

Variações espaciais e desigualdades regionais no indicador de mortalidade infantil do estado de Minas Gerais, Brasil¹

Spatial variations and regional inequalities in infant mortality in the State of Minas Gerais, Brazil

Rivaldo Faria

Universidade Federal de Santa Maria. Departamento de Geociências. Centro de Ciências Naturais e Exatas. Santa Maria, RS, Brasil.
E-mail: rivaldo.faria@ufsm.br

Paula Santana

Universidade de Coimbra. Centro de Estudos em Geografia e Ordenamento do Território. Coimbra, Portugal.
E-mail: paulasantana.coimbra@gmail.com

Resumo

O objetivo deste estudo é analisar as variações espaciais e as desigualdades regionais no indicador de mortalidade infantil do estado de Minas Gerais, Brasil. O estudo foi feito considerando os municípios desse estado no período de 2003 a 2012 e tendo em vista a seleção de três dimensões operativas de análise: taxa de mortalidade infantil (TMI) e proporção da população atendida nas Equipes Saúde da Família (PCSF); TMI e proporção de nascidos vivos sem acompanhamento pré-natal (PNVSPN); TMI e Índice de Privação Material (IPM). Os dados foram coletados em fontes secundárias oficiais, modelados em Sistema de Informação Geográfica e analisados com recursos da estatística espacial descritiva e bayesiana. Os resultados indicaram redução das TMI em Minas Gerais, mas ainda persistem acentuadas desigualdades regionais, com taxas elevadas nos municípios com elevados IPM e PNVSPN. Observa-se, pois, a necessidade de ampliação e qualificação do acesso ao pré-natal e intervenções no contexto regional em setores nem sempre ligados ao sistema de saúde, mas que são fundamentais para redução da mortalidade infantil. **Palavras-chave:** Mortalidade Infantil; Desigualdades em Saúde; Pré-natal; Análise Espacial. Básico; Agricultura Familiar.

Correspondência

Rivaldo Faria
Avenida Roraima, Santa Maria, Cidade Universitária, Prédio 17, Sala 1134. Santa Maria, RS, Brasil. CEP 97105-900.

¹ Trabalho financiado pela Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES).

Abstract

This study aims to analyze the spatial variations and regional inequalities in infant mortality in the State of Minas Gerais, Brazil. The study was made considering the municipal districts of the State between 2003 and 2012, through the selection of three operative dimensions of analysis: infant mortality rate (IMR) and proportion of assisted families by Family Health Teams (FHT); IMR and proportion of live births without prenatal care (LBWPC); IMR and Index of Material Deprivation (IMD). Data were collected in official secondary sources, modeled in Geographic Information System, and analyzed with descriptive and Bayesian spatial statistical. The results showed the reduction of IMR in Minas Gerais, but there are still pronounced socioeconomic regional differences, with higher rates in municipalities presenting higher IMD and LBWPC. It is observed, therefore, the need to expand and qualify access to prenatal care and interventions in the regional context in sectors not always linked to the health system, but which are essential to reducing infant mortality.

Keywords: Infant Mortality; Health Inequalities; Prenatal Care; Spatial Analysis.

Introdução

A mortalidade infantil vem sendo reduzida no Brasil graças às profundas mudanças sociais nas condições de vida e saúde da população. Alguns autores associam essa redução à melhoria no sistema de atenção à saúde, com a ampliação da cobertura vacinal, o maior acesso ao pré-natal e aos serviços médicos básicos e essenciais no primeiro ano de vida (Macinko; Guanais; Souza, 2006; Duarte, 2007; Aquino; Oliveira; Barreto, 2009). Outros autores preferem relacioná-la com a melhor distribuição de renda, ou mesmo com seu aumento, por meio de programas de transferência de renda (Ramalho et al., 2013; Lagarde; Haines; Palmer, 2009; Rasella et al., 2013). Da mesma forma, é possível encontrar associações positivas entre a redução da mortalidade infantil e o aumento da escolaridade (Wang et al., 2014; Gage et al., 2013; Peña; Wall; Persson, 2000), ou ainda a redução da mortalidade infantil e o acesso a condições básicas de moradia, saneamento básico, energia e alimentação (Carvalho et al., 2015; Soares; Menezes, 2010; Cavalcanti; Ribeiro, 2003).

Não menos importantes são os estudos das desigualdades territoriais da mortalidade infantil. Alguns autores também já adentraram essa temática, seja nas perspectivas da análise espacial (Assunção et al., 1998; Shimakura et al., 2001; Silva et al., 2011; Lima et al., 2013), dos determinantes socioespaciais (Oliveira et al., 2013; Bezerra Filho et al., 2007), dos reflexos das políticas públicas de saúde (Duarte, 2007) ou mesmo das condições relacionadas a características de raça, gênero (Chor; Lima, 2005), idade e escolaridade das mães (Santos et al., 2012). É pertinente mencionar os trabalhos de Campos, Carvalho e Barcellos (2000) e Almeida e Szwarcwald (2012), pois ambos mostram como um dado territorial elementar, como a distância geográfica entre a população e os serviços de saúde, será determinante na concentração espacial de elevadas taxas de mortalidade infantil em alguns locais. Da mesma forma, mas sob uma perspectiva geográfica, Faria (2013) apresentou um estudo da mortalidade materna e infantil no Brasil: embora sua abordagem tenha sido generalizada, no nível das Unidades da Federação, os dados indicaram

estreita relação entre desigualdades territoriais, uso dos serviços de saúde e mortalidade materna e infantil. Por fim, na perspectiva dos métodos geográficos, é relevante mencionar os trabalhos de Santana (2005), Norman et al. (2008), e Grady e Enander (2009), pois eles não apenas apresentam caminhos metodológicos específicos ao estudo geográfico da mortalidade infantil, mas também formas de correlação espacial por meio do uso de indicadores de contexto das variações sociais e territoriais do fenômeno estudado.

Esses e outros estudos, cuja lista não caberia neste texto, expressam, em geral, e cada um à sua maneira, como as condições territoriais, sobretudo a ainda fatídica desigualdade territorial do Brasil, interferem para produzir elevados índices de mortalidade infantil em alguns locais. Por isso, e opostamente, a redução da mortalidade infantil é reconhecida como uma política necessária para atingir o tão almejado - mas ainda distante - desenvolvimento social no Brasil. Embora tais desigualdades tenham sido reduzidas nas últimas décadas, com a saída de milhares de pessoas da situação de pobreza e fome (Ravallion, 2009), elas ainda são um problema social e de saúde pública (Victora et al., 2011). É verdade que, especificamente em relação à mortalidade infantil, o país adiantou-se no cumprimento dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio - ODM (WHO, 2005), mas também é verdade que os índices encontrados no Brasil ainda estão longe daqueles encontrados nos países desenvolvidos (Victora et al., 2011). Ademais, as desigualdades territoriais têm mostrado que, para muitos municípios ou estados brasileiros, a meta da redução da mortalidade infantil, tal como expressa nos ODM, está muito longe de ser alcançada (Faria; Santana, 2015).

