

## **A OFERTA MUNICIPAL DE SERVIÇOS DA ATENÇÃO PRIMÁRIA NO ESTADO DE MINAS GERAIS: UMA ANÁLISE ENTRE OS ANOS DE 2007 E 2016**

Sílvio Ferreira Júnior\*  
Juliana Souki Diniz\*\*

**Resumo:** A contribuição deste artigo consiste não somente na proposição de um indicador multivariado da oferta municipal em serviços de saúde da atenção primária, como também de propor a avaliação do comportamento temporal da oferta, no sentido de avaliar em que medida sua dinâmica apresenta-se coerente ao princípio da equidade. Dentre os resultados do estudo, ficou evidenciado que a oferta municipal no estado de Minas Gerais tem crescido de forma desigual, porém a favor daqueles municípios que, historicamente, apresentam os maiores índices de necessidades em saúde do estado. Nesse sentido, é possível afirmar que as desigualdades percebidas a favor daqueles municípios têm refletido processo gradual de redução do quadro histórico de iniquidades geográficas nesse nível de atenção à saúde. Todavia, os resultados mostram que os municípios com maiores índices de oferta têm crescido a taxas menores, o que leva a concluir que a dinâmica temporal da oferta no estado de Minas Gerais tem seguido um processo de convergência, de maneira que essas desigualdades tendem a se reduzir ao longo do tempo.

**Palavras-chave:** Desigualdades em Saúde. Saúde Pública. Políticas Públicas de Saúde. Minas Gerais.

---

\* Bacharel em Economia, Mestre e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, pesquisador e professor da Escola de Governo da Fundação João Pinheiro. E-mail: silvio.junior@fjp.mg.gov.br

\*\* Bacharel em Farmácia, Mestre em Administração Pública pela Escola de Governo da Fundação João Pinheiro, doutoranda em Medicamentos e Assistência Farmacêutica pela Universidade Federal de Minas Gerais, pesquisadora em saúde e tecnologia da Fundação Ezequiel Dias. E-mail: juliana.souki@funed.mg.gov.br

## **THE MUNICIPAL SUPPLY OF PRIMARY CARE SERVICES IN THE STATE OF MINAS GERAIS: AN ANALYSIS BETWEEN THE YEARS 2007 AND 2016**

**Abstract:** The contribution of this article consists not only of proposing a multivariate indicator of municipal supply in primary health care services, but also of proposing the assessment of the temporal behavior of supply, in order to assess the extent to which its dynamics is consistent with the principle of equity. Among the results of the study, it was evidenced that the municipal supply in the state of Minas Gerais has grown unevenly, but in favor of those municipalities that, historically, have the highest levels of health needs in the state. In this sense, it is possible to affirm that the inequalities perceived in favor of those municipalities have reflected a gradual process of reducing the historical picture of geographical inequities in this level of health care. However, the results show that the municipalities with the highest rates of supply have grown at lower rates, which leads to the conclusion that the temporal dynamics of supply in the state of Minas Gerais has followed a process of convergence, so that these inequalities tend to be reduce over time.

**Keyword:** Health Inequalities. Public health. Public. Health Policies. Minas Gerais.

## **LA OFERTA MUNICIPAL DE SERVICIOS DE ATENCIÓN PRIMARIA EN EL ESTADO DE MINAS GERAIS: UN ANÁLISIS ENTRE LOS AÑOS 2007 Y 2016**

**Resumen:** La contribución de este artículo consiste no solo en proponer un indicador multivariado de la oferta municipal en los servicios de atención primaria de salud, sino también en proponer la evaluación del comportamiento temporal de la oferta, a fin de evaluar en qué medida su dinámica es coherente con el principio de equidad. Entre los resultados del estudio, se evidenció que la oferta municipal en el estado de Minas Gerais ha crecido de manera desigual, pero a favor de aquellos municipios que, históricamente, tienen los niveles más altos de necesidades de salud en el estado. En este sentido, es posible afirmar que las desigualdades percibidas a favor de esos municipios han reflejado un proceso gradual de reducción de la imagen histórica de las inequidades geográficas en este nivel de atención médica. Sin embargo, los resultados muestran que los municipios con las tasas más altas de oferta han crecido a tasas más bajas, lo que lleva a la conclusión de que la dinámica temporal de la oferta en el estado de Minas Gerais ha seguido un proceso de convergencia, por lo que estas desigualdades tienden a ser reducir con el tiempo.

**Palabras clave:** Desigualdades en salud, salud pública. Políticas de salud pública Minas Gerais.

## 1 Introdução

Passados mais de 20 anos desde a criação do Sistema Único de Saúde (SUS) no Brasil e mais de 10 anos desde a retomada do papel da esfera estadual na coordenação do sistema em seu território, ressalta-se a importância de avaliar em que medida as políticas implementadas ao longo dos últimos anos teriam, em seu conjunto, alterado a distribuição geográfica da oferta dos serviços públicos de saúde e de que forma a dinâmica intertemporal dessa oferta tem contribuído para reduzir o quadro histórico de iniquidades geográficas na atenção à saúde.

No decorrer do processo de consolidação do SUS, um dos maiores desafios tem sido a substituição da hegemonia do cuidado curativo, centrado na atenção hospitalar, pelo fortalecimento da atenção primária à saúde, mais conhecida no país pelo nome de “atenção básica”. A partir da criação do Programa Saúde da Família (PSF), em 1994, o Ministério da Saúde tem procurado organizar a atenção primária com base na integração entre a unidade básica de saúde e a comunidade, ou entre profissionais de saúde e usuários, dentro de espaços territoriais de atuação devidamente referenciados.

Nesse sentido, a expansão da atenção primária tem ocorrido sob o paradigma da determinação social da doença, em que em que os serviços de saúde se organizam em função das necessidades da população, tendo o nível primário de atenção como porta de entrada do usuário às redes de atenção à saúde (MENDONÇA *et al.*, 2008; MENDES 2011; SILVA & DOBASHI, 2006; STARFIELD, 2002). A integração da atenção primária às ações de maior complexidade tecnológica (níveis secundário e terciário) deve ocorrer tendo ela o papel de protagonista e coordenadora dentro do sistema, orientando os fluxos intermunicipais de pacientes ao longo do contínuo de cuidados (BRASIL, 2002, 2006c, 2006d; 2011a; MENDES, 2004, 2010, 2011).

As características dos recursos físicos e humanos requeridos na atenção primária sugerem a viabilidade de se garantir esse nível de atenção em todos os municípios do País, de maneira que o Ministério da Saúde passou a estabelecer, desde meados dos anos 90, as normas para programação de uma atenção cada vez mais resolutiva, de responsabilidade dos municípios, não estando previstos fluxos intermunicipais de pacientes nesse nível de atenção. Desde de então, a adesão gradual e voluntária dos

municípios a um conjunto normativo de requisitos, responsabilidades e prerrogativas, tem garantido financiamento continuamente crescente, por meio de transferência regular e automática (fundo a fundo), para utilização cada vez mais autônoma (BRASIL, 1997, 2002, 2003, 2006b, 2006a, 2010, 2011b; UGÁ *et al.*, 2003; UGÁ e MARQUES, 2005).

