

Estimativa da mortalidade infantil para o estado do Rio Grande do Norte: ajuste pelo perfil das microrregiões*

Maria Célia de Carvalho Formiga[†]
Paulo César Formiga Ramos[‡]
Nilma Dias Leão Costa[§]
Renata Clarisse Carlos de Andrade[¶]
Evellin Priscila Sousa do Nascimento[¶]
José Ueleres Braga[⊗]

Palavras-chave: Mortalidade infantil; Estimativas; estado do Rio Grande do Norte; Bayes empírico

Resumo

Estimar a mortalidade infantil para pequenas áreas das regiões Norte e Nordeste do Brasil constitui-se em importante desafio demográfico, especialmente para anos intercensitários para os quais só estão disponíveis dados seriamente afetados pelo sub-registro de óbitos e nascidos vivos comuns nessas regiões. O principal objetivo deste trabalho é estimar a mortalidade infantil para os municípios do estado do Rio Grande do Norte referentes ao ano de 2005, suavizando-a pelo método bayesiano empírico e realizar uma análise exploratória espacial dos valores estimados. A fonte dos dados foi o SIM e SINASC/MS. As estimativas das taxas de mortalidade infantil (TMI) municipais foram realizadas com base em estimativas dos sub-registros de óbitos e nascidos vivos de suas respectivas microrregiões (Simões, 2007), utilizando-se também o perfil das TMI estimadas para o ano de 2000 para o Estado (PNUD, 2003). Estabelecendo-se algumas hipóteses, foi possível estimar as TMI do estado para o ano de 2005, obtendo-se valores até certo ponto aceitáveis e coerentes, observando-se uma tendência de continuidade de redução da mortalidade infantil entre 2000 e 2005, quando a distribuição dos dados passa de uma mediana de 47,9 para 38,9 óbitos infantis por mil nascidos vivos (obt/1000 n.v). Nesse mesmo período os quartis inferiores (25% dos dados abaixo) mostram variação de queda de 41,3 para 34,3 (obt/1000 n.v), enquanto os quartis superiores (25% acima) também sinalizam a mesma tendência de queda (55,1 para 46,1 obt/1000 n.v). Conclui-se que, apesar das deficiências dos dados, é possível conseguir estimativas que melhor espelhem a realidade dessas estatísticas, tão importantes para corretas intervenções materno infantil no Estado.

* Trabalho apresentado no XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, realizado em Caxambu- MG – Brasil, de 29 de setembro a 03 de outubro de 2008.

[†] UFRN/CCET/DEST/Grupo de Estudos Demográficos-GED

[‡] UFRN/CCET/DEST/Grupo de Estudos Demográficos-GED

[§] UFRN/CCS/Dep. de Saúde Coletiva e Grupo de Estudos Demográficos-GED/DEST

[¶] UFRN/CCET/Grupo de Estudos Demográficos-GED

[¶] UFRN/CCET/Grupo de Estudos Demográficos-GED

[⊗] Universidade do Estado do Rio de Janeiro/IMS/Depto. de Medicina Interna

Estimativa da mortalidade infantil para o estado do Rio Grande do Norte: ajuste pelo perfil das microrregiões*

Maria Célia de Carvalho Formiga[♣]
Paulo César Formiga Ramos[♣]
Nilma Dias Leão Costa[♣]
Renata Clarisse Carlos de Andrade[♣]
Evellin Priscila Sousa do Nascimento[♥]
José Ueleres Braga[⊗]

Introdução:

