

## Adequação das informações de mortalidade e correção dos óbitos informados a partir da Pesquisa de Busca Ativa

Adequacy of mortality data and correction of reported deaths from the Proactive Search of Deaths

Wanessa da Silva de Almeida <sup>1</sup>  
Célia Landmann Szwarcwald <sup>1</sup>

**Abstract** *The aim of this paper is to propose indicators of adequacy and to estimate correction factors for deaths reported to SIM. In 2014, we carried out a Proactive Search to capture deaths that occurred in 2012 in a sample of municipalities in the regions North and Northeast, and the states of Minas Gerais, Mato Grosso and Goiás. To characterize the coverage of deaths information, we proposed indicators of adequacy by municipality. Correction factors were estimated for individuals one year of age or older and younger than 1 year old. Among the deaths of people aged one year or more, the coverage was above 90% in 12 states. As for infant deaths, the coverage was less than 80% in 7 states. The results of the regression models showed association between the correction factors estimated and the proposed indicators of adequacy. We found very poor death information in 227 municipalities, for which the reported number of infant deaths even after correction, could not reach the minimum expected. Although the progress made in information of vital data in Brazil is recognized, the results show that our greatest challenge is to reach rural and remote municipalities, which do not yet have adequate vital information.*

**Key words** *Mortality registries, Vital statistics, Mortality, Estimation techniques, Brazil*

**Resumo** *O objetivo deste artigo é propor indicadores de adequação e estimar fatores de correção para os óbitos informados ao SIM. Em 2014, foi realizada uma Pesquisa de Busca Ativa para captar óbitos ocorridos no ano de 2012 em uma amostra de municípios das regiões Norte e Nordeste, e dos estados de Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás. Para caracterizar a cobertura das informações de óbitos, foram propostos indicadores de adequação por município. Os fatores de correção foram estimados para indivíduos com um ano ou mais de idade e para crianças menores de 1 ano. Entre os óbitos de 1 ano ou mais, as coberturas são superiores a 90% em 12 estados. Já para óbitos infantis, a cobertura foi inferior a 80% em 7 estados. Os resultados dos modelos de regressão mostraram associação entre os fatores de correção estimados e os indicadores de adequação propostos. Verificou-se grande precariedade das informações em 227 municípios, para os quais o número informado de óbitos infantis, mesmo corrigido, não conseguiu atingir o mínimo esperado. Embora os avanços conseguidos na informação dos dados vitais no Brasil sejam reconhecidos, os resultados mostram que o nosso maior desafio está em alcançar municípios rurais e remotos, que ainda não dispõem de informações vitais adequadas.*

**Palavras-chave** *Registros de mortalidade, Estatísticas vitais, Mortalidade, Técnicas de estimação, Brasil*

<sup>1</sup> Instituto de Comunicação e Informação Científica e Tecnológica em Saúde, Fiocruz. Av. Brasil 4365/Biblioteca de Manguinhos/225, Manguinhos. 21040-360 Rio de Janeiro RJ Brasil. wanessa.silva@icict.fiocruz.br

## Introdução

O compromisso assumido com as metas de desenvolvimento do milênio em 1990 mostrou a necessidade de mensurar indicadores de saúde com fidedignidade<sup>1</sup>. Sobretudo entre os grupos vulneráveis como as mulheres e crianças, os indicadores das metas do milênio têm sido considerados como medidas fundamentais do desenvolvimento humano<sup>2</sup>.

Em vários países do mundo, assumiu-se o desafio de melhorar amplamente as condições de saúde materno-infantil, trazendo à tona o problema de construção de indicadores de saúde que pudessem avaliar o alcance das metas. Neste sentido, a avaliação adequada dos progressos obtidos por meio das estratégias de intervenção assegurou uma medida de prestação de contas do compromisso assumido com as Nações Unidas, encerrado em 2015<sup>3</sup>.

Embora poucos países em desenvolvimento possuam sistemas de informações vitais adequados para a utilização no cálculo de indicadores<sup>4</sup>, as desvantagens do uso de inquéritos populacionais para a avaliação dos progressos são amplamente reconhecidas<sup>1</sup>. Consensualmente, o monitoramento das informações de um sistema de registro contínuo com boa cobertura dos nascimentos e mortes é a melhor forma para estabelecer as tendências temporais dos indicadores de saúde<sup>3</sup>.

O Brasil dispõe de dois sistemas de informações vitais: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), criado em 1976 a partir da implantação do modelo padronizado da declaração de óbito (DO) em todo o território nacional; e o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), implantado em 1994, que tem base na declaração de nascido vivo (DNV), cuja emissão é obrigatória no estabelecimento de saúde onde ocorreu o parto. Os dois sistemas são gerenciados pelo Ministério da Saúde (MS) e têm como objetivo principal fornecer subsídios para traçar o perfil de mortalidade e caracterizar as condições de nascimento no país. As informações estão disponíveis na internet, para todos os municípios, até 2014<sup>5</sup>.

O reconhecimento sobre a importância dos sistemas de informações vitais na gestão em saúde levou o MS a pactuar, junto com os municípios e estados, o compromisso de melhorar a qualidade dos dados e expandir a cobertura do SIM e do SINASC, priorizando estratégias que alcançassem as áreas geográficas em pior situação socioeconômica, e com maior precariedade dos dados vitais<sup>6</sup>.

