e significativa os níveis de eficiência da política de Atenção Básica, representados pelo IDEAB, para os municípios participantes. Nesses termos, para cada ano de adesão ao Pacto, o indicador de eficiência melhorou entre 0,011 a 0,019 pontos. Esse impacto positivo demonstra que metas importam para a governança de política de saúde municipal brasileira, isto é, os municípios ao estarem norteados por objetivos explícitos e bem definidos, passam a orientar suas ações de forma mais clara, melhor planejadas e sistematizadas para a resolução desses objetivos.

A evidência do efeito positivo da política torna os resultados mais relevantes, na medida em que a assinatura do TCG não previa nenhum mecanismo específico de *enforcement* da política. 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, segundo a OMS (2007; 2014), para gerar maiores resultados de saúde.

Ao analisar a curva da função dose-resposta, verificou-se que municípios com até dois anos de adesão obtiveram uma queda no IDEAB, e municípios com mais 3 anos de adesão visualizaram uma tendência crescente do IDEAB. A avaliação dessa curva demonstra que há um período de adaptação das gestões municipais, em termos de ampliação das equipes, contratação e treinamento dos trabalhadores em saúde e cadastramento e monitoramento das famílias. Dessa forma, a manutenção da política e seu devido acompanhamento no tempo são primordiais para seu sucesso.

Deve-se ressaltar, porém, que este trabalho possui algumas limitações. A primeira delas refere-se ao indicador de eficiência de gestão (IDEAB), o qual poderia contemplar outros fatores que envolvem a eficiência dos serviços de Atenção Básica. Apesar dessa limitação, considera-se que o IDEAB captou dimensões importantes da eficiência relacionadas à oferta de serviços de Atenção Básica no âmbito do Pacto pela Saúde, tendo em vista que essas variáveis representam o escopo de ações da Atenção Básica. Outra limitação pode ser apontada para o método econométrico de dose-resposta, que repousa sobre uma hipótese considerada muito forte: a ausência de inconfundibilidade. O presente trabalho lidou com essa limitação ao embasar a construção do modelo sobre extensa revisão de literatura e testar o mesmo modelo, considerando um amplo conjunto de covariadas, o qual não resultou em mudança significativa dos resultados.

Apesar dessas limitações, o estudo traz contribuições importantes, tanto em termos substantivos como em termos metodológicos. As contribuições substantivas referem-se à realização da avaliação do efeito da política municipal de saúde com foco em metas (avaliação do impacto do Termo de Compromisso de Gestão em Âmbito do Pacto pela Saúde) e a compreensão da produção de saúde municipal em resposta a essa política. Como contribuições metodológicas, têm-se a construção de um indicador de eficiência das políticas de Atenção Básica municipais e a utilização de metodologia econométrica e estatística inovadoras (modelo de dose-resposta) para avaliação do impacto causal do Pacto pela Saúde.

Como sugestão para trabalhos futuros, pode-se apontar para a realização de estudos que contemplem a avaliação da contribuição de outros níveis de atenção, como a média complexidade (como, a realização de exames de imagem) para a melhoria das ações de Atenção Básica e pesquisas sobre o

impacto de outras políticas públicas sobre os resultados de saúde, por exemplo, o impacto da política de educação e saneamento sobre a eficiência da Atenção Básica. Também avalia-se pertinente a investigação de quais fatores podem contribuir para aprimorar a governança da política de saúde pelos governos locais.

## Referências

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child health and infant mortality in Brazil. **Research network working papers**, n. 493. Inter-American Development Bank, apr/2005.

AQUINO, R. et al. Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. **American journal of public health**, v. 99, n. 1, jan/2009 .

\_\_\_\_\_. Ministério da Saúde (MS). **Sistema de Informações em Saúde**. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0201>. Acesso em: 01out2015.

\_\_\_\_\_. Portaria Ministério da Saúde n. 399, de 22 de fevereiro de 2006. **Diário Oficial da União**, 23fev2006.

\_\_\_\_\_. Ministério da Saúde. **Caderno de Diretrizes, Objetivos, Metas e Indicadores: 2013-2015**. Secretaria de Gestão Estratégica e Participativa. Departamento de Articulação Interfederativa. – 2. ed. – Brasília: Ministério da Saúde, 2014.