Concomitantemente, o Ministério da Saúde passou a adotar medidas gradativas de recuperação do papel da esfera estadual como coordenadora nos processos de negociação e cooperação junto aos seus municípios, sendo ela a corresponsável pelas diversas ações que promovam o fortalecimento da atenção primária e a reorganização dos sistemas microrregionais de saúde em seu território (BRASIL, 1997, 2002, 2006b, 2006a, 2010, 2011a, 2011b). Em linhas gerais, as determinações ministeriais ressaltam a responsabilidade dos estados brasileiros em apoiar tecnicamente e financeiramente os municípios na gestão da atenção primária, tendo como um dos seus princípios a redução das iniquidades em seu território. Nesse sentido, recomendam a utilização de indicadores que permitam fazer o levantamento das heterogeneidades regionais em suas diversas dimensões (tais como epidemiológicas e de necessidades em saúde, de estrutura física e humana da oferta, dentre outras) como forma de subsidiar as políticas de saúde em seu território.<sup>1</sup>

Nessa vertente, o Ministério da Saúde enfatiza a importância dos processos de avaliação, especialmente em relação à atenção básica, como forma de reduzir as incertezas inerentes à tomada de decisão em saúde e dar transparência à sociedade em relação às possibilidades e às consequências da implantação de políticas públicas. Ressalta, ainda, que a institucionalização dos processos de avaliação, em seus mais variados aspectos se apresenta como condição importante na promoção da resolubilidade e da qualidade dos serviços públicos de saúde (BRASIL, 2008).

No intuito de contribuir com esse processo, este trabalho tem o objetivo de analisar a distribuição geográfica da oferta municipal em atenção primária no estado de Minas Gerais, a partir da construção de um indica-

---

<sup>1</sup> Especialmente, a partir da edição das Normas Operacionais de Assistência à Saúde, em 2002 (BRASIL, 2002). Até a data de conclusão deste trabalho, a determinação ministerial que mais recentemente reitera e atualiza as competências das secretarias estaduais na promoção da consolidação da atenção primária refere-se à Portaria 2.488 de 2011 (BRASIL, 2011b).

dor sintético multivariado de oferta, bem com avaliar em que medida o movimento temporal dessa oferta tem se alterado no sentido de priorizar os municípios que apresentam as maiores necessidades em saúde no seu território.

As justificativas para a escolha do estado de Minas Gerais incluem sua expressiva dimensão geográfica, sua grande quantidade de municípios (853 municípios), bem como suas significativas heterogeneidades geográficas, que reproduzem, em grande medida, as características percebidas no Brasil como um todo. Ademais, esta pesquisa poderá servir de referência para realização de estudos semelhantes em outros estados da federação.

Ressalta-se a relevância do presente estudo para o estado de Minas Gerais, na medida em que propõe a utilização de um conjunto de indicadores objetivos que poderão subsidiar os principais instrumentos de pactuação e de gestão no âmbito estadual: Comissão Intergestores Bipartite - CIB, Programação Pactuada e Integrada - PPI, Plano Diretor de Regionalização - PDR e Plano Diretor de Investimento - PDI.

## **2 Metodologia**

A metodologia deste artigo é composta de duas partes. A primeira consiste numa breve exposição sobre a técnica de análise fatorial utilizada para obtenção e análise dos índices municipais de oferta em atenção primária (IOAP<sub>i</sub>). A segunda parte apresenta o modelo de regressão utilizado para analisar a dinâmica das taxas de crescimento da oferta municipal em atenção primária no estado de Minas Gerais.

### **2.1 O método de análise fatorial para a construção indicador de oferta municipal em atenção primária**

A análise fatorial permite construir indicadores sintéticos que possibilitam mensurar, caracterizar e analisar o objeto de estudo, motivo pelo qual esta técnica tem sido largamente utilizada nos estudos que propõem a construção de indicadores multivariados como forma de facilitar análises das mais diversas dimensões na área da saúde (ANDRADE *et al.* 2004; FERREIRA JÚNIOR *et al.*, 2017; MENDES *et al.*, 2011; PORTO *et al.* 2001).

O método tem como princípio básico reduzir a diversidade de informações - contidas num grande conjunto de variáveis originais - para um número pequeno de fatores (indicadores), estes tendo a propriedade de explicar, de forma simples e sintética, as variáveis originais. O processo usualmente se realiza através do método de *componentes principais*, em que a extração dos fatores (indicadores sintéticos multivariados) ocorre sob os seguintes princípios: a) as variáveis mais correlacionadas combinam-se dentro de um mesmo fator; b) as variáveis que compõem um fator são praticamente independentes das que compõem outros fatores (os fatores não são correlacionados entre si); e c) a derivação dos fatores processa-se visando maximizar a percentagem da variância total associada a cada fator consecutivo, de modo que o primeiro fator extraído sempre terá o maior poder de explicação das variáveis originais, e assim consecutivamente (CORRAR *et al.*, 2011; FÁVERO *et al.*, 2009).

A técnica parte da padronização das variáveis originais, de modo a permitir comparação entre elas, independentemente das diferenças de escala e de unidades de medida. A solução do modelo consiste em determinar os coeficientes ou as *cargas fatoriais* que relacionam cada variável original padronizada com o(s) fator(es) comum(ns). Estas *cargas* desempenham a mesma função interpretativa dos coeficientes de correlação.<sup>2</sup>

Calculas as cargas fatoriais, verificada a validade do modelo e identificados os fatores relevantes, o último passo consiste em estimar os *escores fatoriais* por meio do método semelhante ao da regressão. O *escore* para cada observação é resultado da multiplicação do valor das variáveis padronizadas pelo coeficiente do *escore fatorial* correspondente, sendo a expressão geral para estimação do *j-ésimo* fator ( $F_j$ ) dada por:

$$F_j = \beta_{j1}.X_1 + \beta_{j2}.X_2 + \beta_{j3}.X_3 + (...) + \beta_{jk}.X_k \quad (1)$$

em que os  $\beta_{j1}$  são os coeficientes dos *escores fatoriais* obtidos por regressão e  $k$  é o número de variáveis originais consideradas no modelo.

<sup>2</sup> A padronização de uma variável específica é feita calculando a razão entre o valor observado menos a média da amostra e seu desvio-padrão. Dessa forma, a padronização permite expressar, em termos de desvios-padrão, os desvios dos valores observados em relação a sua média.

Cabe ao pesquisador determinar o número de fatores relevantes para o estudo, tendo por base a interpretação dos resultados encontrados. Usualmente, consideram-se apenas os fatores cujo poder de explicação seja expressivo (*raiz característica* maior que 1). Contudo, uma das vantagens da análise fatorial está no fato de que poucos fatores são necessários para interpretar as informações contidas nas variáveis originais, sendo o primeiro fator o que apresenta o maior poder de explicação.<sup>3</sup>

Uma condição importante da análise fatorial é a de que exista uma estrutura de dependência bem definida entre as variáveis analisadas, que deve estar expressa na matriz de correlações ou de covariância dessas variáveis. Os testes de *KMO* e de *Bartlett* foram utilizados para verificar estatisticamente a existência dessa dependência (CORRAR *et al.*, 2011; FÁVERO *et al.*, 2009).<sup>4</sup>

O modelo de análise fatorial adotado neste estudo partiu da adaptação da proposta contida no trabalho de Ferreira Júnior *et al.* (2010a), que propuseram a criação de um estimador sintético de oferta relacionada à capacidade instalada na atenção primária, a partir de uma diversidade de variáveis de equipamentos de saúde existentes entre os municípios fluminenses. Por sua vez, o presente artigo também recorre à aplicação da análise fatorial, porém utilizando-se de um conjunto mais amplo de variáveis marcadoras da oferta em atenção primária (Tabela 1), abrangendo as dimensões de *recursos humanos*, de *cobertura assistencial*, de *modelo assistencial*, de *infraestrutura física* e de *financiamento*.