Vários esforços foram conduzidos nesse sentido, como o aperfeiçoamento tecnológico dos sistemas, a regulamentação dos instrumentos de coleta, a agilidade no processamento e a disponibilização dos dados na internet por município, possibilitando identificar irregularidades locais de forma mais rápida<sup>6</sup>. Especificamente nos últimos 15 anos, o estabelecimento de metas relacionadas ao aumento da cobertura das informações de mortalidade nos estados e municípios, o desenvolvimento de painéis de monitoramento das informações, a implantação de comitês de investigação do óbito infantil e materno, e de causas mal definidas, e a expansão da vigilância dos óbitos infantis e de mulheres em idade fértil contribuíram para a melhora expressiva das informações vitais<sup>5,7</sup>.

Durante esse período, foram propostos métodos para avaliação dos dados vitais por município, utilizando indicadores para mensurar a cobertura e a regularidade das informações<sup>8,9</sup>, e procedimentos de relacionamento das bases de dados dos sistemas de informações do próprio MS como forma de identificar óbitos não informados ao SIM<sup>10,11</sup>. Adicionalmente, desde o ano 2000, foram realizadas três pesquisas de busca ativa de óbitos, com os objetivos de validar os critérios de análise de adequação das informações vitais e estimar as coberturas do SIM e do SINASC por Unidade da Federação (UF)<sup>8,12,13</sup>.

A pesquisa de busca ativa de óbitos e nascimentos referente a eventos ocorridos em 2008, realizada em uma amostra probabilística de municípios no Nordeste e na Amazônia Legal, foi essencial para assegurar a possibilidade de uso das informações vitais para a elaboração de indicadores de saúde materno-infantil em todas as UF. Por usar fatores de correção estimados segundo o nível de adequação das informações de óbitos e nascidos vivos, foi possível generalizar a metodologia para outros anos<sup>13,14</sup>, provocando uma mudança de paradigma no cálculo dos indicadores de mortalidade. Estimados, anteriormente, por meio de técnicas demográficas indiretas em todos os estados das regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás<sup>15</sup>, com o uso da nova metodologia, indicadores tais como o coeficiente de mortalidade infantil e a razão de mortalidade materna mostraram alterações na tendência temporal, com acentuação do decréscimo<sup>14,16</sup>.

Apesar dos enormes avanços, tanto no aumento da cobertura e na melhora da qualidade dos dados vitais, como na sua valorização para o monitoramento do alcance das metas do milênio e dos pactos entre os gestores do SUS, ambos

os sistemas, o SIM e o SINASC, ainda convivem com a precariedade de dados em algumas áreas, que não permitem assegurar o uso das informações sobre mortalidade e nascidos vivos em todos os municípios brasileiros<sup>11-13,16,17</sup>. Com base nos achados da terceira pesquisa de busca ativa de óbitos realizada em 2014, referente a eventos ocorridos em 2012, o presente estudo tem o objetivo de propor indicadores de adequação das informações de mortalidade, calcular fatores de correção para os óbitos informados ao SIM por sexo e faixa etária e, além disso, estimar o CMI por UF e para municípios em que a correção foi insuficiente, buscando estabelecer prioridades de intervenção em locais que ainda persistem com deficiência no registro dos dados vitais.

## Métodos

A avaliação da adequação das informações vitais e a proposição de fatores de correção foi realizada com base na pesquisa de busca ativa que foi feita de maio a outubro de 2014, na qual foram coletadas informações sobre óbitos (fetais e não fetais) ocorridos de 1º de janeiro a 31 de dezembro de 2012.

Foi selecionada uma amostra probabilística de 79 municípios de pequeno e médio porte populacional (todos, exceto um, com menos de 100.000 habitantes), nos estados das regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás, áreas que, reconhecidamente, possuem precariedade nas informações de óbitos<sup>13</sup>. Para a seleção da amostra, os municípios destes estados foram agrupados segundo o nível de adequação das informações de óbitos, estabelecido pelo coeficiente de mortalidade padronizado por idade (CGMP) calculado no triênio 2009-2011, utilizando a população do Brasil, em 2010, como padrão. As categorias do CGMP utilizadas foram: < 2; > = 2 e < 3; > = 3 e < 4; > = 4 e < 5; > = 5 e < 5,5; > = 5,5 por 1000 habitantes<sup>14</sup>. Os municípios foram, igualmente, classificados como adequado/inadequado em relação à informação dos óbitos infantis<sup>17</sup>. A amostragem foi estratificada pelo nível de adequação dos óbitos totais e infantis. Em cada estrato, foram selecionados, aleatoriamente, de 6 a 7 municípios.

Nos municípios da amostra, foi realizado um processo de busca ativa dos óbitos que não constavam na lista nominal do MS, para identificar tanto as declarações de óbito (DO) emitidas e não informadas ao SIM, como aqueles que não geraram as respectivas DO. A busca foi realizada

no próprio município e nos vizinhos de referência para a assistência de saúde.

Foram investigadas as seguintes fontes de informações: bases de dados das secretarias estaduais e municipais de saúde (SES/SMS); cartórios; cemitérios oficiais e não oficiais e funerárias; unidades básicas de saúde (UBS); hospitais e outros estabelecimentos de saúde (clínicas, unidades de emergência) do município-caso e de municípios vizinhos; Instituto Médico Legal (IML) e serviços de verificação de óbitos (SVO); cadastros de programas sociais; delegacias; e outras fontes sugeridas pela equipe municipal. Em cada fonte, foi feita a verificação dos nomes dos falecidos ou das mães das crianças menores de um ano que não constavam da lista nominal do município. Todas as fontes visitadas e as informações coletadas foram digitadas em um painel *on line*, elaborado pela Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS/MS) para monitoramento do trabalho de campo em tempo real.