O estudo das variações territoriais da mortalidade infantil vem a calhar neste período que segue a avaliação dos indicadores pactuados no âmbito dos ODM. Sobretudo em escala cartográfica maior, em que as variações são mais expressivas e os resultados podem indicar valores bem distantes daqueles preconizados para o país. Portanto, sob esse contexto, e considerando a importância das políticas de controle e monitoramento da mortalidade infantil no Brasil, propomos este artigo, cujo

objetivo, expresso de forma sintética, é analisar as variações espaciais e as desigualdades regionais na TMI do estado de Minas Gerais, Brasil. O estudo foi feito em municípios desse estado, considerando os anos entre 2003 e 2012, tendo em vista a seleção de três dimensões operativas de análise: TMI e proporção da população cadastrada nas Equipes Saúde da Família (PCSF); TMI e proporção de nascidos vivos sem acompanhamento pré-natal (PNVSPN); TMI e Índice de Privação Material (IPM). O texto foi organizado conforme essas três dimensões operativas, antecipando-se a elas uma breve descrição metodológica do trabalho de levantamento, modelagem e análise dos indicadores utilizados.

Dados e métodos

O estado de Minas Gerais é o quarto em extensão do Brasil e possui quase vinte milhões de habitantes (o segundo mais populoso), distribuídos em 853 municípios analisados (IBGE, 2010). O período de estudo compreendeu os anos de 2003 a 2012, assim definido considerando-se a disponibilidade e atualização dos dados, além da capacidade de relacioná-los coerentemente numa única base. Todos os dados deste estudo foram coletados no Sistema de Informação de Mortalidade (Sim), no Sistema de Informação de Nascidos Vivos (Sinasc), no Sistema de Informação da Atenção Básica (Siab) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Em posse dos dados, foram construídos quatro indicadores, conforme descritos nos objetivos operativos: (1) TMI e (2) proporção de nascidos vivos sem acompanhamento pré-natal (PNVSPN), ambos construídos com dados agregados quinquenalmente para os anos de 2003-2007 e 2008-2012; (3) proporção da população cadastrada (adscrita) nas ESF (PCSF), calculada para os anos de 2005 e 2010; e (4) Índice de Privação Material (IPM), calculado com dados censitários decenais dos anos de 2000 e 2010.

A TMI e a PNVSPN foram calculados tendo em vista, respectivamente, a razão entre o número de óbitos infantis e o número de nascidos vivos sem acompanhamento pré-natal, e o número de nascidos vivos no mesmo período. A essas taxas brutas foi aplicado o método bayesiano empírico, tendo em

vista a necessidade de amenizar suas flutuações aleatórias (algo comum em estudos populacionais envolvendo unidades geográficas). De acordo com Câmara et al. (2004), o método bayesiano é um estimador que parte do pressuposto de que a taxa é uma variável aleatória, que contém uma média e uma variância. Então, para calculá-lo realiza-se uma combinação entre a taxa observada (t_i), a média (μ_i) e o peso de confiança (w_i) do indicador para cada município, conforme descrito na equação a seguir:

$$\theta_i = w_i t_i + (1 - w_i) \mu_i$$

O fator é dado por:

$$w_i = \frac{\sigma_i^2}{\sigma_i^2 + u_i/n_i}$$

Portanto, por meio desse método os municípios tiveram suas TMI e a PNVSPP reestimadas pela aplicação de uma média ponderada, cujo fator (w) ou peso de confiança varia conforme o tamanho da população em estudo, sendo sempre menor quanto menor for a população, e vice-versa.

A PCSF, por sua vez, foi calculada pela relação entre a população cadastrada nas ESF e a população absoluta de cada município no mesmo ano. Desatualizações e incongruências nos dados do Siab foram resolvidas levantando-se o número de ESF (unidades) instaladas em cada município. Considerando-se que cada equipe, exceto a da região metropolitana, atende uma população de no máximo quatro mil habitantes, recomendando-se uma média de três mil habitantes (Brasil, 2012), foi possível estimar, em relação a essa média, a população atendida pelas PCSF nesses municípios.

Finalmente, o IPM, que é um indicador composto de privação, foi construído após a seleção estratégica de três variáveis, referidas em estudo Miranda et al. (2014), e capazes de expressar, de modo global, as desigualdades territoriais nas condições de vida da população: índice de analfabetismo das mulheres em idade reprodutiva; proporção de domicílios sem instalações sanitárias interiores; e índice de desemprego da população em idade ativa. Conforme

orientação metodológica oferecida por Carstairs e Morris (apud Santana, 2005), estandardizamos essas variáveis por meio do método *z-score*, de modo que cada uma tivesse a mesma influência no resultado final do índice. O IPM representa, em síntese, a soma dessas variáveis estandardizadas.

As análises foram realizadas com uso das técnicas exploratórias de dados espaciais, nomeadamente a autocorrelação espacial, por meio dos índices I de Moran Global e Local (Anselin, 1995), e a visualização em intervalos quintis e quartis. O I de Moran Global permite uma medida geral de associação espacial para o conjunto dos dados (Câmara et al., 2004) e pode variar de +1 a -1, indicando independência espacial (quando o valor da variável é zero e a hipótese nula de não dependência espacial é confirmada), dependência espacial direta (quando o valor é positivo) ou inversa (quando o valor é negativo). Contudo, a função de autocorrelação desse índice fornece um único valor de associação espacial para o conjunto de dados, o que pode ocultar realidades locais (ou regionais) que estão subsumidas nesse único valor global. Por isso, decidiu-se também aplicar o LISA (*Local Indicators of Spatial Association*), proposto originalmente por Anselin (1995), com intuito de identificar áreas territoriais onde o indicador apresenta dependência espacial pronunciada e tende à formação de clusters. Dessa forma, à exceção da PCSF, cuja dinâmica espacial difere dos demais indicadores, visto que se associa a um plano e a uma política, o uso do LISA permitiu a identificação de padrões espaciais que, posteriormente, puderam ser comparados.

Para realizar as operações estatísticas e também para representar espacialmente os dados, foi utilizado o programa *ArcGIS*, da empresa Esri, em sua versão 10.2. A base cartográfica, em escala 1:50.000, foi retirada no site do IBGE.