Como forma de permitir comparação direta dos valores dos índices municipais entre os anos 2007 e 2016, a análise fatorial foi estimada para os dois anos conjuntamente, de maneira que o tamanho da amostra foi de 1706 observações (duas observações para cada município). Dessa forma, o

---

<sup>3</sup> No limite, o número de fatores que podem ser extraídos da análise corresponde ao número de variáveis do modelo.

<sup>4</sup> O *KMO* é um indicador que compara a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial. Levando em conta que os valores deste teste variam de 0 a 1, pequenos valores de *KMO* (abaixo de 0,50) indicam a não adequabilidade da análise. Por sua vez, o teste de esfericidade de *Bartlett* serve para testar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade – rejeitando-se esta hipótese, a análise fatorial é válida (CORRAR *et al.*, 2011; FÁVERO *et al.*, 2009).

valor médio (zero) do banco de dados corresponde à média geral dos dois anos. Quanto ao critério de seleção, os anos de 2007 e 2016 representaram os períodos extremos (inicial e final) em que as informações apresentadas na Tabela 1 encontravam-se disponíveis, no momento da realização desta pesquisa.

**Tabela 1** - Variáveis de oferta utilizadas na construção do índice municipal de oferta em atenção primária

Dimensão pretendida	Variável	Fonte primária <sup>a</sup>
Recursos Humanos	<b>X1</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Agentes Comunitários de Saúde</b> (ACS) no ano t	Nº de profissionais: CNES agosto a dezembro/2007 e janeiro a dezembro/2016
Recursos Humanos	<b>X2</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Odontólogos</b> no ano t	Nº de profissionais: CNES agosto a dezembro/2007 e janeiro a dezembro/2016
Recursos Humanos	<b>X3</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Enfermeiros</b> no ano t	Nº de profissionais: CNES agosto a dezembro/2007 e janeiro a dezembro/2016.
Recursos Humanos	<b>X4</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Médicos</b> no ano t	Nº de profissionais: CNES agosto a dezembro/2007 e janeiro a dezembro/2016
Infraestrutura física	<b>X5</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Unidades Básicas de Saúde</b> no ano t	Nº de Estabelecimentos/tipo: CNES agosto a dezembro/2007 e janeiro a dezembro/2016
Financiamento	<b>X6</b> - <b>Piso da Atenção Básica</b> (fixo e variável) <i>per capita</i> do ano t	SIOPS 2007 e 2016
Modelo Saúde	<b>X7</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Saúde Bucal</b> no ano t	Nº de Equipes: DAB/SAS/MS competências janeiro a dezembro/2007 e 2016
Modelo Saúde	<b>X8</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Saúde da Família</b> no ano t	Nº de Equipes: DAB/SAS/MS competências janeiro a dezembro/2007 e 2016
Modelo Saúde	<b>X9</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Agentes Comunitários de Saúde</b> no ano t	Nº de Equipes: DAB/SAS/MS competências janeiro a dezembro/2007 e 2016
Cobertura	<b>X10</b> - Média Mensal <i>percentual</i> da Estimativa da <b>população coberta pelas Equipes de Saúde da Família</b> no ano t	Estimativa da população coberta pelas eSF: DAB/SAS/MS competências janeiro a dezembro/2007 e 2016
Cobertura	<b>X11</b> - Média Mensal <i>percentual</i> da Estimativa da <b>população coberta pelas Equipes de Agentes Comunitários de Saúde</b> no ano t	Estimativa da população coberta pelas eACS: DAB/SAS/MS competências janeiro a dezembro/2007 e 2016

**Nota.** Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Para o cálculo das variáveis expressas em termos *per capita*, foram utilizados os dados de população residente (2007 e 2016) adotados pelo TCU e disponíveis no IBGE.

Uma vez que as variáveis originais do modelo são previamente padronizadas, os escores obtidos da Equação 1 também apresentam valores relativizados. Sendo assim, os índices municipais de oferta (os escores fatoriais extraídos do modelo) apresentam valores negativos e positivos, dispersos em torno da média zero e desvio-padrão igual a 1, de maneira que as dispersões em torno da média são mensuradas em unidades de desvio-padrão. Dessa forma, os índices obtidos podem ser interpretados da seguinte forma: índice com valor positivo revelará a distância com que a oferta de uma determinada localidade supera a oferta média, enquanto índice com valor negativo mostrará a intensidade como que determinada localidade apresenta oferta abaixo da média do estado.

## 2.2 Modelo estatístico de regressão para análise da dinâmica temporal dos índices municipais de oferta em atenção primária

Para analisar a dinâmica das variações temporais dos índices municipais de oferta na atenção primária no estado de Minas Gerais, este estudo adotou o seguinte modelo de regressão.<sup>5</sup>

$$\ln\left(\frac{IOAP_{i,16}}{IOAP_{i,07}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(IOAP_{i,07}) + \beta_2 \cdot \ln(INS_{i,00}) + \beta_3 \cdot POLO_i + \beta_4 \cdot POP15_{i,00} + \beta_5 \cdot POP65_{i,00} + \beta_6 \cdot PURB_{i,00} + \beta_7 \cdot \ln(POPT_{i,00}) + \beta_8 \cdot \ln(PIB_{i,00}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

sendo que:

$IOAP_{i,16}$  e  $IOAP_{i,07}$  são os índices de oferta do município  $i$ , observado para os anos de 2016 e 2007, respectivamente;

$INS_{i,00}$  é um índice multivariado de necessidades em saúde do município  $i$ , no ano de 2000, obtido do estudo de Ferreira Júnior et al. (2017);<sup>6</sup>

$POP15_{i,00}$  é o percentual da população do município  $i$  com idade de 0 a 15 anos, no ano de 2000, calculado a partir dos dados do IBGE;

<sup>5</sup> Este modelo de regressão foi originalmente utilizado por Barro e Sala-I-Martin (1992) para análise de convergência da renda *per capita*, entre localidades distintas, ao longo do tempo.

<sup>6</sup> Para construir o indicador de necessidades em saúde para os municípios do Estado de Minas Gerais, Ferreira Júnior et al. (2017) aplicou a técnica da *análise fatorial* a um conjunto de variáveis epidemiológicas e socioeconômicas, o que permitiu dimensionar as desigualdades intermunicipais nas necessidades em saúde.