No Brasil, a mortalidade infantil tem apresentado importante queda nas últimas décadas, reflexo das melhorias apresentadas em todos os indicadores sociodemográficos brasileiros em, praticamente, todos os seus municípios. Assim, de norte a sul do país as taxas de mortalidade infantil, dos últimos 40 anos caíram de forma generalizada, conforme mostram diversos estudos (Simões, 1988, 1992, 1997, 1998, 2007; IBGE, 2006; Menezes et. al, 1996, 1998; Wood e Carvalho, 1995, dentre outros). Apesar disso, estimativas para anos mais recentes, de 25,9 óbitos infantis por 1.000 nascidos vivos, em 2005 (IBGE, 2006), ainda é considerada elevada quando comparada à de países desenvolvidos. Além de tudo, as históricas desigualdades regionais continuam presentes, enquanto para 2005 a TMI para a região Nordeste foi estimada em 38,2 óbitos por 1.000 n.v., para a região Sudeste foi de 18,9. Tais desigualdades se fazem presentes em todos os níveis de desagregação espacial. Sabe-se que a dificuldade em estimar a mortalidade infantil é proporcionalmente maior quanto mais problemas socioeconômicos apresentar a região. Desse modo, são para as regiões Norte e Nordeste do Brasil, onde se depara com maiores dificuldades para realizar tais estimativas. Isso porque os dados oficiais disponíveis são incompletos e de má qualidade, em função do elevado nível do sub-registro das informações sobre óbitos e nascimentos, base das referidas estimativas.

A mortalidade infantil constitui-se em um dos indicadores mais abrangentes do contexto sócio-demográfico e sanitário, na medida em que refletem condições de vida, saúde, salário, moradia, alimentação e atenção à saúde, além de revelar o compromisso da sociedade com a renovação geracional, conforme enfocado por Swarcwald, et. al, 1992. Diante de tal abrangência torna-se incontestável a importância de conhecer o

* Trabalho apresentado no XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, realizado em Caxambu- MG – Brasil, de 29 de setembro a 03 de outubro de 2008.

♣ UFRN/CCET/DEST/Grupo de Estudos Demográficos-GED

♣ UFRN/CCET/DEST/Grupo de Estudos Demográficos-GED

♣ UFRN/CCS/Dep. de Saúde Coletiva e Grupo de Estudos Demográficos-GED/DEST

♣ UFRN/CCET/Grupo de Estudos Demográficos-GED

♥ UFRN/CCET/Grupo de Estudos Demográficos-GED

⊗ Universidade do Estado do Rio de Janeiro/IMS/Depto. de Medicina Interna

comportamento da mortalidade infantil ao longo do tempo e entre áreas geográficas. Essa importância diz respeito tanto à concepção de políticas de intervenção – por ser um indicador que traduz a realidade do meio, expressando, condições sanitárias e de nutrição - quanto de monitoramento, como bom indicativo da eficácia de programas de saúde.

No caso particular do estado do Rio Grande do Norte, a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) desagregada em nível municipal, apresenta grande desigualdade interna (Formiga et al, 2000, 2001, 2002; Formiga, 2003), sendo de fundamental importância um perfeito entendimento dessas desigualdades.

Acompanhar o comportamento da TMI, em nível espacial desagregado, é uma tarefa difícil, pois depende de informações sistemáticas e de boa qualidade. Tal não é o caso dos dados disponibilizados pelos Sistemas oficiais brasileiros, Registro Civil (nascimentos e óbitos, do IBGE), dados sobre Nascidos Vivos (SINASC) e de Informações sobre Mortalidade (SIM). Estes últimos de fonte do Datasus do Ministério da Saúde, todos afetados em, alguma magnitude pelo sub-registro das informações.

O sub-registro de óbitos refere-se, principalmente, à ocorrência de sepultamentos sem a exigência da certidão, nos denominados cemitérios clandestinos, sendo associado à pobreza e prevalente na área rural (Mello-Jorge, 1983, 1987), particularmente, nas regiões Norte e Nordeste do país.

No que se refere às informações sobre nascimentos, o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC), implantado pelo MS em 1990, tem por base a declaração de nascimento (DN), cuja emissão é considerada obrigatória no serviço de saúde onde ocorreu o parto. Diferentemente do sistema de nascimentos do Registro Civil, cujo objetivo principal é a contagem do número de registros de nascimentos, o SINASC tem como propósito caracterizar as condições de nascimento. Apesar das evidências de que a cobertura do SINASC esteja crescendo e que a qualidade da informação venha melhorando desde a sua implantação, conforme mostrado em vários estudos (Mello Jorge, 1995; Mello Jorge et al, 2007; Barbosa, 2007), sabe-se que a cobertura do sistema ainda não é completa.