Resultados

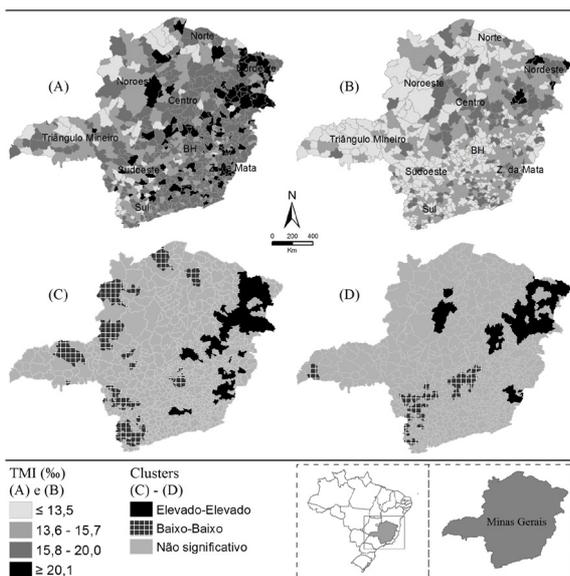
Mortalidade infantil: variação temporal e distribuição espacial

O estado de Minas Gerais, influenciado pelas políticas do país, vem apresentando redução da

mortalidade infantil. No período de 2003 a 2007, a taxa era de 16,5‰ e, em 2008-2012, passou para 13,5‰, uma taxa menor, portanto, que a média brasileira, que era de 17,2‰ e passou para 14,2‰, respectivamente nos mesmos períodos. Também os municípios no seu interior apresentaram redução das TMI, à exceção de 12% deles, onde houve piora do indicador.

A Figura 1 apresenta a TMI estimada ao nível dos municípios de Minas Gerais, para os períodos de 2003-2007 (A) e 2008-2012 (B). O intervalo de corte foi intencionalmente feito em 13,5‰, valor correspondente à média do estado no segundo período, e em 15,7‰, valor do indicador pactuado pelo Brasil para a redução da mortalidade infantil no âmbito dos ODM (WHO, 2005). A figura permite identificar concentração espacial de baixas TMI nos municípios localizados na área geográfica entre o noroeste e o Triângulo Mineiro e entre a região metropolitana de Belo Horizonte e o sul do estado. Da mesma forma, e opostamente, é possível também identificar concentração espacial de elevadas TMI no cordão que liga o centro ao nordeste do estado.

Figura 1 – Taxas de mortalidade infantil por municípios do estado de Minas Gerais, Brasil, agregadas para os anos de 2003-2007 (A) e 2008-2012 (B) e autocorrelação espacial I de Moran Local (LISA) calculado, respectivamente, para os mesmos períodos (C e D)



Aos dados expressos na figura 1 (A e B) foi, posteriormente, aplicado o método de autocorrelação espacial (Figura 1, C e D). Os resultados mostraram autocorrelações positivas para as TMI em ambos os períodos analisados. Os valores de probabilidade do índice I de Moran foram, respectivamente, *z-score* 14,5 (I de Moran: 0,15) e *z-score* 11,9 (I de Moran: 0,12). Rejeitando-se, portanto, a hipótese nula de aleatoriedade espacial do indicador (com intervalo de confiança encontrado de 99%).

Os clusters “Elevado-Elevado” representam municípios com altas TMI e cujas vizinhanças tendem a apresentar alta proporção do mesmo indicador. Portanto, eles indicam aglomerações espaciais de valores similares, ou seja, são locais de dependência espacial pronunciada. É possível observar, nos dois períodos analisados, clusters de elevadas TMI a nordeste do estado e, em menor proporção, na Zona da Mata e entre o centro e noroeste. O contrário ocorre com os clusters “Baixo-Baixo”, cujas vizinhanças tendem a apresentar baixas TMI. Portanto, nesses locais há uma dependência espacial pronunciada de baixas TMI. Assim, é possível reconhecer concentrações espaciais de cluster “Baixo-Baixo” entre a região metropolitana de Belo Horizonte, o sul e o sudeste do estado.

As variações nas TMI foram também consideradas conforme tipologias de municípios mineiros. De modo bastante generalizado, mas pertinente, agrupamos os 853 municípios de Minas Gerais em três grupos, de acordo com tamanho populacional, e os apresentamos na Tabela 1.

Tabela 1 – Comparativo das taxas de mortalidade infantil (TMI), proporção de nascidos vivos sem pré-natal (PNVSPN), proporção da população cadastrada nas ESSF (PCSF) e índice de privação material (IPM) conforme tipologias de municípios por tamanhos populacionais do estado de Minas Gerais, Brasil, 2015

Municípios por mil/hab.	2003-2007		2008-2012		Variação (%)	
	TMI*†	PNVSPN**	TMI	PNVSPN	TMI	PNVSPN
<20	18,2	1,47	15,5	1,12	-14,4	-23,8
20-100	17,3	1,19	14,0	1,07	-19,8	-10,8
>100	14,7	1,10	12,1	1,14	-17,6	3,64

continua...

Tabela 1 – Continuação

Municípios por mil/hab.	2005	2000 ¹	2010		Variação (%)	
	PCSF**	IPM***	PCSF	IPM	PCSF	IPM
<20	70,1	2,7	89,6	1,9	27,9	-29,6
20-100	49,3	-0,9	67,5	-0,5	37,0	-44,4
>100	50,3	-4,7	52,4	-5,4	4,2	14,9

¹ Expresso por mil/hab. (‰)

** Expresso em porcentagem (%)

*** (Valor dos z-score somados)

¹ Dados censitários são coletado em intervalos de dez anos

Fonte: Datasus, Ministério da Saúde, 2013

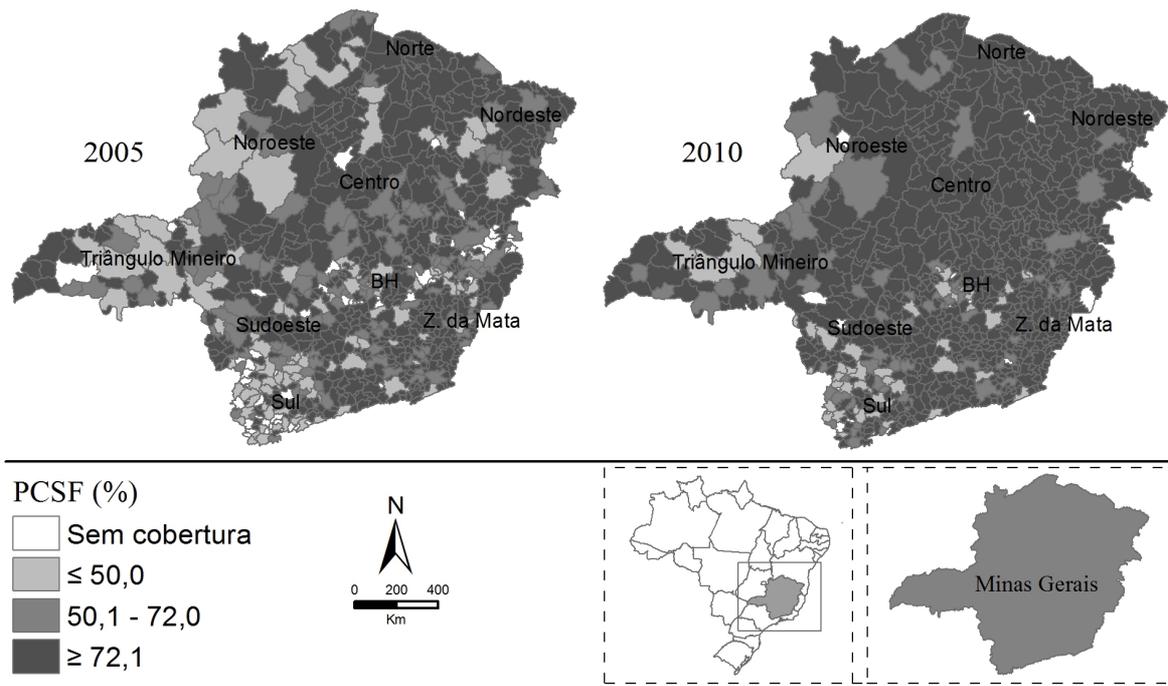
Os dados mostram que os municípios com população acima de 100 mil habitantes, onde se concentra a maior parte da população do estado, apresentaram as menores TMI nos dois períodos analisados (de 14,7‰ a 12,1‰, respectivamente). Opostamente, os municípios com população abaixo de 20 mil habitantes apresentaram as TMI mais elevadas nos dois períodos (de 18,2‰ a 15,5‰, respectivamente). Os demais municípios, entre 20 e 100 mil habitantes, apresentam indicadores de transição entre os dois primeiros. Nomeadamente em relação à variação do indicador entre os dois períodos, observou-se,