O banco de informações dos óbitos captados pela busca ativa foi relacionado ao SIM do ano de 2012, por meio de variáveis de identificação do falecido: número da DO, nome, data de nascimento ou idade, data do óbito, nome da mãe, município de residência. Por meio desse procedimento, foram identificados os óbitos encontrados na busca ativa que não constavam do SIM. O banco da busca ativa foi relacionado, adicionalmente, ao Sistema Informatizado de Controle de Óbitos (SISOBI), que possibilitou completar informações de casos encontrados nos dois bancos e que não haviam sido captadas na pesquisa.

A segunda etapa do projeto consistiu em comprovar a residência do falecido e o ano do óbito, e completar informações faltantes de endereço, data de nascimento, idade ou sexo, por meio de confirmação em UBS ou por entrevista domiciliar. A confirmação também foi requerida para todos os óbitos infantis ou fetais encontrados na pesquisa.

### Correção das informações vitais segundo sexo e faixa de idade

Para o cálculo dos fatores de correção das informações de óbitos dos municípios da amostra, foram considerados os óbitos encontrados na busca ativa e confirmados, além dos não localizados por terem sido encontrados em fontes não oficiais, como os cemitérios sem livro de registro. Não foram considerados os óbitos que já constavam do SIM, aqueles com residência comprovada em outro município ou falecimento em ano diferente de 2012.

Para cada município da amostra, o fator de correção dos óbitos foi estimado pela adição da unidade à razão entre o número dos encontrados na pesquisa e o número daqueles informados ao SIM, calculado separadamente para indivíduos de um ano e mais de idade e para crianças menores de um ano.

Para estimar a distribuição por sexo e faixa de idade dos óbitos corrigidos entre indivíduos de um ano e mais de idade, comparou-se a distribuição por idade e sexo dos óbitos não informados ao SIM e encontrados no processo de busca ativa em 2012 com a dos óbitos informados ao SIM no mesmo ano, nos mesmos municípios da amostra. Para estimar o número corrigido de óbitos em uma determinada faixa etária e sexo, utilizou-se um cálculo matemático. Sejam  $x_0$  e  $x_1$ , respectivamente, o número de óbitos de 1 ano e mais de idade, informados e não informados ao SIM no ano de 2012. Então:

$x_1 + x_0$  = número de óbitos de 1 ano e mais de idade.

Sejam  $p_0$  e  $p_1$ , respectivamente, as proporções de uma determinada faixa etária e sexo obtidas entre os óbitos de 1 ano e mais de idade informados e não informados ao SIM. Então:

$(x_0 p_0 + x_1 p_1) / 100$  = número corrigido de óbitos em uma determinada faixa de idade e sexo.

Daí que o fator de correção em uma determinada faixa de idade e sexo é dado por:

$$\frac{x_0 p_0 + x_1 p_1}{x_0 p_0} = 1 + \left( \frac{x_1}{x_0} \times \frac{p_1}{p_0} \right),$$

onde as razões  $x_1/x_0$  e  $p_1/p_0$  são estimadas com os dados de 2012, informados e não informados ao SIM.

### Correção das informações vitais por município

Para caracterizar a cobertura dos sistemas SINASC e SIM por município, foram calculados indicadores de adequação das informações de nascidos vivos e óbitos. Devido à grande proporção (45%) de municípios com menos de 10.000 habitantes, os indicadores foram calculados no triênio 2011-2013, considerando-se a média dos dados informados no período de três anos, para prover maior estabilidade às estimativas municipais<sup>16,17</sup>. A análise da adequação das informações do SINASC foi baseada na “Razão de NV” ( $RZ_{NV}$ ), calculada por meio da razão entre o número de NV informados e o número estimado de NV, baseado na população menor de um ano projetada para 2012:

$$NV_{est} = \frac{\text{População menor de 1 ano projetada}}{(1 - (0,5 \times CMI_{UF} / 1000))},$$

onde  $CMI_{UF}$  é o coeficiente de mortalidade infantil calculado para a respectiva UF no ano anterior ao dos dados captados na pesquisa (2011).

Para cada município foi calculada a Razão de NV ( $RZ_{NV}$ ), estimada por:

$$RZ_{NV} = \frac{\min(NV_{inf}, NV_{est})}{NV_{est}},$$

que representa o valor mínimo entre o número médio de nascidos vivos informado ( $NV_{inf}$ ) e o estimado ( $NV_{est}$ ) no triênio. Quanto mais a razão se aproxima de um, melhor é a cobertura de NV do município.

Para corrigir o número de NV por município, foram utilizados os fatores estimados, anteriormente, segundo faixas da razão entre nascidos vivos informados e estimados<sup>13</sup>.

Para caracterizar o nível de cobertura das informações de óbitos, a análise foi feita, separadamente, para crianças menores de 1 ano e para indivíduos com um ano ou mais de idade. Foram calculados o coeficiente geral de mortalidade padronizado por idade para o total ( $CGMP$ ) e entre indivíduos de 1 ano ou mais de idade ( $CGMP_{1a+}$ ) por município brasileiro, considerando-se a média dos dados de mortalidade informados ao SIM no triênio 2011-2013 e a população do Brasil no ano de 2012 como padrão.

Considerando que o  $CGMP_{1a+}$  de 5,5 por 1000 representa um nível satisfatório de adequação das informações de óbitos entre indivíduos de 1 ano e mais de idade, para estimar os fatores de correção de óbitos por município, foi utilizado o seguinte modelo:

$$FCRR_{1a+} = \frac{5,5}{\min(5,5; CGMP_{1a+})},$$

onde o denominador representa o mínimo entre 5,5 e  $CGMP_{1a+}$ , expresso por 1000 habitantes.

O número corrigido de óbitos de indivíduos de um ano ou mais de idade por município foi obtido pela multiplicação entre o número médio de óbitos informado ao SIM no período 2011-2013 e o fator de correção  $FCRR_{1a+}$ .