O desenvolvimento das técnicas demográficas indiretas foi alavancado para suprir, em parte, esta carência, como as pesquisas de visitas periódicas, Somoza, 1975, citado por Simões, 2007, bem como o uso de métodos e técnicas de análise para derivar estimações a partir de informações fragmentárias disponíveis, e os métodos de estimação baseado em perguntas retrospectivas incluídas nos Censos Demográficos e pesquisas domiciliares, Brass (1964, 1973, 1974), Brass e Coale (1968), Trussell (1975) e Coale-Trussell (1974).

Procurando trazer uma contribuição para a obtenção de estimativas mais recentes para o Estado e que pudessem levar em consideração os registros oficiais disponibilizados pelo SIM e SINASC, o objetivo deste trabalho é o de estimar a mortalidade infantil para os municípios do estado do Rio Grande do Norte, para o ano de 2005, com base nas estimativas realizadas por Simões (2007) para as microrregiões do Estado. Paralelamente, aplica-se uma suavização pelo método bayesiano empírico e realiza-se uma análise exploratória espacial dos valores suavizados, comparando-os aos estimados para 1991 e 2000 (PNUD/IPEA/FJP, 1998, 2003), como forma de testar a consistência das estimativas.

Metodologia

O trabalho foi desenvolvido em duas etapas. Na primeira tomou-se como referência o trabalho de Simões (2007), no qual se encontram estimativas do sub-registro de nascimentos e óbitos infantis para cálculo das taxas de mortalidade infantil das UF's e capitais brasileiras e todas as microrregiões da região Nordeste, no período entre 1990 e 2005, sendo os anos de 2000 e 2005 o de interesse neste estudo.

Tomando por base as estimativas referentes às dezenove microrregiões do estado do Rio Grande do Norte, procedeu-se as estimativas das taxas de mortalidade infantil relativas ao ano de 2005, a partir dos dados do SIM e SINASC, mesma fonte de dados utilizadas pelo citado autor.

Para realizar tais estimativas fez-se necessário o estabelecimento de algumas hipóteses, quais sejam:

Hipótese 1: A cobertura do evento “X” (óbito ou nascido vivo) no município “i” é igual à da microrregião “j” ao qual o município pertence;

Hipótese 2: A razão entre a TMI do município “i” e a TMI da microrregião “j”, de origem do mesmo, em 2005 é a mesma observada para o ano de 2000.

A primeira hipótese permitiu corrigir os óbitos observados, ou seja, só foi aplicada aos municípios para os quais os óbitos informados foram diferentes de zero. Por sua vez, a segunda hipótese só foi adotada para aqueles municípios nos quais nenhum óbito foi informado. No cálculo da razão, referida nessa segunda hipótese, utilizou-se as TMI municipais referentes ao ano de 2000 disponibilizados no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD, 2003) e as TMI referentes às microrregiões, tanto de 2000 quanto de 2005, cuja fonte foi Simões, 2007.

As estimativas de Simões (2007) tomaram por referência as técnicas de Brass (1968, 1973, 1974), Trussell (1975) e Coale-Trussell (1974) que exploram as perguntas retrospectivas de filhos tidos nascidos vivos, filhos nascidos nos últimos 12 meses e filhos sobreviventes.

Inicialmente, classificou-se os municípios do estado do Rio Grande do Norte, segundo meso e microrregiões formando um banco de dados constituído por informações de óbitos de menores de um ano e nascimentos vivos, do ano de 2005 (SIM e SINASC/MS) e as TMI para o ano de 2000 (PNUD,2003). Paralelamente, um banco de dados com as estimativas das TMI para as 19 microrregiões do Estado, referente aos anos de 2000 e 2005 (Simões, 2007), também foi requerido na operacionalização das novas estimativas. Para realização das estimativas municipais foram construídos fatores de correção para os eventos de interesse baseados no sub-registro (e/ou cobertura) dos mesmos, observadas nas microrregiões correspondentes, segundo as hipóteses estabelecidas. Aplicados os fatores de correção, foram obtidos os valores estimados de óbitos e nascimentos que geraram as estimativas das TMI municipais do estado para o ano de 2005 (TMI_2005).