curiosamente, que a redução foi mais elevada nos municípios acima de 20 mil habitantes, embora em todos eles a TMI tenha sido diminuída no período.

Expansão dos serviços de atenção primária à saúde e acesso ao pré-natal

Os dados proporcionais apresentados na Figura 2 indicam que houve aumento da população cadastrada nas ESF em praticamente todos os municípios de Minas Gerais no período analisado. A média do estado, que era de 53,5% em 2005, passou para 68,2% em 2010. Um valor acima da média nacional, cujos valores eram de 42,7% e 52,5%, respectivamente aos mesmos anos. Em relação à distribuição espacial, observou-se que os municípios localizados ao norte, nordeste, centro e Zona da Mata apresentam proporção de cobertura mais elevada nos dois anos analisados. O contrário ocorre nos municípios localizados ao sul, sudoeste, Triângulo Mineiro, Belo Horizonte e parte do noroeste, onde foram encontrados os menores valores proporcionais de cobertura.

Figura 2 – Proporção da população cadastrada nas Equipes Saúde da Família (PCSF) por municípios do estado de Minas Gerais, Brasil, em 2005 e 2010



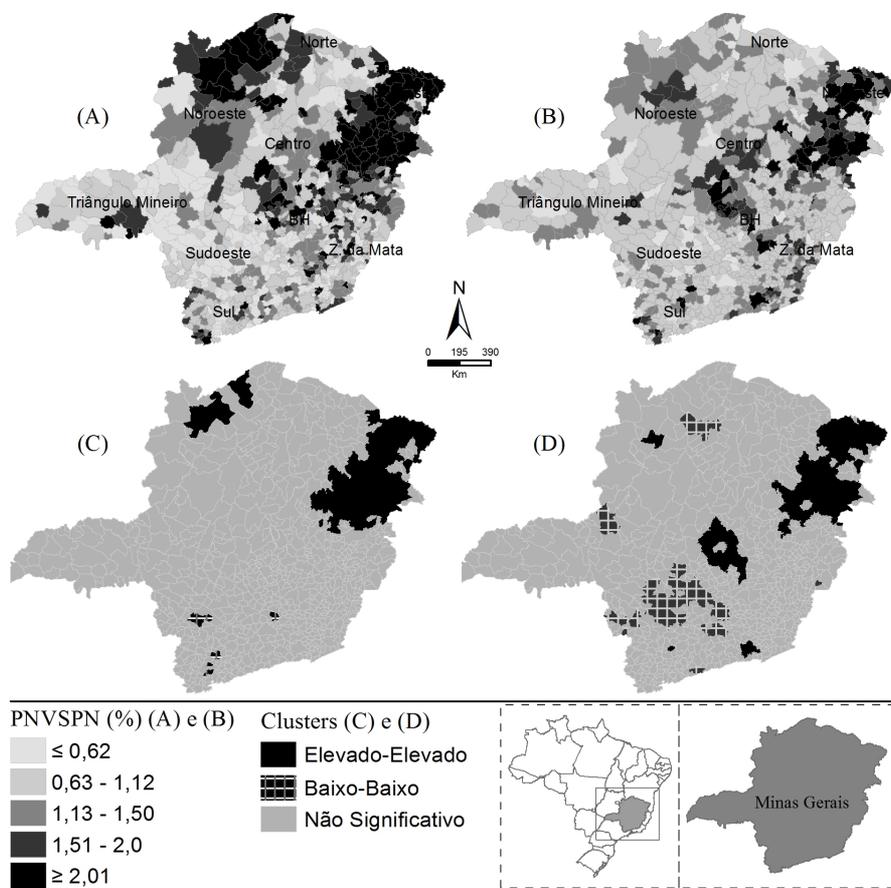
Da mesma forma que se fez com a TMI, aos resultados da PCSF foi ainda aplicado o indicador de autocorrelação espacial. Os resultados encontrados por meio do índice I de Moran Global foram, respectivamente, z -score 27,7 (I de Moran: 0,14) e z -score 20,9 (I de Moran: 0,10). Embora esses valores permitam recusar a hipótese da aleatoriedade do indicador, o resultado do índice de associação local (LISA) mostrou-se muito ínfimo para representar (foram encontrados apenas clusters tipo baixo-baixo ao sul do estado). Ocorre que a grande maioria dos municípios mineiros já possuía mais de 68,2% da população cadastrada nas ESF em 2010.

Finalmente, observou-se que a PCSF é mais elevada nos municípios de pequeno porte populacional (Tabela 1). Enquanto os municípios com população abaixo de 20 mil habitantes possuíam uma PCSF de 89,6% da população, em 2010, os municípios com

população acima de 100 mil habitantes possuíam uma PCSF de 52,4%. Por isso, o Triângulo Mineiro, onde está localizada a cidade de Uberlândia, a segunda maior cidade do estado, de um lado, e a Região Metropolitana de Belo Horizonte (BH), de outro, são os locais onde são encontrados os menores valores proporcionais (Figura 2). A variação entre períodos é também maior ou mais positiva nos municípios de pequeno porte populacional, fato que acentua a política de privilegiamento da expansão desses serviços nos municípios menores e com menor densidade de serviços de saúde do SUS (Brasil, 2012).

Se a PCSF é um indicador de oferta, a PNVSPN é um indicador de uso (ainda que sua medida tenha na “ausência da gestante ao pré-natal” o seu conteúdo de verificação). A Figura 3 apresenta esse indicador estimado (A e B), juntamente com a aplicação do índice de autocorrelação espacial local (C e D).