Para os óbitos infantis, foi utilizado modelo de regressão linear tendo como variável resposta os fatores estimados na amostra de municípios da busca ativa para óbitos infantis e o  $CGMP$  como variável independente:

$$FCRR_{m1a} = \min(1; 3,626 - 0,418 \times CGMP),$$

que representa o mínimo entre 1 e o valor do modelo linear em função do *CGMP*, expresso por 1000 habitantes.

O número corrigido de óbitos de indivíduos menores de um ano de idade por município foi obtido pela multiplicação entre o número médio informado ao SIM no período 2011-2013 e o fator de correção  $FCRR_{m1a}$ . Em alguns municípios, entretanto, quando o número informado de óbitos infantis no triênio é zero ou próximo de zero, a correção é insuficiente para a obtenção do CMI com fidedignidade.

O critério de “insuficiência do fator de correção” foi estabelecido levando em conta a população do município e considerando a probabilidade de ocorrer pelo menos um óbito infantil no triênio 2011-2013 nos municípios de pequeno porte populacional. Para tal, em cada município foi calculado o número mínimo esperado de óbitos infantis no triênio:

$$O_{\min \text{ esp}} = \frac{TRUNC(CMI_{\min} \times NV_{\text{crr}})}{3},$$

onde  $CMI_{\min}$  é o coeficiente de mortalidade infantil mínimo, estimado pela metade do CMI na UF no ano anterior (2011),  $NV_{\text{crr}}$  é o número corrigido de NV no triênio 2011-2013, e *TRUNC* é a função que considera apenas a parte inteira do número decimal.

Se o número corrigido de óbitos infantis foi maior ou igual ao número mínimo esperado de óbitos menores de um ano ( $O_{\min \text{ esp}}$ ), o fator de correção obtido foi considerado suficiente. Caso contrário, o fator de correção foi considerado insuficiente e o número corrigido de óbitos infantis do município foi estimado com base no CMI estimado na UF, entre os municípios com correção suficiente, segundo o nível de adequação das informações de óbitos do município definido pelo *CGMP* por 1000 habitantes, conforme proposto em publicações anteriores<sup>8,13-16</sup>.

O número de óbitos infantis corrigido por UF, no triênio, foi obtido pela soma dos óbitos infantis corrigidos dos municípios daquela UF. Adicionando-se o número corrigido de óbitos infantis ao número corrigido de óbitos entre indivíduos de um ano ou mais de idade, foi obtido o número corrigido do total de óbitos por UF.

## Resultados

Utilizando o procedimento exposto na seção de metodologia, foram obtidos os fatores de correção dos óbitos informados de indivíduos de um

ano e mais de idade por sexo e faixa de idade segundo as Unidades da Federação (Tabela 1). Avaliando-se a distribuição dos óbitos captados na busca ativa de indivíduos de um ano e mais de idade segundo sexo e faixas de idade, observaram-se fatores de correção diferenciados para os grupos etários de 1-4, 5-14, e 15-29 anos, para ambos os sexos, superiores aos demais grupos de idade. Os maiores fatores de correção foram encontrados para o grupo etário de 1 a 4 anos, com valores superiores a 1,3 em alguns estados da Região Norte e no Maranhão. Foi observado gradiente decrescente no fator de correção de ambos os sexos, na medida em que se aumenta a idade.

Na Figura 1 (a e b), apresentam-se os modelos de regressão linear ajustados aos fatores de correção estimados por meio dos óbitos captados na busca ativa e os fatores de correção propostos com base nos indicadores do nível de cobertura do SIM. Para os indivíduos de um ano ou mais de idade, o coeficiente de regressão múltipla foi de 0,892, evidenciando-se associação estatisticamente significativa entre os fatores de correção baseados nos óbitos captados na busca ativa e o fator de correção calculado com os dados informados ao SIM ( $R^2 = 0,795$ ;  $p < 0,001$ ). Em relação ao modelo para obtenção dos fatores de correção de óbitos infantis, houve, igualmente, uma associação significativa com coeficiente de correlação múltipla semelhante de 0,894 ( $R^2 = 0,8$ ;  $p < 0,001$ ).

Na Tabela 2 estão dispostos os dados de óbitos, informados e corrigidos, e as correspondentes coberturas do SIM para óbitos de menores de um ano, de indivíduos de um ano e mais de idade, e total de óbitos, segundo as Unidades da Federação (UF) das regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso, e Goiás no triênio 2011-2013. As coberturas são altas para indivíduos com um ano ou mais de idade, com valores superiores a 85% em todas as UF consideradas, com exceção do Maranhão (82,2%). Em relação aos óbitos infantis, a cobertura foi bem menor e não alcançou 80% em 7 dos estados considerados. A menor cobertura de óbitos infantis foi encontrada no Maranhão (68%) e a maior em Pernambuco (93,7%). Quanto à cobertura do SIM para a totalidade de óbitos, a amplitude de variação foi de 81,2% a 97,9%, evidenciando as coberturas quase completas do SIM nos estados de Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Goiás.