$POLO_i$  é variável binária, discriminadora do município [1: município polo de macrorregião de saúde; 0: não polo], construída a partir das informações do Plano Diretor de Regionalização do estado de Minas Gerais;

$POP65_{i,00}$  é o percentual da população do município  $i$  com idade maior ou igual a 65 anos, no ano de 2000, calculado a partir dos dados do IBGE;

$PURB_{i,00}$  é o percentual da população do município  $i$  residente na zona urbana, no ano de 2000, calculado a partir dos dados do IBGE;

$POPT_{i,00}$  é a população total residente do município  $i$ , no ano de 2000, obtido do IBGE;

$PIB_{i,00}$  é Produto Interno Bruto *per capita* do município  $i$ , no ano de 2000, obtido no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada;

$\beta_0, \dots, \beta_7$  são os parâmetros estimados pelo modelo de regressão; e

$\varepsilon_i$  refere-se aos resíduos da regressão, com as pressuposições usuais.

O lado esquerdo da Equação 2 corresponde à taxa de crescimento do índice municipal de oferta entre os anos de 2007 e 2016. Uma eventual relação negativa entre essa taxa e o índice de oferta observado para o período inicial ( $\beta_1 < 0$ ) indica a existência de uma tendência de convergência entre os índices municipais de oferta, ao longo do tempo. Neste caso, poderia se afirmar que as disparidades intermunicipais estão diminuindo ao longo do tempo, de modo que a oferta municipal de serviços da atenção primária (*per capita*) está tendendo a se igualar a longo prazo.

Quanto ao parâmetro  $\beta_2$ , espera-se que seu sinal seja positivo, refletindo uma relação direta entre as taxas de crescimento dos índices municipais de oferta e as necessidades municipais de saúde no início do período (ano de 2000). Caso se aceite essa hipótese como verdadeira, é possível afirmar que a oferta de serviços de saúde da atenção primária tem crescido mais intensamente naqueles municípios que apresentam historicamente os maiores índices de necessidades em saúde (vice-versa).

As demais variáveis do modelo objetivam controlar os efeitos das variáveis *IOAP* e *INS* sobre a variável de resposta, evitando-se a ocorrência de regressão espúria. Com exceção das variáveis independentes *POP15*, *POP65*, *POPURB* e *POLO*, todas as demais foram consideradas em seus logaritmos

naturais ( $\ln$ ), de maneira permitir melhor o ajustamento da regressão e facilitar a interpretação dos seus parâmetros.

Para que pudessem ser utilizadas satisfatoriamente no modelo expresso pela Equação 2, as variáveis  $IOAP$  e  $INS$  passaram por transformação linear ( $IOAP_{transf}$  e  $INS_{transf}$ , respectivamente), garantindo que os seus valores tenham sinal positivo: <sup>7</sup>

$$INS_{transf_i} = (INS_i - INS_{mínimo}) + 1 \quad (3)$$

$$IOAP_{transf_i} = (IOAP_i - IOAP_{mínimo}) + 1 \quad (4)$$

Os parâmetros da regressão foram estimados utilizando o método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Em razão da presença de *heteroscedasticidade*, comum em dados de seção cruzada, a significância dos parâmetros ( $\beta_s$ ) foi testada pelo método de correção de *White*.<sup>8</sup>

### 3 Resultados e discussões

#### 3.1 Resultados da análise fatorial e estatística descritiva dos índices municipais de oferta obtidos

Inicialmente, convém apresentar a qualidade do resultado estatístico do modelo de análise fatorial. A última linha da Tabela 2 mostra que o teste de *Bartlett* é significativo a 1%, rejeitando a hipótese nula de que a matriz de correlação entre as variáveis originais é uma matriz identidade, o que leva a aceitar a presença de correlações significativas entre elas, validando os resultados do modelo. Por sua vez, o teste de *KMO* apresentou valor de 0,83, indicando que os dados puderam ser trabalhados com as técnicas da análise fatorial.<sup>9</sup>

<sup>7</sup> Pode-se demonstrar que a transformação linear expressa nas Equações 3 e 4 não altera as distâncias Euclidianas entre as observações do banco de dados.

<sup>8</sup> Maiores informações sobre procedimentos robustos em relação à heteroscedasticidade podem ser obtidas em: WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à Econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

<sup>9</sup> O *KMO* é um indicador que compara a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial. Levando em conta que os valores deste teste variam de 0 a 1, pequenos valores de *KMO* (abaixo de 0,50) indicam a não adequabilidade da análise (CORRAR *et al.*, 2011; FÁVERO *et al.*, 2009).

Levando em conta que se optou por extrair apenas o primeiro fator da análise fatorial, a última linha da Tabela 2 também mostra que este fator possui expressivo poder de explicação, captando mais da metade de toda a variabilidade do banco de dados (variância explicada = 52,03%).<sup>10</sup>

A segunda coluna da Tabela 2 mostra as correlações entre cada uma das variáveis originais de oferta e o indicador agregado de oferta (fator) extraído do modelo. Para a maioria das variáveis, as correlações com o fator extraído estão bem acima de 0,50 (salienta-se que os valores absolutos das correlações podem variar entre zero e 1). Por outro lado, destaca-se o baixo valor da correlação entre o indicador agregado e a variável X5, que não passa de 0,26. Certamente, isso se deve ao fato de que as demais variáveis utilizadas nesta pesquisa estão mais vinculadas à Estratégia de Saúde da Família, enquanto as unidades básicas de saúde estão consideradas em sua totalidade, independentemente do grau de efetivação do Programa de Saúde da Família pelo município.

**Tabela 2** - Resultado estatístico da análise fatorial utilizada na construção do indicador municipal de oferta da atenção primária (IOAP)

Variáveis de oferta na atenção primária	Cargas fatoriais	Coefficientes fatoriais	Comunalidade
<b>X1</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Agentes Comunitários de Saúde (ACS)</b> no ano t	0,814	0,146	0,711
<b>X2</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Odontólogos</b> no ano t	0,622	0,116	0,362
<b>X3</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Enfermeiros</b> no ano t	0,731	0,125	0,533
<b>X4</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Médicos</b> no ano t	0,392	0,073	0,159
<b>X5</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Unidades Básicas de Saúde</b> no ano t	0,261	0,042	0,052
<b>X6</b> - <b>Piso da Atenção Básica</b> (fixo e variável) <i>per capita</i> do ano t	0,718	0,126	0,511
<b>X7</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Saúde Bucal</b> no ano t	0,434	0,077	0,199

<sup>10</sup> Em relação à relevância do primeiro fator, o segundo e terceiro fatores mais importantes representam apenas 14,3% e 6,1% de todo o banco de dados, respectivamente.

**Tabela 2. Continuação**

Variáveis de oferta na atenção primária	Cargas fatoriais	Coefficientes fatoriais	Comunalidade
<b>X8</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Saúde da Família</b> no ano t	0,911	0,149	0,812
<b>X9</b> - Média Mensal <i>per capita</i> do <b>número de Equipes de Agentes Comunitários de Saúde</b> no ano t	0,903	0,162	0,827
<b>X10</b> - Média Mensal <i>percentual</i> da estimativa da <b>população coberta pelas Equipes de Saúde da Família</b> no ano t	0,881	0,159	0,789
<b>X11</b> - Média Mensal <i>percentual</i> da estimativa da <b>população coberta pelas Equipes de Agentes de Saúde</b> no ano t	0,857	0,153	0,731
Teste de <i>Bartlett</i> : 12.618,126 (p<1%) // Teste KMO: 0,830 // Variância Explicada: 52,03%			

Fonte: Resultados da pesquisa.