Por se tratar de um estudo ecológico em que o município é a unidade de análise, nos quais os contingentes populacionais envolvidos (nascimentos e óbitos), estão sujeitos às chamadas oscilações dos pequenos números, fez-se opção pela aplicação de uma metodologia capaz de contornar tais oscilações. Assim, as estimativas foram submetidas ao processo de suavização propiciada pelo emprego do modelo bayesiano empírico, largamente recomendado por diversos autores (Assunção, 1996, 2001, 2003; Assunção et al 1998; Freire e Assunção, 1998, 2002; Freire , 2001, 2002, Freire e Barbosa, 2007,

Cavaline e Leon, 2007), como forma de reduzir as referidas flutuações. Como resultado da aplicação do método, obtém-se uma média ponderada entre a taxa bruta da localidade (área menor, no caso, município) e a taxa da área maior (região de vizinhança, no caso, microrregião) tomada como referência. As estimativas são operacionalizadas através da seguinte expressão:

$\theta_i = T_m + C_i \cdot (t_i - T_m)$, para $C_i = [s^2 - (T_m/P_m)] / \{[s^2 - (T_m/P_m)] + (T_m/P_i)\}$, onde: θ_i é a taxa suavizada; T_m é a taxa média global ou a taxa média dos vizinhos; t_i é a taxa da área i ; s^2 é a variância da taxa a ser medida; P_m é a população média global ou a população média dos vizinhos e P_i é a população da área i .

Pode-se observar, na expressão acima, que o multiplicador C_i será próximo de 1 se a população P_i for grande, o que fará a taxa suavizada (θ_i) tender para o mesmo valor da taxa (t_i) calculada inicialmente. Por outro lado, se a área em tela possuir uma população muito pequena, então, C_i , será também muito pequeno (próximo de zero), fazendo com que a taxa suavizada da pequena área aproxime-se da taxa média de referência. Essa taxa de referência deve ser selecionada em função dos dados observados, com o critério de vizinhança podendo ser o de uma região maior ou da média de áreas vizinhas. A pequena área, no caso deste estudo, refere-se ao município, de modo que o critério de referência/vizinhança para a área maior foi selecionado como a microrregião, em número de dezenove.

Como uma forma de investigar a consistência das estimativas, pelo menos em sua tendência temporal, realizou-se uma análise comparativa com estimativas oficiais retrospectivas baseadas em dados censitários de 1991 e 2000 (PNUD, 2003). Ainda, com o objetivo de investigar tais consistências, realizou-se uma análise exploratória espacial, utilizando-se o software GeoDa (Anselin, 2004) para melhor visualizar a distribuição espacial das TMI_2005_Be, comparando-a a revelada pelos dados do ano 2000.

Nessa análise, investigou-se inicialmente a existência de autocorrelação espacial dos dados através do cálculo índice I de Moran (Moran (1950), Anselin (1992, 2004), Assunção (2001)), dado pela seguinte expressão:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_i z_i^2}$$

Onde, $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ e $z_i = x_i - \bar{x}$

Neste estudo, x_i corresponde a taxa de mortalidade infantil do município i , enquanto w_{ij} representa a ponderação espacial atribuída ao par de vizinhos i e j

O índice I , de Moran, tem seu equivalente no coeficiente de correlação linear r , só que avaliado em termos geoespaciais, onde é medida a correlação da própria variável em áreas vizinhas i e j (Andrade e Szwarcwald, 2001). Seu intervalo de variação, igualmente ao r , é entre -1 e 1, podendo, porém, ocorrer exceções. Quanto maior o valor de I , em valor absoluto, maior a correlação espacial, com valores próximos ao zero sendo indicativos de ausência de correlação espacial. Os w_{ij} são usados no teste de significância do índice I e representam a proximidade entre áreas geográficas, expressada pela matriz de vizinhança. Essa matriz é definida por meio da contigüidade, da distância ou quaisquer critérios de vizinhança espacial. No presente trabalho a matriz de vizinhança foi definida pelo critério dos vizinhos mais próximos ou contíguos, com pelo menos um ponto de fronteira em comum.