Utilizando os dados de óbitos de menores de um ano corrigidos por município, levando em consideração todos os municípios da UF, e o número de NV corrigido por fatores estimados

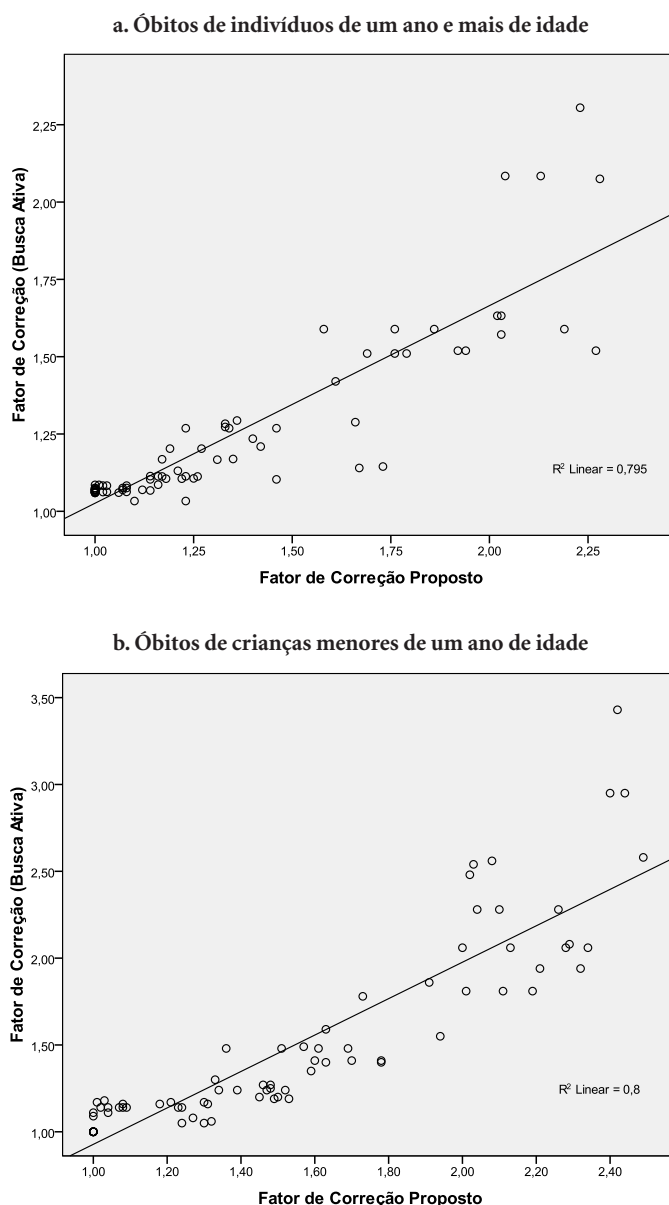
**Tabela 1.** Fatores de correção estimados para os óbitos de indivíduos de um ano ou mais de idade por faixa etária e sexo segundo as Unidades da Federação (UF). Regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás, 2011-2013.

UF	Faixa Etária					
	1 a 4	5 a 14	15 a 29	30 a 69	70+	1 ano ou mais
<b>Sexo Masculino</b>						
RO	1,10	1,13	1,09	1,07	1,08	1,08
AC	1,18	1,16	1,13	1,07	1,07	1,08
AM	1,36	1,30	1,15	1,14	1,18	1,16
RR	1,25	1,28	1,12	1,11	1,11	1,12
PA	1,35	1,25	1,16	1,14	1,15	1,15
AP	1,33	1,30	1,22	1,13	1,10	1,14
TO	1,18	1,14	1,12	1,10	1,10	1,10
MA	1,34	1,31	1,23	1,21	1,23	1,22
PI	1,21	1,20	1,15	1,12	1,14	1,13
CE	1,11	1,10	1,07	1,06	1,07	1,07
RN	1,15	1,16	1,10	1,09	1,11	1,10
PB	1,10	1,11	1,06	1,06	1,07	1,06
PE	1,05	1,04	1,02	1,01	1,02	1,02
AL	1,07	1,06	1,03	1,03	1,03	1,03
SE	1,06	1,04	1,04	1,01	1,02	1,02
BA	1,19	1,17	1,10	1,10	1,14	1,12
MG	1,11	1,10	1,09	1,06	1,06	1,06
MT	1,17	1,13	1,07	1,05	1,05	1,06
GO	1,06	1,06	1,03	1,04	1,04	1,04
<b>Sexo Feminino</b>						
RO	1,10	1,09	1,10	1,08	1,07	1,07
AC	1,28	1,22	1,11	1,07	1,06	1,08
AM	1,41	1,32	1,27	1,12	1,14	1,15
RR	1,28	1,16	1,14	1,11	1,08	1,11
PA	1,34	1,27	1,21	1,13	1,13	1,14
AP	1,34	1,30	1,24	1,12	1,10	1,13
TO	1,17	1,17	1,13	1,09	1,10	1,10
MA	1,32	1,32	1,29	1,21	1,20	1,21
PI	1,20	1,20	1,18	1,12	1,13	1,13
CE	1,13	1,11	1,09	1,06	1,07	1,06
RN	1,14	1,14	1,12	1,10	1,10	1,10
PB	1,11	1,07	1,09	1,05	1,07	1,06
PE	1,04	1,04	1,03	1,01	1,01	1,01
AL	1,07	1,04	1,04	1,03	1,03	1,03
SE	1,04	1,04	1,04	1,01	1,02	1,02
BA	1,22	1,19	1,14	1,10	1,12	1,12
MG	1,10	1,10	1,09	1,06	1,06	1,06
MT	1,19	1,08	1,08	1,04	1,04	1,05
GO	1,04	1,05	1,04	1,03	1,04	1,04

por nível de adequação das informações de NV<sup>13</sup>, estimou-se o coeficiente de mortalidade infantil (CMI) por UF (Tabela 3). O CMI variou de 14,2, em Pernambuco, a 22,2 por 1000 NV, no Amapá, sendo que 4 estados dos 19 considerados no es-

tudo apresentaram coeficientes menores do que 15 por 1000 NV.