A penúltima coluna da Tabela 2 apresenta os coeficientes da combinação linear obtida da análise fatorial, indicando o peso de cada variável original no índice de agregado de oferta. Percebe-se que esses pesos estão diretamente associados às cargas fatoriais obtidas para cada variável original, o que justifica o fato de que a variável X5 é justamente aquela que menos contribui no valor (0,042) do indicador agregado de oferta municipal.

Por fim, a última coluna da Tabela 2 mostra o quanto o indicador extraído da análise fatorial explica de cada uma das variáveis originais do modelo (*comunalidade*). Destacando os casos extremos, as *comunalidades* revelam que 82,7% da variância de X9 é explicada pelo indicador agregado de oferta, enquanto este fator explica apenas 5,2% da variável X5.

Esses resultados fornecem indicações de que o modelo utilizado apresenta qualidade estatística suficiente para que os coeficientes fatoriais (penúltima coluna) geradores dos *escores fatoriais* possam também ser considerados como geradoras dos índices municipais de oferta na atenção primária. Sendo assim, a Tabela 3 apresenta breve estatística descritiva dos índices municipais de oferta obtidos para cada um dos dois anos considerados, bem como da taxa de crescimento do índice municipal de oferta nesse período.

A segunda coluna da Tabela 3 apresenta a estatística do IOAP, considerando conjuntamente os dois anos do estudo. Neste caso a média geral e o desvio padrão para os dois anos serão iguais a zero e 1, respectivamente, conforme justificado seção 2.1. Ainda, na segunda coluna, o menor índice municipal de oferta observado é de aproximadamente 3,26 desvios-padrão abaixo da média (-3,25575), enquanto o maior valor é de 3,83 desvios-padrão acima da média (+3,93201), para os dois anos conjuntamente.

Comparando as estatísticas de 2007 e 2016 (terceira e quarta colunas), percebe-se que a oferta municipal média aumentou de -0,29 para +0,28, aproximadamente, resultando em incremento de pouco mais de 0,5 desvio-padrão na oferta média anual, entre os dois anos. A heterogeneidade, por sua vez, sofreu modesta redução entre os dois anos, com desvio-padrão em torno de 1,02 e 0,87 e coeficiente de variação em torno de 349% e 343% da média anual, respectivamente. Essa redução na heterogeneidade está, em geral, associada à ocorrência de crescimentos proporcionalmente maiores por parte dos municípios com menor oferta, conforme sugere a elevação dos índices observados nos intervalos de todos os quartis de municípios (Q1, Q2 e Q3), de 2007 para 2016.

**Tabela 3** – Estatística descritiva dos índices municipais de oferta na atenção primária (IOAP<sub>i</sub>) e da taxa de crescimento da oferta municipal no estado de MG, 2007/2016

Estatística	Variáveis			
	IOAP 2007 e 2016	IOAP 2007	IOAP 2016	Tx. de crescimento do IOAP <sup>a</sup>
Média	0,00000	-0,29207	0,28085	19,21
Desvio Padrão	1,00000	1,02152	0,86668	32,76
Coeficiente de Variação (%) <sup>b</sup>	--	349,8	343,3	171,0
Valor Mínimo	-3,25575	-3,17206	-3,25575	-40,90
Valor Máximo	3,93201	3,82691	3,69727	317,51
N	1706	853	853	853
Quartis:	Q1 (25%)	-0,91358	-0,19001	2,99 <sup>c</sup>
	Q2 (50%)	-0,08406	0,45210	10,52
	Q3 (75%)	0,40407	0,90205	26,31

**Nota.** Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Essa variável corresponde à taxa de variação do IOAP municipal, entre os anos de 2007 e 2016.

<sup>b</sup> Corresponde à razão entre o desvio-padrão e a média, com o resultado multiplicado por 100.

<sup>c</sup> 80% dos municípios apresentaram taxas positivas de crescimento dos índices de oferta (686 municípios).

Por fim, a última coluna da Tabela 3 mostra que, entre 2007 e 2016, a oferta municipal cresceu 19,21%, em média. A maior taxa de crescimento observada foi de 317,51%, enquanto a menor taxa foi de decréscimo de -40,9%. Levando em conta que o indicador de oferta representa a oferta agregada municipal medida em termos *per capita*, uma taxa de crescimento negativa pode estar refletindo uma oferta absoluta que cresce num ritmo proporcionalmente menor que o ritmo de crescimento da população municipal. Todavia, os valores dos quartis revelam que foram poucos os casos de crescimentos negativos ou inexpressivos: apenas 25% dos municípios apresentaram crescimento menor que 2,99% (Q1), enquanto, no outro extremo, outros 25% dos municípios apresentaram crescimento acima de 26,31% (Q3).

### **3.2 Análise cartográfica dos índices municipais de oferta em atenção primária**

Obtidos os índices municipais de oferta para os dois anos do estudo (2007 e 2016), a etapa seguinte consistiu na análise cartográfica desses índices. Inicialmente, optou-se por apresentar os índices em nível das macrorregiões ampliadas de saúde do estado de Minas Gerais, como forma de detectar a existência de diferenças regionais na oferta da atenção primária, bem como possíveis as alterações ocorridas entre os dois anos do estudo.

A Figura 1 apresenta o mapa do estado de MG, para 2007 e 2016, utilizando recorte em nível das macrorregiões de saúde, delimitados em *quartis*, conforme os índices de oferta macrorregionais obtidos. Percebe-se que, entre 2007 e 2016, 9 macrorregiões mantiveram-se no mesmo quartil, enquanto as 4 restantes tiveram mudança de posição: A macrorregião *Sul* subiu do 1º para o 2º quartil, enquanto a macrorregião *Leste* subiu do 2º para o 3º quartil. A macrorregião *Sudeste* caiu do 3º para o 2º quartil, enquanto a macrorregião *Triângulo do Sul* caiu do 2º para o 1º quartil. <sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> Os índices macrorregionais foram calculados pela média dos índices municipais circunscritos em cada macrorregião, ponderada pelas respectivas populações municipais.