Figura 3 – Proporção de nascidos vivos sem acompanhamento pré-natal (PNVSPN) por municípios do estado de Minas Gerais, Brasil, agregadas para os anos de 2003-2007 (A) e 2008-2012 (B) e autocorrelação espacial I de Moran calculado, respectivamente, para os mesmos períodos (C e D)



Houve redução da PNVSPN em praticamente todo o estado de Minas Gerais. A média do estado que era de 1,22% em 2003-2007, reduziu para 1,11% em 2008-2012. Um valor significativamente menor que a média brasileira, que era de 2,51%, no primeiro período e 2,24%, no segundo. Contudo, há desigualdades regionais relativamente acentuadas também nesse indicador. Com efeito, as PNVSPN mais elevadas foram encontradas nos municípios localizados a Nordeste do estado, com valores acima da média brasileira nos dois períodos analisados. Embora também nessa região tenha havido redução da PNVSPN, a concentração espacial de índices elevados se manteve no período de 2008-2012. Quando se analisa os municípios com PNVSPN acima da média do estado, com intervalo de corte em 1,12%, o desenho espacial se amplia, podendo-se reconhecer a concentração nos municípios localizados entre as regiões noroeste e norte, de um lado, e entre o centro e o nordeste, de outro. Opostamente, as PNVSPN menos elevadas foram encontradas nos municípios localizados as regiões do Triângulo Mineiro, sudoeste e sul, de um lado, e entre Belo Horizonte e Zona da Mata, de outro.

Os clusters representados pelo LISA (Figura 3, C e D) também confirmam essa distribuição: clusters “Elevado-Elevado” tendem a se concentrar espacialmente nos municípios localizados a nordeste e clusters “Baixo-Baixo” nos municípios localizados entre Belo Horizonte e o sul do estado. A dependência espacial foi atestada pelo Índice I de Moran, cujos valores de probabilidade foram, respectivamente aos dois períodos, *z-score* 22,6 (I de Moran: 0,23) e *z-score* 15,5 (I de Moran: 0,16) e intervalo de confiança de 99%.

A PNVSPN varia também conforme tipologia de municípios (Tabela 1). Foi maior a redução desse indicador nos municípios de pequeno porte populacional. De tal forma que, em 2008-2012, os valores dos municípios de pequeno porte populacional são muito parecidos com os municípios acima de 100 mil habitantes. Acresce referir, aliás, que nestes últimos houve uma discreta piora desse indicador.

Índice de Privação Material (IPM) e as desigualdades regionais do estado de Minas Gerais

A apresentação cartográfica do IPM permite identificar claramente duas realidades distintas e opostas em Minas Gerais (Figura 4, A e B). Uma delas é representada pelas áreas de maior privação, agrupadas geograficamente como um contínuo que se estende do noroeste ao centro, norte e nordeste do estado. Em geral, são áreas positivas para privação, superiores aos valores encontrados para o estado (cujos IPM foram negativos, respectivamente, -1,8 e -1,6 nos dois períodos analisados²). Outra realidade é representada pelas áreas de menor privação social, que estão agrupadas como um contínuo que se estende do Triângulo Mineiro ao sudoeste, sul e Belo Horizonte.

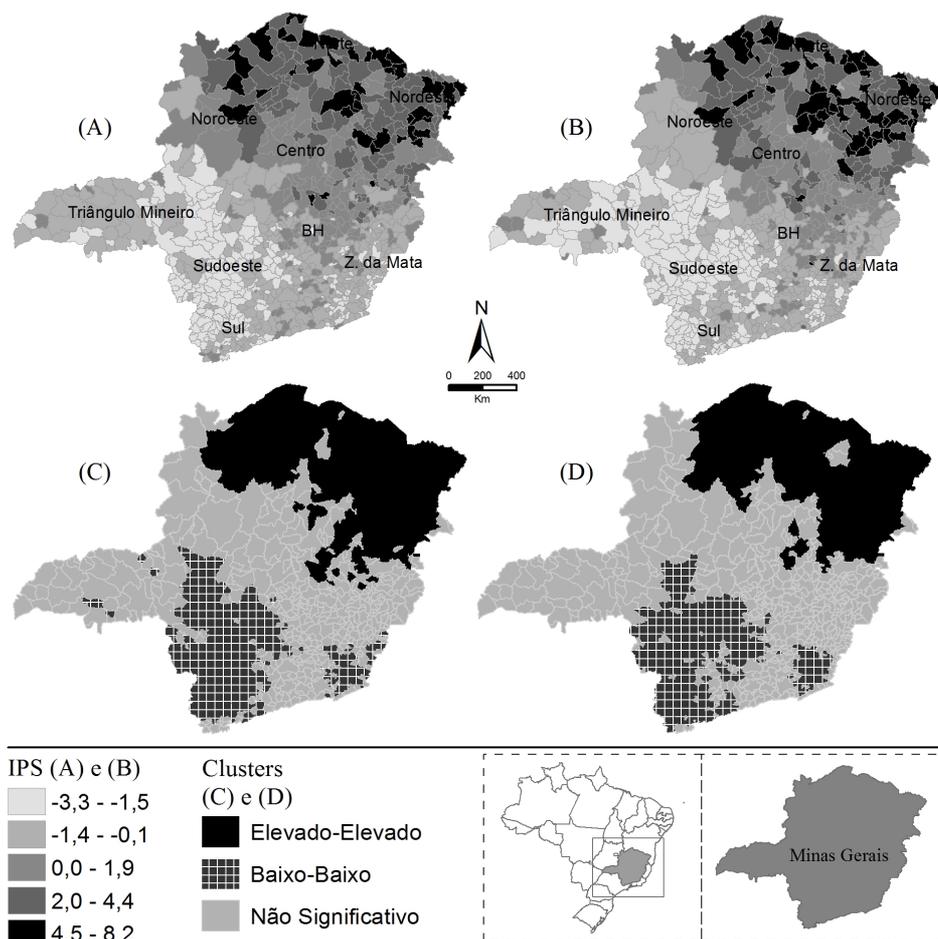
Em relação às variações do indicador entre os dois anos analisados, não foram identificadas grandes alterações na sua distribuição espacial. Senão, houve um relativo aumento do IPM. Efetivamente, 416 municípios tiveram aumento nesse indicador. O que é um fato curioso num período marcado, segundo alguns (Hoffmann, 2006), pela saída de milhares de pessoas da miséria e da fome.

A autocorrelação espacial local (Figura 3, pranchas C e D), da mesma forma, mostrou dois arranjos espaciais representados pelos clusters de elevada privação social, “Elevado-Elevado”, ao norte e nordeste, e clusters de menor privação social, “Baixo-Baixo”, entre o sudeste e sul. O Índice I de Moran mostrou também dependência espacial ainda mais pronunciada para esse indicador, com valores de probabilidade representados, respectivamente aos dois períodos, *z-score* 44,3 (I de Moran: 0,46) e *z-score* 43,8 (I de Moran: 0,45) e intervalo de confiança de 99%.