Verificou-se que a correção foi insuficiente em 227 municípios, para os quais o número informado de óbitos infantis é tão baixo que



**Figura 1.** Modelos de regressão linear ajustados aos fatores de correção obtidos com os óbitos captados na busca ativa e os fatores de correção propostos com base em indicadores construídos com os óbitos informados ao SIM. Brasil, 2012.

mesmo corrigido não consegue atingir o mínimo estimado no triênio (Tabela 3). Para estes municípios, o coeficiente de mortalidade infantil (CMI<sup>(1)</sup>) estimado por meio da correção dos óbitos infantis informados pelos fatores propostos ficou muito abaixo do CMI da UF. Com base no CMI estimado na UF, entre os municípios com correção suficiente, segundo o nível de adequação das informações de óbitos do município, es-

timou-se o CMI<sup>(2)</sup>, apresentado na última coluna da Tabela 3.

## Discussão

O presente artigo teve foco em corrigir os óbitos por município por meio de fatores de correção estimados com base em pesquisa de busca ati-

**Tabela 2.** Óbitos informados (INF) e corrigidos (CRR) pelos fatores propostos e cobertura (%) estimada do SIM segundo as Unidades da Federação (UF). Regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás, 2011-2013.

UF	Óbitos infantis			Óbitos de indivíduos de um ano ou mais de idade			Total de óbitos		
	INF	CRR	Cobertura (%)	INF	CRR	Cobertura (%)	INF	CRR	Cobertura (%)
RO	370	446	82,9	6956	7537	92,3	7326	7983	91,8
AC	270	331	81,5	2980	3223	92,5	3249	3554	91,4
AM	1280	1751	73,1	13422	15463	86,8	14702	17214	85,4
RR	170	205	82,8	1598	1779	89,8	1768	1984	89,1
PA	2370	3252	72,9	30976	35620	87,0	33346	38872	85,8
AP	307	368	83,4	2284	2593	88,1	2591	2961	87,5
TO	354	474	74,6	6340	7003	90,5	6694	7477	89,5
MA	1843	2710	68,0	27668	33653	82,2	29511	36363	81,2
PI	797	1072	74,3	16649	18842	88,4	17446	19914	87,6
CE	1695	2117	80,1	47624	50540	94,2	49319	52657	93,7
RN	651	861	75,6	17539	19204	91,3	18190	20065	90,7
PB	831	997	83,4	24355	25914	94,0	25186	26911	93,6
PE	1986	2121	93,7	55207	56310	98,0	57193	58431	97,9
AL	833	913	91,2	17915	18264	98,1	18748	19177	97,8
SE	544	593	91,7	11196	11419	98,0	11740	12012	97,7
BA	3514	4420	79,5	75656	85011	89,0	79169	89431	88,5
MG	3281	4013	81,8	120936	128253	94,3	124218	132266	93,9
MT	742	878	84,5	14952	15799	94,6	15694	16677	94,1
GO	1303	1430	91,1	33959	35293	96,2	35261	36723	96,0

va realizada em uma amostra probabilística de 79 municípios. Diferentemente da metodologia proposta anteriormente com estimação dos fatores de correção por intervalos construídos a partir do coeficiente de geral de mortalidade padronizado por idade (CGMP)<sup>13,14</sup>, a atual usa distintos fatores de correção por município, estimados, separadamente, entre as crianças menores de um ano e indivíduos de um ano e mais de idade.

Outra inovação foi utilizar o coeficiente de mortalidade padronizado para indivíduos de um ano ou mais de idade como o principal indicador do nível de adequação das informações de óbito deste grupo etário, eliminando, assim, a possível influência da subenumeração dos óbitos de menores de um ano no cálculo do fator de correção entre os óbitos de um ano ou mais de idade. Os fatores de correção propostos foram calculados por meio de indicadores construídos com os dados informados ao SIM por município, e seguem a lógica simples de multiplicar as informações de óbitos municipais por um fator de modo a atingir um valor estabelecido como satisfatório (CGMP de 5,5 por 1000 habitantes). Tendo em

vista que o fator de correção é fundamentado no nível de cobertura das informações, a metodologia de correção por município pode ser atualizada anualmente.

A amostra da pesquisa de busca ativa referente a óbitos ocorridos em 2012 e não informados ao SIM permitiu, ainda, verificar a precariedade da informação em alguns municípios das regiões Norte e Nordeste, e validar os critérios de adequação das informações por município propostos anteriormente, levando-se em consideração o porte populacional do município<sup>17</sup>. No presente estudo, tais critérios foram aperfeiçoados para estabelecer a mortalidade infantil por município. Verificou-se que a correção foi insuficiente em 227 municípios brasileiros, para os quais o número informado de óbitos infantis é tão baixo que, mesmo corrigido, não consegue atingir o mínimo requerido.

A pesquisa coletou, adicionalmente, a data de nascimento do falecido e quando ausente no formulário de busca ativa, foi solicitado às equipes de campo que coletassem a informação da sua data de nascimento ou idade na etapa de confir-



**Tabela 3.** Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) por 1000 NV estimado após correção dos óbitos infantis e dos nascidos vivos segundo as Unidades da Federação (UF) e segundo os municípios em que a correção foi considerada insuficiente. Regiões Norte e Nordeste, Minas Gerais, Mato Grosso e Goiás, 2011-2013.