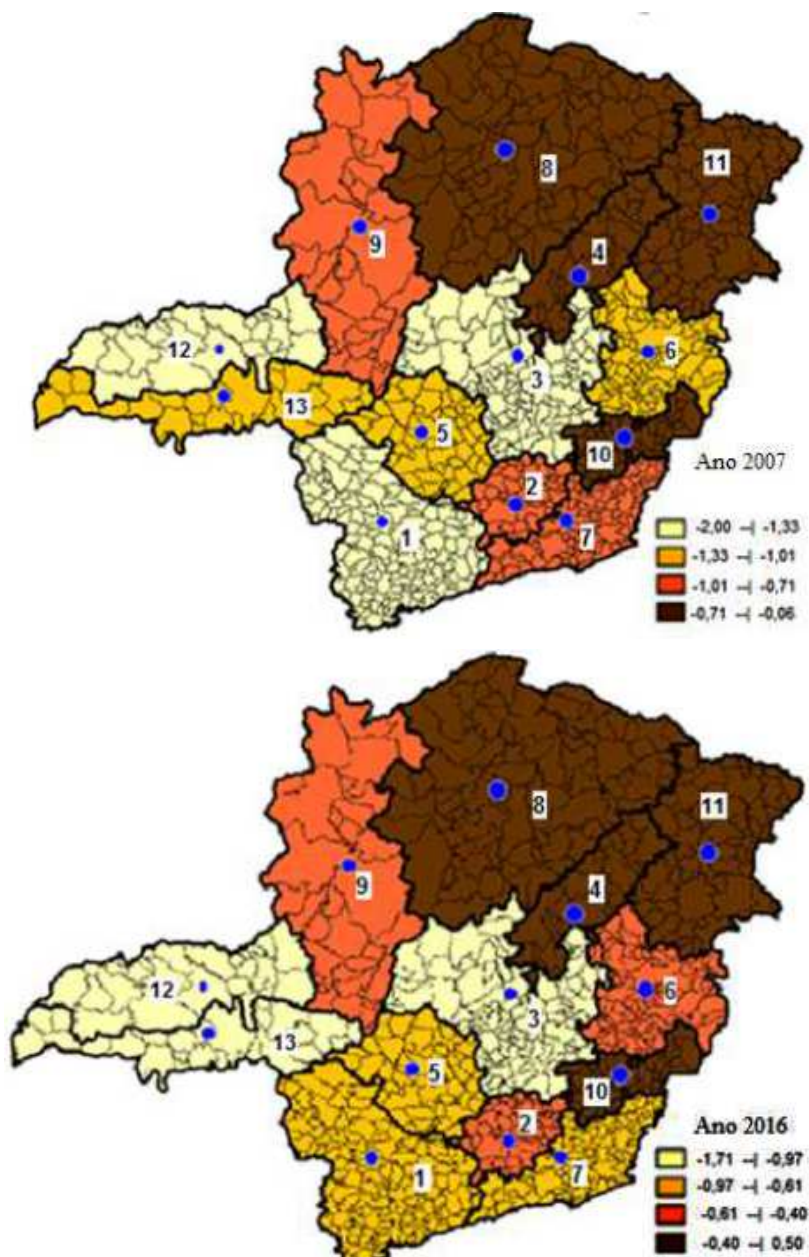
Importante salientar que, entre 2007 e 2016, todas as macrorregiões tiveram aumentos nos seus índices médios de oferta. De fato, a legenda da Figura 1 mostra que, para cada um dos quartis, os valores máximos e mínimos dos índices médios de oferta são significativamente maiores em 2016, quando comparados com 2007, corroborando os resultados da Tabela 2 e evidenciando que oferta em atenção primária têm aumentado na grande maioria dos municípios do estado. Sendo assim, as alterações de posições apontadas simplesmente refletem o fato de que algumas macrorregiões cresceram a uma taxa relativamente distante da taxa média observada.

Contudo, a análise visual da Figura 1 permite detectar uma configuração geográfica caracterizada pela existência de três grupos de macrorregiões circunvizinhas, que se distinguem tanto quanto aos valores médios dos seus índices municipais de oferta quanto às alterações ocorridas entre 2007 e 2016.

O primeiro grupo seria aquele formado por macrorregiões que, entre 2007 e 2016, permaneceram no 3º ou 4º quartis, ou que subiu para uma dessas posições em 2016. Neste grupo estão as macrorregiões *Noroeste*, *Norte*, *Jequitinhonha*, *Nordeste*, *Leste do Sul* e *Leste*. Todas elas perfazem uma extensa e contínua área geográfica situada na metade acima e à direita do Estado, fazendo fronteira com os Estados do Espírito Santo, da Bahia e Goiás (fronteira nordeste deste estado).

O segundo grupo seria aquele formado por macrorregiões que, entre 2007 e 2016, alternaram entre o 1º e 2º quartis, ou se mantiveram em uma dessas posições. Neste grupo estão as macrorregiões *Sul*, *Triângulo Sul*, *Triângulo Norte*, *Centro*, *Oeste*. Todas elas perfazem uma extensa e contínua área geográfica situada na metade mais abaixo e à esquerda do Estado, fazendo fronteira com os Estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul e Goiás (na fronteira leste-sul deste estado).

**Figura 1** – Índices de oferta na atenção primária para macrorregiões de saúde do Estado de Minas Gerais, separados em *quartis* dos valores obtidos para 2007 e 2016.



**Nota.** Fonte: Resultados da pesquisa.  
Macrorregiões de Saúde: **1** - Sul; **2**-Centro Sul; **3**-Centro; **4**-Jequitinhonha; **5**-Oeste; **6**-Leste; **7**-Sudeste; **8**-Norte; **9**-Noroeste; **10**-Leste do Sul; **11**-Nordeste; **12**-Triângulo do Norte; **13**-Triângulo do Sul. Os municípios polos macrorregionais estão destacados com ponto azul proporcional ao valor do índice macrorregional.

Por fim, o terceiro grupo seria aquele formado por duas macrorregiões vizinhas, cuja dinâmica dos seus índices de oferta apresenta-se de forma diferenciada. A macrorregião *Centro* manteve-se no 3º quartil, enquanto a macrorregião Sudeste caiu do 3º para o 2º quartil.

Pela análise conjunta da Tabela 3 e da Figura 1, conclui-se que a dinâmica da oferta em atenção primária no Estado de Minas Gerais tem evoluído de forma desigual e a favor dos municípios situados mais ao noroeste, norte, nordeste e leste do Estado. A seção 3.3 apresenta análise mais robusta dessa dinâmica, permitindo avaliar se essa evolução desigual estaria refletindo, por outro lado, um processo pró-equidade.

### **3.3 Análise intertemporal da dinâmica da oferta municipal em atenção primária no estado de Minas Gerais**

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo de regressão utilizado para analisar a dinâmica das taxas de crescimento da oferta municipal em atenção primária no Estado de Minas Gerais. O ajustamento procedeu em duas rodadas. Na primeira rodada, os resultados (testes “t”) concluíram pela inexistência de relação estatisticamente significativa entre as taxas de crescimento da oferta municipal e as variáveis *POLO*, *POP15* e *PIB*.<sup>12</sup> A segunda etapa procedeu-se com a exclusão dessas variáveis no modelo, permitindo chegar aos resultados apresentados na Tabela 4.

Numa análise geral, os resultados confirmam a validade estatística do modelo de regressão proposto. O teste “F” foi significativo a 1%, validando os valores dos coeficientes de ajustamento da regressão ( $R^2$  e  $R^2$  ajustado). Esses ajustamentos mostram que pelo menos 58,76% das variações nas taxas de crescimento da oferta municipal em atenção primária estão relacionadas às variáveis independentes inseridas no modelo. Os testes “t” foram significativos a 1% para todos os parâmetros, revelando que as taxas de crescimento na oferta estão significativamente relacionadas com as condições sanitárias, demográficas e com o nível de oferta previamente

---

<sup>12</sup> Os parâmetros  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_8$ , do modelo sugerido pela Equação 2, não foram significativos a pelo menos 10%, concluindo-se pela aceitação da hipótese nula de que seus valores são estatisticamente iguais a zero.

existentes nos municípios.