Este índice indica se a distribuição espacial do indicador não é aleatória, ou seja, se há tendência a agrupamentos (clusters) de municípios onde as taxas sejam mais baixas, relativamente a outras áreas. Também se lançou mão dos mapas temáticos, especialmente o mapa representativo do Box plot dos dados (Box Map), o mapa do desvio padrão (Standard Deviation) e o mapa que identifica agrupamentos espaciais significantes, (Lisa clusters map, indicador local de associação espacial).

Resultados

Estimativas das taxas de mortalidade infantil ajustadas e suavizadas pelo método Bayes empírico

Antes de apresentar os resultados das estimativas, convém mostrar a natureza dos dados brutos de óbitos e nascimentos que serviram de referencial para realizar os ajustes finais, de forma a dar uma dimensão das dificuldades enfrentadas. Como se pode ver pela Tabela 1, dos 167 municípios do estado do Rio Grande do Norte, a maioria (57%) informou, em 2005, a ocorrência de zero a dois óbitos de crianças menores de 1 ano de idade. Para esses municípios o total de nascidos vivos informados variou entre 20 e 308. Observe-se que, mesmo os municípios que informaram a ocorrência de 3 a 9 óbitos, os nascidos vivos informados variaram entre 51 e 642, tratando-se portanto, de um contexto de pequenas áreas, onde as taxas estão sujeitas a fortes flutuações, sendo oportuno o uso dos estimadores bayesianos como proposto neste trabalho. Acrescente-se, porém, que a metodologia bayesiana foi empregada nos valores previamente estimados pelos ajustes estabelecidos. Uma das maiores dificuldades dessas estimativas ocorrem para aqueles municípios que não informaram nenhum óbito, correspondentes a 33 municípios dos dados sob análise, representando 19,8% dos municípios do estado (Tabela 1). Para esses municípios adotou-se a hipótese 2, estabelecida na metodologia e, para os demais, ajustou-se pela primeira hipótese.

Tabela 1
Distribuição dos municípios, segundo número de óbitos observados e variação de nascidos vivos informados, estado do Rio Grande do Norte, 2005.

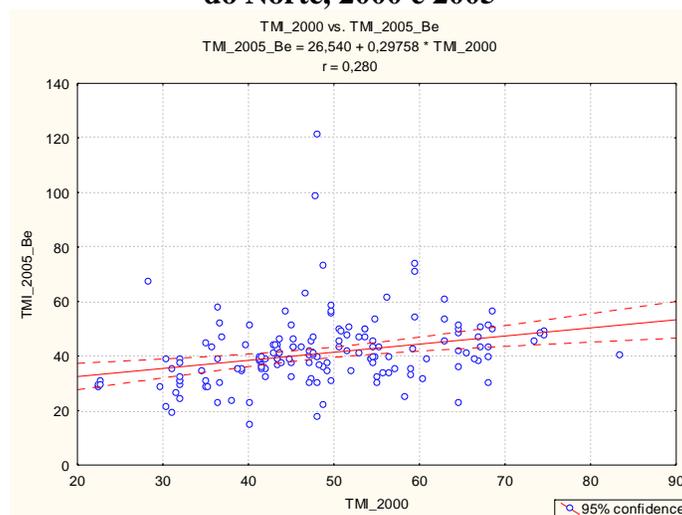
Óbitos observados	Número de Municípios	%	Nascidos vivos informados
0	33	19,8	20 – 154
1	30	18,0	37 – 286
2	32	19,2	31 – 308
3	27	16,2	51 – 480
4-9	30	18,0	98 – 642
10-301	15	9,0	349 – 13.718
-	167	100,0	-

Fonte: SIM, SINASC

Inicialmente, para investigar a consistência das estimativas realizadas (TMI_2005_Be), comparou-se com as estimativas retrospectivas oficiais referentes ao ano de 2000 (PNUD, 2003), dimensionando-se o nível e significância da correlação linear entre as mesmas. O diagrama de dispersão da Gráfico 1 mostra que as TMI_2005_Be apresentam uma correlação significativa, ao nível de 5%, com as TMI_2000 ($r=0,28$, $p-$

valor < 0,05). Pode-se dizer, de uma maneira geral, que municípios com valores elevados da TMI_2000 tendem a apresentar também, maiores TMI em 2005, sendo o inverso também verdadeiro.