UF	CMI (/1000 NV)	Municípios com correção insuficiente			
		n	%	CMI <sup>(1)</sup> /1000 NV	CMI <sup>(2)</sup> /1000 NV
RO	15,2	4	7,7	4,4	18,7
AC	17,4	0	0,0	-	-
AM	20,4	0	0,0	-	-
RR	17,9	0	0,0	-	-
PA	20,6	2	1,4	4,3	26,1
AP	22,2	0	0,0	-	-
TO	17,6	18	12,9	5,3	19,9
MA	19,5	10	4,6	6,9	21,8
PI	20,3	25	11,2	5,9	22,7
CE	14,9	7	3,8	6,2	15,5
RN	17,0	13	7,8	3,6	20,4
PB	16,1	26	11,7	4,5	17,2
PE	14,2	2	1,1	4,5	13,9
AL	15,8	7	6,9	4,1	16,6
SE	16,1	4	5,3	5,4	16,0
BA	19,5	16	3,8	7,2	20,2
MG	14,8	63	7,4	3,7	15,7
MT	16,3	21	14,9	3,7	17,7
GO	14,6	9	3,7	3,0	16,2

<sup>(1)</sup> Óbitos infantis corrigidos pelos fatores propostos. <sup>(2)</sup> Óbitos infantis estimados com base no CMI estimado na UF, entre os municípios com correção suficiente, segundo o nível de adequação das informações de óbitos.

mação do caso. Assim, os óbitos encontrados em fontes não oficiais tiveram a idade confirmada, possibilitando o cálculo de fatores de correção por faixa etária e sexo em todas as UF consideradas. Por sua vez, a estimação de tais fatores de correção permite calcular as taxas de mortalidade específicas por idade e sexo, que multiplicadas pela mortalidade proporcional por causas de óbito resultam em taxas específicas por causa, sexo e idade corrigidas<sup>16</sup>.

Na pesquisa de 2012, a amostra incluiu municípios dos estados de Minas Gerais e Goiás, não considerados na pesquisa de 2008, permitindo calcular os indicadores de mortalidades nestas duas UF com maior propriedade. Não foram incluídos municípios dos estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e o Distrito Federal, que têm, historicamente, cobertura do SIM considerada como completa<sup>15</sup>. Os resultados do presente estudo mostraram que Pernambuco e Sergipe poderiam, certamente, ser incluídos nesse rol de estados que têm cobertura satisfatória das informações vitais, sem necessidade de uso de fatores de correção para o cálculo dos indicadores de mortalidade.

A valorização do uso das informações vitais no Brasil se intensificou no início da década de 2000, a partir da percepção da importância do uso de informações de registro contínuo para monitorar os progressos trazidos pelos programas de saúde materno-infantil<sup>6</sup>. As pesquisas de busca ativa de eventos vitais tomaram vulto e se tornaram um instrumento importante para a elaboração de fatores de correção das estatísticas vitais, baseados em resultados encontrados em municípios selecionados com amostragem probabilística<sup>14</sup>. Além disso, a busca de eventos não informados às fontes oficiais passou a fazer parte da rotina de captação de eventos vitais em alguns municípios, contribuindo para a melhora das informações<sup>12</sup>.

A pesquisa de busca ativa de óbitos ocorridos em 2012 teve, adicionalmente, um cunho qualitativo. A investigação em municípios remotos e muito carentes evidenciou situação bem distinta dos avanços conseguidos no sistema de saúde nas duas últimas décadas. Em alguns municípios rurais pesquisados, a maior parte dos enterramentos é realizada em cemitérios não oficiais, sem identificação dos falecidos, em covas feitas na mata, sem barreiras físicas e estado muito pre-

cário de conservação, enquanto as informações de óbito permanecem alheias aos órgãos oficiais nos três níveis de gestão, municipal, estadual e federal.

Os achados da presente pesquisa mostraram subenumeração de mortes infantis em níveis bem maiores do que para óbitos nas demais faixas de idade, corroborando resultados de estudos em outros países<sup>18</sup>. Estudo na Índia realizado em 51 aldeias indígenas evidenciou a grande associação entre a falta de cuidados no pré-natal, parto e pós-parto e o sub-registro de mortes infantis<sup>19</sup>. Entre os óbitos infantis captados na investigação realizada na Índia, verificou-se que apenas 29,2% das mães receberam atendimento pré-natal e 60,4% tiveram parto domiciliar. Além disso, 39,6% das mães não amamentaram os seus filhos. Refletindo cenário semelhante, no Brasil, em município localizado na área rural do Amazonas investigado na presente pesquisa de busca ativa, foi encontrado enterramento de criança em cemitério no meio da mata, com uma mamadeira e uma lata de leite artificial ao lado da cova. Neste município, a cobertura de óbitos infantis no triênio 2011-2013 foi de apenas 41%.

Embora os avanços conseguidos na informação dos dados vitais no Brasil sejam já amplamente reconhecidos<sup>5,7</sup>, os resultados desta pesquisa mostraram que o nosso maior desafio está em alcançar os municípios rurais e remotos, que

ainda não dispõem de informações vitais fidedignas. Entre os principais problemas, está a falta de acesso à assistência em saúde, relacionado não só à sua enorme dimensão territorial, mas também aos aspectos culturais que regem a conduta das comunidades locais<sup>20,21</sup>. Na etapa de confirmação dos óbitos infantis e fetais, realizada por meio de entrevista no domicílio de residência, “a família achar que não havia necessidade de registrar o óbito da criança” foi o principal motivo apontado.

Para alcançar aqueles que mais necessitam de cuidados de saúde, é preciso melhorar o acesso a uma assistência qualificada ao nascimento e intervenções de base comunitária, desatacando-se o papel da atenção básica como porta de entrada no serviço de saúde. Uma das estratégias do governo federal foi a implantação do Programa Rede Cegonha, em 2011, empenhado em prover um novo modelo de atenção ao parto, ao nascimento e à saúde da criança, com a ampliação do acesso e melhoria da qualidade do atendimento pré-natal, e garantindo a vinculação da gestante à unidade de referência e ao transporte seguro para o parto<sup>21,22</sup>. Tendo em vista que a invisibilidade da mortalidade infantil constitui um dos maiores obstáculos à sua redução, pois restringe o planejamento e a adoção de medidas adequadas pelos gestores de saúde<sup>23</sup>, a informação fidedigna sobre a situação da saúde dos recém-nascidos é essencial para discutir os avanços no nível local.