Os parâmetros obtidos para as variáveis de controle do modelo de regressão (variáveis demográficas) mostram que as taxas de crescimento da oferta municipal são maiores nos municípios que inicialmente apresentavam os maiores percentuais de população idosa ( $\beta_5 > 0$ ), e vice-versa. As taxas de crescimento da oferta também são maiores para os municípios que inicialmente apresentavam os maiores percentuais de população vivendo em área urbana ( $\beta_6 > 0$ ) e vice-versa. No sentido oposto, as taxas de crescimento da oferta têm sido maiores naqueles municípios menos populosos ( $\beta_7 < 0$ ).

**Tabela 4** - Resultados do modelo de regressão da dinâmica das taxas de crescimento da oferta municipal em atenção primária no Estado de Minas Gerais

Variável	Coefficientes	Erro Padrão <sup>a</sup>	Estatística “t”	Probabilidade
<i>Intercepto</i>	$\beta_0 = 0,8268$	0,122	6,010	0,0000
<i>ln (IOAP<sub>t,07</sub>)</i>	$\beta_1 = -0,6191$	0,039	-16,632	0,0000
<i>Ln (INS<sub>t,00</sub>)</i>	$\beta_2 = 0,2847$	0,031	9,026	0,0000
<i>POP65<sub>t,00</sub></i>	$\beta_5 = 0,0137$	0,004	4,962	0,0000
<i>PURB<sub>t,00</sub></i>	$\beta_6 = 0,0019$	0,001	2,630	0,0000
<i>Ln(POPT<sub>t,00</sub>)</i>	$\beta_7 = -0,0420$	0,007	-4,799	0,0000
N = 853	R <sup>2</sup> = 0,6009 R <sup>2</sup> ajustado = 0,5908		Estatística “F” = 259,80 Probabilidade = 0,0000	

**Nota.** Fonte: Resultados da pesquisa.

<sup>a</sup> Erros-padrão robustos, pelo método de *White* para correção da *heteroscedastidade*.

O sinal negativo do parâmetro  $\beta_1$  revela que os municípios com menor oferta em atenção primária são aqueles que têm apresentado as maiores taxas de crescimento na sua oferta *per capita* (e vice versa), enquanto o sinal positivo do parâmetro  $\beta_2$  mostra que as taxas de crescimento da oferta são maiores naqueles municípios que apresentavam os maiores índices de necessidades em saúde, em 2000 (e vice versa).

Conforme mostram os estudos de Andrade *et al.* (2004) e de Ferreira Júnior *et al.* (2017), os índices de necessidades em saúde apontam que, historicamente, os municípios mais carentes em saúde estão situados com maior frequência nas localidades mais ao noroeste, norte, nordeste e leste do Estado de MG. Estes municípios estão justamente localizados, com maior frequência, nas regiões em que têm ocorrido as maiores ofertas municipais,

conforme detectado na Figuras 1 deste artigo.

Dessa forma, o sinal positivo do parâmetro  $\beta_2$  revela que as maiores taxas de crescimento na oferta em atenção primária ocorreram justamente nos municípios historicamente mais carentes em saúde (e vice-versa), o que sugere que as desigualdades a favor desses municípios têm refletido um processo gradual de redução das iniquidades nesse nível de atenção. Por sua vez, o sinal negativo do parâmetro  $\beta_1$  indica a ocorrência de processo de convergência dos índices de oferta, de maneira que as desigualdades na oferta *per capita* tendem a se reduzir ao longo do tempo.

Estes resultados indicam que a dinâmica da oferta em atenção primária no Estado de MG segue um processo coerente com o princípio da equidade, na medida em que intenta reverter o quadro histórico de baixa disponibilidade geral da oferta e de acentuadas desigualdades em seu território, priorizando os municípios do noroeste, norte, nordeste e leste do estado, por apresentarem as maiores carências em saúde.

#### **4 Considerações finais e conclusões**

Um dos maiores desafios do SUS está em reverter o quadro histórico de desigualdades verticais e horizontais existentes ao longo de todo o território brasileiro. No decorrer desse processo, a atenção primária, pelas suas características potenciais e efetivas, foi eleita a protagonista desse processo, de modo que sua expansão pelo território brasileiro tornou-se uma das principais diretrizes elencadas pelo Ministério da Saúde, com a devida orientação para que essa expansão ocorra prioritariamente em direção aos municípios com as maiores carências em saúde, atendendo ao princípio da equidade.

Neste contexto, ressalta-se a relevância do presente estudo, na medida em que propõe a utilização de ferramentas objetivas que poderão subsidiar os principais instrumentos de pactuação e de gestão no âmbito estadual, contribuindo para a institucionalização dos processos de monitoramento, acompanhamento, elaboração e avaliação das políticas públicas de saúde.

Nesse sentido, este trabalho teve o objetivo de analisar a distribuição geográfica da oferta municipal em atenção primária no estado de Minas

Gerais, a partir da construção de um indicador sintético multivariado de oferta, bem com avaliar em que medida a dinâmica temporal dessa oferta tem se configurado ao longo do tempo, no sentido de priorizar os municípios que historicamente apresentam as maiores necessidades em saúde.

No que tange à construção do indicador de oferta, uma contribuição importante desta pesquisa está na seleção de um amplo leque de variáveis marcadoras da atenção primária, abrangendo suas mais variadas dimensões: recursos humanos, cobertura assistencial, modelo assistencial, infraestrutura física e financiamento.

Os resultados da análise fatorial apresentaram qualidade estatística suficiente para validar o indicador sintético multivariado da oferta municipal em atenção primária, proposto neste estudo. As variáveis marcadoras revelaram-se significativamente correlacionadas entre si, o que permitiu a obtenção de um indicador sintético multivariado que pôde ser utilizado como indicativo dos níveis de oferta em atenção primária nos municípios do estado, facilitando a análise das heterogeneidades no espaço e no tempo.

Os índices municipais de oferta evidenciam que as macrorregiões de saúde do *Norte*, *Nordeste*, *Jequitinhonha*, *Leste* e *Leste do Sul* concentram a maior parte dos municípios que possuem os mais altos índices de oferta do estado (índices de oferta classificados como “muito alto” e “alto”). Apesar do aumento da oferta média, entre os anos de 2007 e 2016, esta configuração geográfica se manteve na comparação entre os dois anos, evidenciando a prioridade das ações públicas em direção a esses municípios que, historicamente, são aqueles que apresentam as maiores necessidades em saúde do estado.

Por outro lado, na comparação entre os dois anos, evidenciou-se que, em todas as regiões do estado, a maior parte dos municípios apresentaram aumentos expressivos nos seus níveis de oferta, de modo que o percentual de municípios pertencentes às classes de mais baixa oferta do estado (índices de oferta “baixo” e “muito baixo”) reduziu expressivamente, contribuindo para a redução na heterogeneidade observada entre os dois anos.