Finalmente, observaram-se também variações no IPM conforme tipologia de municípios (Tabela 1). De fato, municípios com população abaixo de 20 mil habitantes apresentaram IPM positivos nos dois anos analisados (2,7 e 1,9, respectivamente). Ao contrário, municípios com população acima de 100 mil habitantes apresentaram IPM negativos nos

2 A padronização dos indicadores por meio do *z-score* foi feita, nesse caso, em relação à média brasileira.

Figura 4 – Índice de privação material (IPM) calculado para os municípios do estado de Minas Gerais, Brasil, para os anos de 2003 (A) e 2012 (B) e autocorrelação espacial I de Moran calculado, respectivamente, para os mesmos períodos (C e D)



dois anos analisados (-4,7 e -5,4, respectivamente). Os municípios com população entre 20 e 100 mil habitantes novamente indicaram transição entre os dois grupos anteriores, com IPM oscilando negativamente próximo de zero. Por apresentar valores negativos próximos de zero, esses municípios apresentaram pequena variação entre os dois períodos (de -0,9 para -0,5), de modo que a redução foi mais fortemente sentida entre os grupos de municípios pequenos abaixo de 20 mil habitantes e acima de 100 mil habitantes.

Discussão

Inúmeros estudos vêm sendo feitos para entender o comportamento espacial da mortalidade

infantil (Oliveira et al., 2013; Norman et al., 2008; Faria; Santana, 2015), mas ainda há que se aprofundar a discussão das razões espaciais, tanto assistenciais quanto territoriais (razões de contexto), que interferem para a manutenção de taxas elevadas em alguns locais. Isso ocorre, por exemplo, nos municípios localizados a nordeste do estado de Minas Gerais – região onde está localizado o Vale do Jequitinhonha, reconhecidamente, conforme Guerra, Pochmann e Silva (2014), uma das mais pobres do Brasil –, onde foram encontradas as TMI mais elevadas. Municípios de pequeno porte populacional (abaixo de vinte mil habitantes) têm indicadores muito distantes dos pactuados nos programas de vigilância e controle, como os ODM. Para muitos desses municípios, a TMI ainda está acima de 20%,

um valor significativamente elevado em relação às médias do país e do estado.

São profundas as desigualdades regionais de Minas Gerais, sempre mais carenciadas quanto mais ao norte e nordeste (Guerra; Pochmann; Silva, 2014), e é natural que nesses locais estejam concentradas as TMI mais elevadas. Contudo, não é simples ponderar, porque não são universais os elementos de determinação. Isso ficou evidenciado com a PCSF e a PNVSPN. O governo fez a opção correta em privilegiar a expansão dos serviços de atenção primária à saúde do SUS nos municípios mais carenciados e de pequeno porte populacional. Não há dúvida de que isso foi importante para a redução da mortalidade infantil. Mas essa expansão não foi capaz de alterar uma distribuição espacial desigual, tanto no acesso ao pré-natal quanto na redução das TMI.

Ocorre que há outros elementos, não apenas assistenciais, a interferir na dinâmica espacial do indicador. Em geral, são fatores territoriais, de contexto e transversais a todos os demais. Por isso, são também capazes de determinar os demais indicadores simultaneamente. É o caso do IPM, cujo uso permitiu levantar algumas razões espaciais explicativas para as desiguais distribuições das TMI e da PNVSPN. Senão, consideremos três questões relevantes ao propósito deste texto:

(1) TMI elevadas tendem a se concentrar em locais com elevadas PNVSPN. O pré-natal é reconhecido como uma prática de saúde fundamental para promover a saúde materna e infantil (WHO, 2002). Por isso, o Ministério da Saúde orienta que a consulta deva ser realizada a cada quatro semanas e, após a 36ª semana de gravidez, a cada 15 dias (Brasil, 2006). A ausência ao acompanhamento pré-natal, aqui representada pela PNVSPN, mostra, portanto, a enorme fragilidade a que estão expostas as gestantes e recém-nascidos. Por isso, municípios com elevadas PNVSPN, como os do nordeste do estado, por exemplo, apresentaram também elevadas TMI. Inversamente, os municípios com baixas PNVSPN, como os que estão localizados entre o Triângulo Mineiro, sudoeste, Belo Horizonte e sul, apresentaram as mais baixas TMI.

Obviamente, deve-se reconhecer que há muitos outros fatores de determinação. Além de ter que

considerar que o pré-natal terá maior repercussão no óbito neonatal. Mas há algo intrigante na distribuição espacial da PNVSPN quando comparado à PCSF. Essa é a segunda questão.

(2) Elevadas PNVSPN tendem a concentrar-se em municípios com elevadas PCSF. Desde a sua criação em 1994, à época ainda como um programa de governo, as ESF foram ganhando dimensão estratégica para assistência à saúde no Brasil, sobretudo em relação a alguns indicadores, como a redução da mortalidade infantil e materna, o aumento da cobertura vacinal e a redução das internações hospitalares. Alguns anos depois, estudos revelaram impactos positivos da expansão desses serviços na redução da mortalidade infantil (Macinko; Guanais; Souza, 2006; Aquino; Oliveira; Barreto, 2009). Não diferente, observamos que o aumento da PCSF foi acompanhado da redução das TMI e da PNVSPN em Minas Gerais, mas a associação entre oferta dos serviços das ESF e acesso ao pré-natal não é linear, tipo causa-efeito. De fato, municípios com elevadas PCSF apresentaram também elevadas PNVSPN – destaque, novamente, para aqueles localizados a nordeste do estado. Portanto, os serviços estão no território, mas muitas gestantes não os procuram, e isso ocorre porque, conforme Santana (2005), há inúmeras barreiras ao acesso que subvertem essa relação simples entre “demanda-oferta-uso”. Parece-nos, dessa forma, que o IPM cumpre um duplo papel explicativo, embora também ele não deva ser tomado unilateralmente. Essa é terceira questão de que se falava.

(3) Municípios mais carenciados concentram as TMI e PNVSPN mais elevadas. Por se tratar de um indicador de contexto, o IPM pode interferir tanto no acesso aos serviços de saúde, criando barreiras (e.g. econômicas, sociais, culturais) ou eliminando-as, quanto nos indicadores de saúde infantil, elevando as TMI ou mesmo reduzindo-as. Isso explica o fato de encontrarmos, ao mesmo tempo, municípios com elevadas TMI, PNVSPN e PCSF. Destacam-se nesse grupo os municípios localizados entre o centro, norte e nordeste do estado. O oposto também é verdadeiro, ou seja, há uma tendência à redução desses indicadores em municípios menos carenciados, como os que estão localizados entre o Triângulo

Mineiro, sudoeste e sul. No primeiro caso, o IPM funciona como uma barreira de acesso às ESF, de um lado, e como determinante para elevadas TMI, de outro. Mencione-se que nesses locais as TMI estão quase sempre acima do indicador de 15,7% proposto nos ODM. No segundo caso, o IPM menor será determinante para o acesso aos serviços de saúde e para a produção de boas práticas que, por sua vez, contribuem para reduzir as TMI.