## Colaboradores

WS Almeida e CL Szwarcwald, contribuíram em todas as etapas de concepção e desenvolvimento deste manuscrito.

## Referências

- Murray CJ, Rajaratnam JK, Marcus J, Laakso T, Lopez AD. What can we conclude from death registration? Improved methods for evaluating completeness. *PLoS Med* 2010; 7(4):e1000262.
- Barros FC, Matijasevich A, Requejo JH, Giugliani E, Maranhão AG, Monteiro CA, Barros AJ, Bustreo F, Merialdi M, Victora CG. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward Millennium Development Goals 4 and 5. *Am J Public Health* 2010; 100(10):1877-1889.
- Rede Interagencial de Informação para a Saúde (RIPSA). *Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações*. 2ª ed. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2008.
- Phillips DE, AbouZahr C, Lopez AD, Mikkelsen L, Savigny D, Lozano R, Wilmoth J, Setel PW. Are well functioning civil registration and vital statistics systems associated with better health outcomes? *Lancet* 2015; 386(10001):1386-1394.
- Frias PG, Szwarcwald CL, Lira PIC. Avaliação dos sistemas de informações sobre nascidos vivos e óbitos no Brasil na década de 2000. *Cad Saude Publica* 2014; 30(10):2068-2080.
- Frias PG, Szwarcwald CL, Lira PIC. Estimativa da mortalidade infantil no contexto de descentralização do sistema único de saúde (SUS). *Rev Bras Saude Mater Infant* 2011; 11(4):463-470.
- Lima EE, Queiroz BL. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts, and ill-defined causes of death. *Cad Saude Publica* 2014; 30(8):1721-1730.
- Andrade CLT, Szwarcwald CL. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. *Cad Saude Publica* 2007; 23(5):1207-1216.
- Szwarcwald CL, Escalante JJ, Rabelo Neto DL, Souza Junior PR, Victora CG. Estimation of maternal mortality rates in Brazil, 2008-2011. *Cad Saude Publica* 2014; 30(Supl. 1):S1-S12.
- Rajaratnam JK, Tran LN, Lopez AD, Murray CJ. Measuring under-five mortality: validation of new low-cost methods. *PLoS Med* 2010; 7(4):e1000253.
- Mello Jorge MHP, Laurenti R, Gotlieb SLD. Avaliação dos Sistemas de Informações em Saúde no Brasil. *Cad Saude Col* 2010; 18(1):7-18.
- Frias PG, Pereira PMH, Andrade CLT, Szwarcwald CL. Sistema de Informações sobre Mortalidade: estudo de caso em municípios com precariedade dos dados. *Cad Saude Publica* 2008; 24(10):2257-2266.
- Frias PG, Szwarcwald CL, Souza Júnior PRB, Almeida WS, Lira PIC. Correção de informações vitais: estimativa da mortalidade infantil, Brasil, 2000-2009. *Rev Saude Publica* 2013; 47(6):1048-1058.
- Szwarcwald CL. Strategies for improving the monitoring of vital events in Brazil. *Int J Epidemiol* 2008; 37(4):738-744.
- Szwarcwald CL, Andrade CLT, Souza Junior PRB. Estimativa da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saude Publica* 2002; 18(6):1725-1736.
- Szwarcwald CL, Frias PG, Souza Júnior PRB, Almeida WS, Moraes Neto OL. Correction of vital statistics based on a proactive search of deaths and live births: evidence from a study of the North and Northeast regions of Brazil. *Popul Health Metr* 2014; 12:16.
- Almeida WS, Szwarcwald CL. Mortalidade infantil nos municípios brasileiros: uma proposta de método de estimativa. *Rev Bras Saude Mater Infant* 2014; 14(4):331-342.
- Målqvist M, Eriksson L, Nguyen TN, Fagerland LI, Dinh PH, Wallin L, Ewald U, Persson LA. Unreported births and deaths, a severe obstacle for improved neonatal survival in low-income countries; a population based study. *BMC Int Health Hum Rights* 2008; 8:4.
- Mony PK, Varghese B, Thomas T. Estimation of perinatal mortality rate for institutional births in Rajasthan state, India, using capture-recapture technique. *BMJ Open* 2015; 5(3):e005966.
- Ando NM, Targa LV, Almeida A, Silva DHS, Barros EF, Schwalm FD, Savassi LCM, Breunig M, Lima MC, Amaral Filho R, Thereza Cristina Gomes Horta. Declaração de Brasília: "O Conceito de rural e o cuidado à saúde". *Rev Bras Med Fam Comunidade* 2011; 6(19):142-144.
- Cabral e Silva PC, Dalama LA, Moraes MAQ, Guedes DC, Souza PE, Gomes WG, Ando NM. Organização do cuidado à saúde em populações ribeirinhas: experiência de uma unidade básica de saúde fluvial. In: *Anais do 2º Congresso Brasileiro de Política, Planejamento e Gestão em Saúde*; 2013 out 1-3; Belo Horizonte (BR). Rio de Janeiro: Abrasco; 2013.
- Cavalcanti PCS, Gurgel Junior GD, Vaconcelos ALR, Guerrero AVP. Um modelo lógico da Rede Cegonha. *Physis* 2013; 23(4):1297-1316.
- Målqvist M. Neonatal mortality: an invisible and marginalised trauma. *Glob Health Action* 2011; 4.

Artigo apresentado em 03/05/2016

Aprovado em 05/09/2016

Versão final apresentada em 07/09/2017