Gráfico 1
Distribuição comparativa da TMI_2005_Be com a TMI_2000, estado do Rio Grande do Norte, 2000 e 2005



Fontes: TMI_2000: PNUD, 2003, TMI_2005_Be: SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

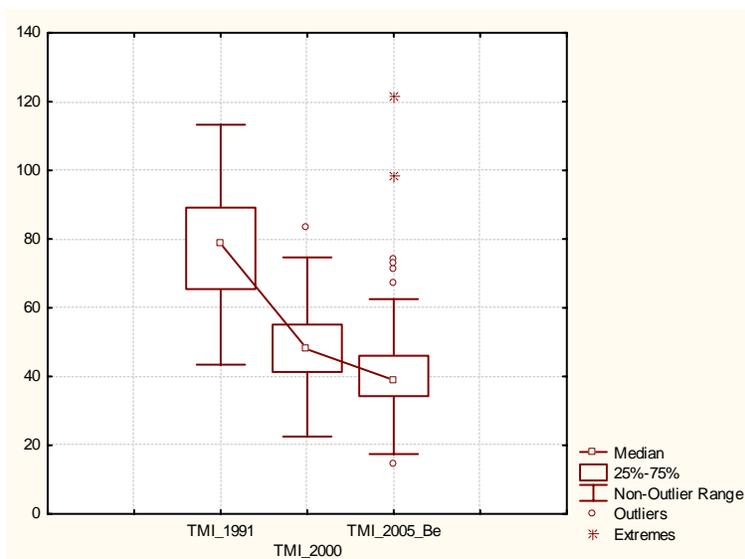
As estatísticas descritivas das estimativas das TMI realizadas neste estudo, bem como das distribuições das estimativas de 1991 e 2000 (PNUD, 2003) estão apresentadas na Tabela 2 e representadas nos Box plots comparativos da Gráfico 2. Como se pode ver a tendência de queda foi mantida, observando-se que a distribuição passa de uma TMI mediana de 78,6 óbitos por 1.000 n.v. (%o n.v.), para 47,9 em 2000 e 38,9 em 2005, representando um decréscimo relativo de 26,4% em relação ao ano de 2000. Seguindo a mesma tendência, os quartis das distribuições mostram que, enquanto em 2000, 25% dos municípios do estado apresentavam uma TMI abaixo de 41,3%o n.v., em 2005 essa referência passa a ser de 34,3 %o n.v.. Além disso, a dispersão em 2005 é praticamente a mesma observada em 2000, 12,7, representando metade da dispersão observada pelos dados antes da suavização bayesiana (24,1), evidenciando a contração propiciada pelo método bayesiano empírico, melhor visualizada pelos box plots comparativos da Gráfico 3.

Tabela 2
Estatísticas descritivas das estimativas das TMI suavizadas e taxas retrospectivas estimadas por fontes oficiais, estado do Rio Grande do Norte, 1991/2000/2005.

TMI/ano	N	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Quartil inferior	Quartil superior	DP
TMI_1991	167	77,9	78,6	43,5	113,3	65,4	89,1	16,1
TMI_2000	167	48,6	47,9	22,5	83,6	41,3	55,1	12,0
TMI_2005	167	43,7	39,9	8,2	150,5	27,6	54,6	24,1
TMI_2005_Be	167	41,0	38,9	14,5	121,4	34,3	46,1	12,7