Essas três questões ora destacadas oferecem, pelo menos, dois elementos de reflexão importantes para as ações de vigilância e redução da mortalidade infantil em Minas Gerais. Em primeiro lugar, as variações espaciais das TMI estão relacionadas a desigualdades regionais. Portanto, a redução das TMI naqueles municípios onde elas se mantêm elevadas, sobretudo no nordeste do estado, exige políticas de contexto e em setores não diretamente ligados à assistência médica, como educação, trabalho, moradia e saneamento. No Brasil isso vem sendo feito sob o discurso da intersetorialidade das ações. Todavia, embora se constitua uma diretriz organizativa dos serviços de atenção primária à saúde do SUS (Brasil, 2012), há ainda a necessidade de ampliar e aprofundar essas ações intersetoriais, assim como sua capacidade de interferir e alterar esse contexto de privação social.

Em segundo lugar, é necessário associar oferta e uso dos serviços “Saúde da Família”. A ampliação da cobertura foi (e ainda é) importante, mas é necessário agora desenvolver políticas de qualificação desses serviços, capacitando-os para atender a essas realidades mais carentes, inclusive para poder criar mecanismos de integração intersetorial. Medidas específicas para incentivar o uso do pré-natal podem também ser utilizadas. A Rede Cegonha, instituída no âmbito do SUS como modo de “assegurar à mulher o direito ao planejamento reprodutivo e à atenção humanizada à gravidez, ao parto e ao puerpério” (Brasil, 2011), é exemplo de medida nesse sentido. Mas ações adaptadas às realidades regionais, com o envolvimento mais efetivo e autônomo dos municípios, podem resultar ainda mais positivamente, pois, conhecendo-se essa realidade, podem atendê-las de acordo com suas especificidades.

Portanto, políticas de redução da mortalidade infantil devem integrar-se ao planejamento mais amplo de redução das disparidades regionais, sem abdicar das boas ações que vêm sendo empreendidas. Ao contrário, qualificando-as e associando-as a outras políticas setoriais.

Considerações finais

A mortalidade infantil vem sendo reduzida em Minas Gerais, mas ainda apresenta-se desigualmente distribuída, com taxas elevadas nas regiões mais carentes. Igualmente, a PNVSPN apresentou redução e distribuições espaciais muito parecidas com as TMI, fato que demonstra a importância do pré-natal para redução da mortalidade infantil. Diferente ocorre na avaliação entre PCSF e PNVSPN. Embora não se possa dizer que a ampliação da oferta das PCSF não tenha impactado positivamente para o melhor acesso da gestante ao pré-natal, é contraditório o fato de encontrarmos PNVSPN mais elevadas nos municípios com PCSF igualmente mais elevadas. Portanto, os serviços estão presentes no território, mas o acesso pode ser dificultado por muitos fatores não diretamente relacionados com a oferta. Não sem razão, isso irá impactar negativamente a política de redução da mortalidade infantil, dada importância do acesso ao pré-natal como prática preventiva e de promoção à saúde materna e infantil.

O IPM permitiu encontrar algumas explicações de contexto para essas variações espaciais. Em relação às TMI, a privação social será um determinante social e geográfico importante, pois não é incomum que as TMI mais elevadas estejam concentradas nas áreas mais carentes. Em relação à PNVSPN, por sua vez, a privação social vai se apresentar como uma barreira de acesso, pois também não é incomum que nas áreas mais carentes o uso dos serviços seja mais dificultado. Finalmente, em relação à política de expansão das ESF, a privação social será determinante para a ampliação da oferta, tendo em vista as regulamentações do setor (Brasil, 2012).

Considerando-se o exposto, podem-se eleger alguns desafios a serem enfrentados pelo Brasil e, respectivamente, pelo estado de Minas Gerais,

ainda na segunda década deste século: criar políticas integradoras, de base territorial; reduzir as desigualdades regionais; ampliar o acesso, não apenas a cobertura dos serviços; qualificar a oferta dos serviços, sobretudo os de educação e saúde (nas últimas duas décadas o Brasil enfrentou a necessária universalização da cobertura, já quase completada, mas ainda é distante a universalização da qualidade); promover a saúde infantil e materna (condição essencial para o desenvolvimento regional); promover a saúde e a vida, não apenas prevenir a morte e corrigir a doença. Observe-se, pois, que todos esses desafios, e outros que se poderiam enumerar, não podem ser enfrentados disjuntivamente, senão como uma política territorial inovadora, humana, proativa e de longo prazo.

Limitações inerentes ao trabalho

É pertinente esclarecer ao leitor algumas limitações inerentes ao trabalho ora apresentado. Duas, em especial, devem ser consideradas necessárias para se evitar erros de interpretação ou mesmo apropriação equivocada de seus resultados. A primeira foi as imprecisões oriundas da base de dados. É um desafio fazer pesquisa científica com dados secundários oficiais no Brasil, ainda que sejam dados de mortalidade. Há fragmentações da base, sub-registro ou mesmo incongruências metodológicas. E as falhas nos sistemas de registro serão tanto maiores quanto mais carente o município. Portanto, é necessário considerar os processos falhos dos sistemas de registro conhecidos e medidos em estudos recentes (Frias et al., 2013; Girodo et al., 2015, entre outros). Nomeadamente, em relação às declarações de Nascidos Vivos e Óbitos (DN e DO), é preciso ainda considerar que houve melhoria dos sistemas de registro ao longo da primeira década do século (isso implica que os dados do segundo período analisado são mais fiáveis que os do primeiro, por exemplo) e alteração dos modelos de declaração em 2011, o que proporcionou mais eficiência no registro de variáveis, como o uso do pré-natal (Brasil, 2013). Finalmente, em relação aos indicadores contidos no IPM, é ainda necessário

considerar as limitações do uso de dados censitários decenais.

A segunda limitação é de ordem metodológica e está relacionada à impossibilidade, obviamente, de abordar todas as dimensões da análise. O bayesiano empírico, por exemplo, foi eficaz para o que se pretendeu, mas não deixa de carregar imprecisões (Assunção et al., 1998). O estudo dos municípios, da mesma forma, impôs um desafio enorme ao trabalho. Há várias “Minas Gerais” no interior de uma única realidade política e territorial. Por isso, é difícil conciliar a discussão integrando todos os elementos (a influência cultural e dos modos de vida, por exemplo, são determinantes para o maior ou menor uso do pré-natal). Que dizer, por exemplo, da presença ainda importante das Parteiras Tradicionais na obstetrícia do parto em muitos municípios interiores de pequeno porte? São variáveis importantes que, evidentemente, não seria possível abordar nesse trabalho, mas que nem por isso devam ser negligenciadas.

Referências

- ALMEIDA, W. S.; SZWARCOWALD, C. L. Mortalidade infantil e acesso geográfico ao parto nos municípios brasileiros. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 68-76, 2012.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, Malden, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F.; BARRETO, M. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. *American Journal of Public Health*, Birmingham, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.
- ASSUNÇÃO, R. M. et al. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 713-723, 1998.
- BEZERRA FILHO, J. G. et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 5, p. 1173-1185, 2007.