CONSELHO NACIONAL DE SECRETÁRIOS DA SAÚDE (CONASS). **O Sistema Único de Saúde**. Coleção para entender a gestão do SUS. V. 1, Brasília: CONASS, 2011. 124 p.

DOW, H. W. et al. Longevity complementarities under competing risks. **American Economic Review**, v. 89, n. 5, pp. 1358-1371, decomp1999.

FLEURY, S.; OUVÉRNEY, A. M. A política de saúde: uma política social. IN: GIOVANELLA et al (Org.). **Políticas e sistema de saúde no Brasil**, 2ª ed., RJ: Fiocruz, 2012.

GIOVANELLA, L.; MENDONÇA, M. H. M. de. Atenção primária à saúde. IN: GIOVANELLA et al (Org.) **Políticas e sistema de saúde no Brasil**, 2ª ed., RJ: Fiocruz, 2012.

GUARDABASCIO, B.; VENTURA, M. Estimating the dose-response function through the GLM approach. **Italian National Institute of Statistics**, jun/2013.

HONE, T. et al. Large reductions in amenable mortality associated with Brazil's primary care expansion and strong health governance. **Health affairs**, v. 36, n. 1, pp. 149-158, 2017.

IMAI, K.; VAN DYK, D. A. Causal inference with general treatment regimes: generalizing the propensity score. **Journal of the American Statistical Association**, v. 99, n. 467, sep/2004.

IMBENS, G. W. The role of the propensity score in estimating dose-response functions. **Biometrika**, v. 87, n. 3, pp.706-710, 2000.

IMBENS, G.; WOOLDRIDGE, J. Recent developments in the econometrics of program evaluation. **Journal of Economic Literature**, v.47, n.1, p. 5-86, 2009.

JOLLIFFE, I. T. **Principal component analysis**. 2a ed. New York: Springer, 2002.

LECHNER, M. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under conditional Independence assumption. IN: LECHNER, M; PFEIFFER, F (Ed). **Econometric evaluation of labour market policies**. ZEW economic studies, v. 13, 2001.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO (OCDE). **Value for money in health spending**. OECD Health Policy Studies, 2010a.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS). **The world health report 2000: health systems: improving performance**. WHO, Geneva, 2000.

\_\_\_\_\_. **The world health report 2008: primary health care (now more than ever)**. WHO, Geneva, 2008.

PIOLA, S. F. et al. Saúde no Brasil: algumas questões sobre o Sistema Único de Saúde (SUS). **Texto para discussão IPEA**, n. 1391, fev/2009.

PIOLA, S. F. *et al.* Financiamento público da saúde: uma história à procura de rumo. **Texto para discussão IPEA**, n. 1846, jul/2013.

RAJKUMAR, A. S.; SWAROOP, V. Public spending and outcomes: Does governance matter? **Journal of development economics**, v. 86, pp. 96-111, 2008.

RILEY, J. C. **Low income, social growth, and good health: a history of twelve countries**. University of California Press: Berkeley and Los Angeles, 2007.

ROCHA, F.; NISHIJIMA, M.; ORELLANO, V. Autonomia de gastos e qualidade da saúde nos municípios brasileiros. IN: **XLI Encontro Nacional de Economia (ANPEC)**, Foz do Iguaçu-PR, dez/2013.

ROCHA, R.; SOARES, R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's family health program. **Health economics**, v. 19, pp. 126-158, 2010.

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

RUBIN, D. Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. **Journal of Educational Psychology**, v. 66, pp. 688-701, 1974.

SOARES, R. R. Mortality reductions, educational attainment, and fertility choice. **American Economic Review**, v. 95, n. 3, pp. 580-601, jun/2005.

SOARES, R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. **Journal of Development Economics**, v. 84, n. 2, pp. 590-608, nov/2007.

SALTMAN, R. B. et al (Orgs). **Decentralization in Health Care: strategies and outcomes**. European Observatory on Health Systems and Policies Series, New York: McGraw-Hill, 2007.

STARFIELD, B.; SHI, L. Policy relevant determinants of health: an international perspective. **Health policy**, v. 60, pp. 201-218, 2002.

TULCHINSKY, T. H.; VARIKOVA, E. A. What is the "New Public Health"? **Public health reviews**, v. 32, n. 1, pp. 25-53, 2010.