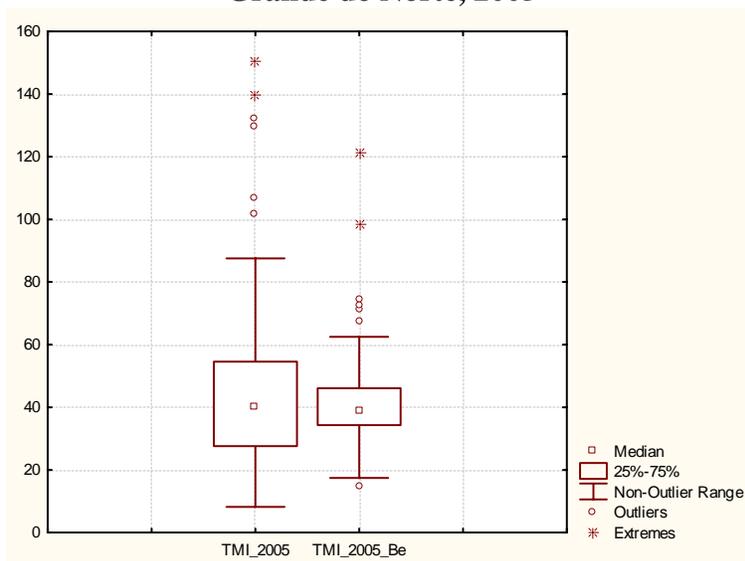
Fonte: 1991 e 2000 (PNUD, 2003). 2005 SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Gráfico 2
Box plots comparativos entre as TMI_2005_Be e as TMI retrospectivas estimadas por fontes oficiais, estado do Rio Grande do Norte, 1991, 2000 e 2005



Fonte: 1991 e 2000 (PNUD, 2003). 2005 SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Gráfico 3
Box plots comparativos entre as taxas de mortalidade suavizadas pelo Bayes empírico (TMI_2005_Be) e as estimadas, antes da suavização (TMI_2005), estado do Rio Grande do Norte, 2005



Fonte: SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Observa-se na Gráfico 2 que a distribuição das TMI_2005_Be apresenta dois extremos e cinco *outliers*, componentes do grupo de municípios (28), para os quais as estimativas em 2005 superaram as de 2000, ou seja, a mortalidade infantil estaria, em

alguns casos, muito superior. Certamente, são casos a serem revistos e corrigidos, porém, chama a atenção que esses municípios, em sua maioria, correspondem àqueles que apresentaram as maiores reduções das TMI entre 1991 e 2000, dentro do intervalo de 70% a 113% de decréscimos relativos. A continuidade ou não desta tendência há que ser verificada. Além disso, como uma das hipóteses estabelecidas no estudo supõe, o sub-registro para o município igual ao da microrregião ao qual pertence, pode-se estar incorrendo na super estimação do sub-registro para tais municípios. Assim, as peculiaridades desses municípios no contexto particular de suas microrregiões deverão ser consideradas para um refinamento posterior dessas estimativas.

No contexto global, as estimativas apontam coerências, conforme já demonstrado. Em 2005, o total de nascimentos e óbitos informados pelos respectivos sistemas, foi de 52.327 e 851, respectivamente, os quais com os ajustes adotados geraram estimativas correspondentes a 56.404 nascimentos e 1.931 óbitos. Esses resultados apontam uma cobertura da ordem de 92,8% para os nascimentos e de apenas 44,1% para os óbitos de crianças menores de 1 ano de idade. Diante dessas estimativas, a TMI estimada para o total do estado, em 2005, seria da ordem de 34,2‰ n.v., representando uma diferença relativa de apenas 9,6% em relação à taxa estimada pelo IBGE (2006) para esse mesmo ano, 37,5‰ n.v.. Certamente, quando procedida a revisão dos municípios que, em 2005, tiveram taxas que excederam a TMI de 2000, essas taxas venham a ficar mais próximas.

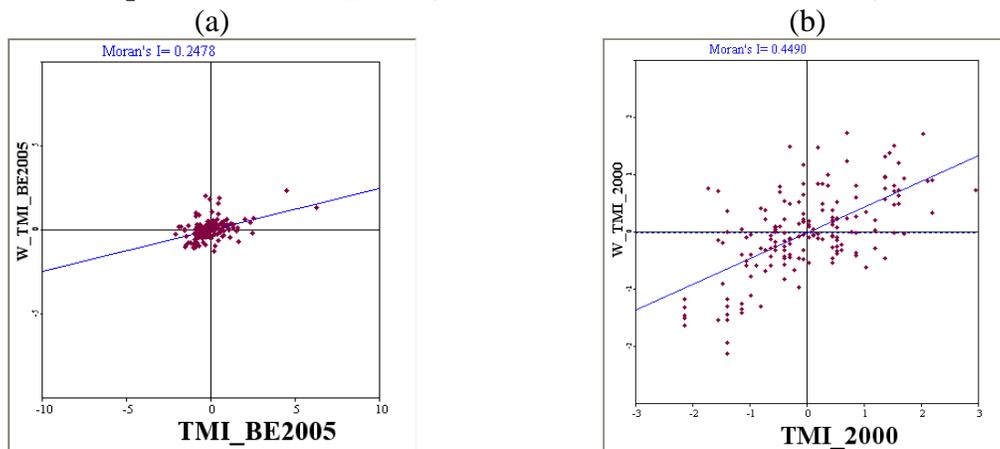
Análise exploratória espacial das taxas suavizadas pelo Bayes empírico