- BRASIL. Ministério da Saúde. *Pré-natal e Puerpério: atenção qualificada e humanizada - manual técnico*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2006.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Portaria nº 1.459, de 24 de junho de 2011. Institui, no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS), a Rede Cegonha. *Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, 25 nov. 2011. Disponível em: <http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt1459_24_06_2011.html>. Acesso em: 11 jul. 2014.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. *PNAB: Política Nacional de Atenção Básica*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2012.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Consolidação do Sistema de Informação de Nascidos Vivos - 2011*. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 2013.
- CÂMARA, G. et al. Análise especial em áreas. In: DRUCK, S. et al (Org.). *Análise espacial de dados geográficos*. Brasília, DF: EMBRAPA, 2004. p. 155-205.
- CAMPOS, T. P.; CARVALHO, M. S.; BARCELLOS, C. Mortalidade infantil no Rio de Janeiro, Brasil: áreas de risco e trajetória dos pacientes até os serviços de saúde. *Revista Panamericana de Salud Pública*, Washington, DC, v. 8, n. 3, p. 164-171, 2000.
- CARVALHO, R. A. S. et al. Inequalities in health: living conditions and infant mortality in Northeastern Brazil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 49, n. 5, p. 1-9, 2015.
- CAVALCANTI, N. F.; RIBEIRO, H. Condições socioeconômicas, programas de complementação alimentar e mortalidade infantil no Estado de São Paulo (1950-2000). *Saúde e Sociedade*, São Paulo, v. 12, n. 1, p. 31-42, 2003.
- CHOR, D.; LIMA, C. R. A. Aspectos epidemiológicos das desigualdades raciais em saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 21, n. 5, p. 1586-1594, 2005.
- DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, 2007.
- FARIA, R. M. Geografia da mortalidade materna e infantil no contexto das desigualdades regionais no Brasil. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO PORTUGUESA PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 19., 2013, Universidade do Minho. *Anais...* Braga: APDR, 2013, p. 725-737. Disponível em: <<http://www.apdr.pt/congresso/2013/>>. Acesso em: 20 ago. 2013.
- FARIA, R.; SANTANA, P. Regional inequalities in infant mortality and primary health care in the State of Minas Gerais, Brazil. *Espace populations sociétés*, 2015. Disponível em: <<http://eps.revues.org/5852>>. Acesso em: 10 jan. 2016.
- FRIAS, P. G. de et al. Correção de informações vitais: estimação da mortalidade infantil, Brasil, 2000-2009. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 47, n. 6, p. 1048-58, 2013.
- GAGE, T. B. et al. Maternal education, birth weight, and infant mortality in the United States. *Demography*, Washington, DC, v. 50, p. 616-635, 2013.
- GIRODO, A. M. et al. Cobertura do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos e potenciais fontes de informação em municípios de pequeno porte populacional em Minas Gerais, Brasil. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*, Recife, v. 15, n. 3, p. 317-324, 2015.
- GRADY, S. C.; ENANDER, H. Geographic analysis of low birth weight and infant mortality in Michigan using automated zoning methodology. *International Journal Health Geographics*, London, v. 8, n. 10, p. 1-18, 2009.
- GUERRA, A.; POCHMANN, M.; SILVA, R. A. *Atlas da exclusão social no Brasil: dez anos depois*. São Paulo: Cortez, 2014.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução das desigualdades no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Censo Demográfico de 2010*. Brasília, DF: IBGE, 2010.

- LAGARDE, M.; HAINES, A.; PALMER, N. The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. *Cochrane Database of Systematic Reviews* (CDSR), Oxford, v. 7, n. 4, 2009.
- LIMA, M. C. B. et al. The spatial inequality of low birth weight in Brazil. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 8, p. 2443-2452, 2013.
- MACINKO, J.; GUANAIS, F.; SOUZA, M. F. M. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology and Community Health*, London, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.
- MIRANDA, M. J. et al. Associação especial entre variáveis socioeconômicas e risco relativo de nascimentos pré-termo na Região Metropolitana de São Paulo (RMSP) e Área Metropolitana de Lisboa (AML). *Saúde e Sociedade*, São Paulo, v. 23, n. 4, p. 1142-1153, 2014.
- NORMAN, P. et al. Geographical trends in infant mortality: England and Wales, 1970-2006. *Health Statistics Quarterly*, Cardiff, v. 40, p. 18-29, 2008.
- OLIVEIRA, G. S. et al. Desigualdade espacial da mortalidade neonatal no Brasil: 2006 a 2010. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 18, n. 8, p. 2431-2441, 2013.
- PEÑA, R.; WALL, S.; PERSSON, A. The effect of poverty, social inequity, and maternal education on infant mortality in Nicaragua, 1988-1993. *American Journal of Public Health*, New Orleans, v. 90, n. 1, p. 64-69, 2000.
- RAMALHO, W. M. et al. Inequalities in infant mortality among municipalities in Brazil according to the Family Development Index, 2006-2008. *Revista Panamericana de Salud Pública*, Washington, DC, v. 33, n. 3, p. 205-212, 2013.
- RASELLA, D. et al. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *The Lancet*, London, v. 382, n. 9886, p. 57-64, 2013.
- RAVALLION, M. Comparative perspective on poverty reduction in Brazil, China and India. *World Bank Policy Research Observer*, Oxford, n. 8, p. 1-34, 2009.
- SANTANA, P. *Geografia da saúde e do desenvolvimento: evolução e tendências em Portugal*. Lisboa: Almedina, 2005.
- SANTOS, H. G. et al. Risk factors for infant mortality in a municipality in southern Brazil: a comparison of two cohorts using hierarchical analysis. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 10, p. 1915-1926, 2012.
- SHIMAKURA, S. E. et al. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1251-1261, 2001.
- SILVA, S. L. C. et al. Visualização dos padrões de variação da taxa de mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil: comparação entre as abordagens Bayesiana Empírica e Totalmente Bayesiana. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 7, p. 1423-1432, 2011.
- SOARES, E. S.; MENEZES, G. M. S. Fatores associados à mortalidade neonatal precoce: análise da situação ao nível local. *Revista Epidemiologia e Serviços de Saúde*, Brasília, DF, v. 19, n. 1, p. 51-60, 2010.
- VICTORA, C. G. et al. Condições de saúde e inovações nas políticas de saúde no Brasil: o caminho a percorrer. *The Lancet*, Londres, v. 377, n. 9782, p. 90-202, 2011.
- WANG, H. et al. Global, regional, and national levels of neonatal, infant, and under-5 mortality during 1990-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *The Lancet*, London, v. 384, n. 9947, p. 957-979, 2014.
- WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. *WHO antenatal care randomized trial: manual for the implementation of the new model*. Geneva: WHO, 2002.
- WHO - WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Health and the millennium development goals*. Geneva: WHO, 2005.

Contribuição dos autores

Faria foi responsável pela elaboração do projeto, levantamento e modelagem dos dados, elaboração da cartografia temática e redação do artigo. Santana foi responsável pela orientação do trabalho, revisão do estado da arte, correção e inserção de procedimentos metodológicos e estruturação textual.

Recebido: 24/03/2015

Aprovado: 30/06/2016