No que tange à dinâmica da oferta municipal em atenção primária no estado de Minas Gerais, evidencia-se que ela tem crescido de forma desi-

gual, porém a favor daqueles municípios que, historicamente, apresentam os maiores índices de necessidades em saúde do estado. Nesse sentido, é possível afirmar que as desigualdades percebidas a favor daqueles municípios têm refletido processo gradual de redução do quadro histórico de iniquidades geográficas nesse nível de atenção à saúde.

Todavia, os resultados mostram que os municípios com maiores índices de oferta têm crescido a taxas menores, o que leva a concluir que a dinâmica temporal da oferta no estado de Minas Gerais tem seguido um processo de convergência, de maneira que essas desigualdades tendem a se reduzir ao longo do tempo.

## Referências

ANDRADE, M. V.; NORONHA, K. V. M. S.; MORO, S.; MACHADO, E. N. M; F. B. C. T. P. FORTES. *Metodologia de alocação equitativa de recursos: uma proposta para Minas Gerais*. Belo Horizonte: MINAS GERAIS. Secretaria de Estado de Saúde, 2004.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*. vol. 100, n. 2, 1992. p. 223-251.

BRASIL. Ministério da saúde. *Gestão plena com responsabilidade pela saúde do cidadão*. Norma Operacional Básica do Sistema Único de Saúde – NOB - SUS 1996. Brasília, Ministério da Saúde, 1997. (Portaria GM/MS No. 2.203, de 6 de novembro de 1996)

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Descentralização da Gestão da Assistência/Secretaria de Assistência à Saúde. *Regionalização da assistência à saúde: aprofundando a descentralização com equidade no acesso*. Norma Operacional de Assistência à Saúde. 2. ed. Brasília: Ministério da Saúde, 2002. (Série A. Normas e Manuais Técnicos).

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Atenção Básica/Secretaria de Atenção à Saúde/Coordenação de Acompanhamento e Avaliação da Atenção Básica. *Documento Final da Comissão de Avaliação da Atenção Básica*. Brasília: Ministério da Saúde, 2003.

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Apoio à Descentralização/Secretaria Executiva. *Pactos pela vida, em defesa do SUS e de gestão: diretrizes operacionais*. Vol. 1, Brasília: 2006a. (Série Pactos pela Saúde 2006)

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Apoio à Descentralização/Secretaria Executiva. *Regionalização solidária e cooperativa: orientações para sua implementação no SUS*. Vol. 3, Brasília: 2006b. (Série Pactos pela Saúde 2006)

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Atenção Básica/Secretaria de Atenção à Saúde. *Política nacional de atenção básica*. Vol. 4, Brasília: 2006c. (Série Pactos pela Saúde 2006)

BRASIL. Ministério da saúde. Departamento de Apoio à Descentralização/Secretaria Executiva. *Diretrizes para a programação pactuada e integrada da assistência à saúde*. Vol. 5, Brasília: 2006d. (Série Pactos pela Saúde 2006)

BRASIL. Ministério da saúde. Secretaria de Atenção à Saúde – SAS. Diretoria de Articulação de Redes de Atenção à Saúde – DARA. *Redes Regionalizadas de Atenção à Saúde: Contexto, Premissas, Diretrizes Gerais, Agenda Tripartite, para discussão e Proposta de Metodologia para Apoio à Implementação*. Brasília, 2008.

BRASIL. Ministério da saúde. Ministério da saúde. *Estabelece diretrizes para a organização da Rede de Atenção à Saúde no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS)*. Brasília, Ministério da Saúde, 2010.

BRASIL. Ministério da saúde. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Atenção Primária e Promoção da Saúde*. Brasília: CONASS, 2011a. (Coleção Para Entender a Gestão do SUS 2011, v. 3)

BRASIL. Ministério da saúde. *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, Ministério da Saúde, 2011b. (Portaria GM/MS No. 2.488, de 21 de outubro de 2011)

CORRAR, L. J.; PAULO, Edilson; DIAS FILHO, J. M. (Coord.s). *Análise multivariada: para cursos de administração, ciências contábeis e economia*. São Paulo: Atlas, 2011.

FÁVERO, L. P.; BELFIORI, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. (Coord.s). *Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FERREIRA JÚNIOR, S.; PORTO, S.; UGÁ, M. A. D. Estimação das desigualdades na oferta dos serviços de saúde da atenção primária no Estado do Rio de Janeiro. *Ciências Sociais em Perspectiva*, v. 13, p. 1-19, 2014.

FERREIRA JÚNIOR, S.; FAHEL, M. C. X.; HORTA, C. J. G.; DINIZ, J. S. Desigualdades nas Necessidades em Saúde entre os Municípios de Minas Gerais: uma Abordagem Empírica no Auxílio às Políticas Públicas. *Administração Pública e Gestão Social*, v. 1, p. 105-119, 2017.

MENDES, E. V. O SUS que temos e o SUS que queremos. In: Conselho Nacional de Secretários de Saúde. *Convergências e divergências sobre gestão e regionalização do SUS*. Versão preliminar, Brasília: CONASS, 2004.

MENDES, E. V. As redes de atenção à saúde. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 15, n. 5, p.2297-2305, 2010.

MENDES, E. V. *As redes de atenção à saúde*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2011. 549 p.: il.

MENDES, A.; LEITE, M. G; MARQUES, R. M. Discutindo uma Metodologia para a Alocação Equitativa de Recursos Federais para o Sistema Único de Saúde. *Saúde e Sociedade*, v.20, n.3, p.673-690, 2011.

MENDONÇA, M.H.M.; VASCONCELLOS, M.M.; VIANA, A.L.D. Atenção primária à saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 24, sup. 1, s.4-5, 2008.

PORTO, S. M.; VIANNA, S. M.; UGÁ, M. A.; VIANNA, C. M.; MARTINS, M.; LUC-CHESI, P. T. R.; SZWARCOWALD, C. L.; TRAVASSOS, C. & VIACAVA, F.

*Metodologia de alocação de recursos Financeiros Federais do SUS*. Rio de Janeiro, ENSP/FIOCRUZ, 2001. (Relatório final de projeto REFORSUS).

SILVA S. F.; DOBASHI, B. F. Um novo pacto no SUS. *Divulgação em saúde para debate*, n. 34, p. 9-17, 2006.

STARFIELD, B. Acessibilidade e primeiro contato: a “porta”. In: STARFIELD, B. (Org.) *Atenção primária: equilíbrio entre necessidades de saúde, serviços e tecnologia*. Brasília: Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura/Ministério da Saúde, 2002. p. 207-245.

UGÁ, M.A.D.; PIOLA, S.F.; PORTO, S.M.; VIANNA, S.M. Descentralização e alocação de recursos no âmbito do Sistema único de Saúde. *Revista Ciência e Saúde Coletiva*, v.8, n.2, p. 417-438, 2003.

UGÁ, M.A.D.; MARQUES, R.M. O financiamento do SUS: trajetórias, contexto e constrangimentos. In: LIMA, N. T.; GERSCHMAN, S.; EDLER, F.C.; SUÁREZ, J.M. (Orgs.). *Saúde e democracia: história e perspectivas do SUS*. Rio de Janeiro: Editora FIOCRUZ, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à Econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