Para iniciar essa análise exploratória espacial, verificou-se a existência de dependência espacial ou autocorrelação espacial, calculando-se as taxas suavizadas (TMI_2005_Be), bem como as taxas estimadas para o ano de 2000 pelo PNUD (2003), para compará-las, também como forma de testar a consistência das estimativas no contexto de sua distribuição espacial. Conforme mostrado pelo Gráfico 4 (a), as TMI_2005_Be, apresentaram autocorrelação espacial significativa, com um coeficiente de I de Moran da ordem de 0,25 (p-valor<0,05). Para as estimativas das TMI do ano de 2000, Gráfico 4 (b), essa dependência espacial apresentou-se ainda maior, da ordem de 0,45, também estatisticamente significativa (p-valor<0,05). Esses resultados indicam a existência de agrupamentos espaciais na distribuição geográfica das taxas, conforme poderá ser confirmado pelos mapas mostrados a seguir.

A distribuição espacial das TMI_2005_Be representadas através do *BoxMap* (Mapa 1), mapa equivalente à distribuição dos dados em *Boxplot*, utilizado na análise exploratória convencional, só que espacialmente referido, mostra a existência de seis *outliers* e alguns agrupamentos espaciais bem definidos. Os *outliers* correspondem aos municípios de Caiçara do Norte (121,36), São Bento do Norte (98,65), Fernando Pedroza (74,02), Januário Cicco (72,75), Pedro Avelino (70,93) e Angicos (67,02). Algumas considerações sobre a existência desses *outliers* já foram levantadas anteriormente e será objeto de revisão em outro momento. O *BoxMap* das TMI_2000 (Mapa 2), apesar de contar apenas com um *outlier*, releva uma distribuição espacial bastante semelhante ao do Mapa 1, anterior, apontando uma consistência na distribuição espacial das taxas estimadas, exceto no que se refere aos pontos *outliers*.

Gráfico 4

Índice I, de Moran, das taxas suavizadas pelo Bayes empírico (TMI_2005_Be) e as estimadas para 2000 (TMI_2000), estado do Rio Grande do Norte, 2000 e 2005



Fonte: 2000 (PNUD, 2003). 2005 SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Considerando as TMI_2005_Be, os agrupamentos com menores taxas correspondem aos municípios de Alto do Rodrigues (14,52), Jucurutu (17,45), Santo Antônio (18,93), Monte Alegre (21,12), Ielmo Marinho (21,71), Pendências (22,28), Natal (22,45), Extremoz (22,91), Parnamirim (23,08), Serra Negra do Norte (24,11), Canguaretama (24,53), Parelhas (26,31), São João do Sabugi (28,41), Caicó (28,44), dentre vários outros. A formação de agrupamentos espaciais, desses municípios fica bem caracterizada nas microrregiões de Natal e demais municípios da Grande Natal, na mesorregião Leste do estado, Mossoró e alguns vizinhos, ao norte da mesorregião Oeste e, em especial os agrupamentos dos municípios pertencentes às microrregiões do Seridó Ocidental e Oriental, localizadas ao sul da mesorregião Central.

A distribuição de freqüências das TMI_2005_Be (Tabela 3), mostra que a maioria dos municípios (53, 9%) apresenta taxas variando entre 37,4 e 52,7 (%o n.v.), de modo que 89,2% deles apresentam mortalidade infantil abaixo de 52,7 (%o n.v.). Ficam evidentes os cinco municípios com taxas *outliers*, acima de 67,9 (%o n.v.), os quais, provavelmente, sofrem de algum viés em suas estimativas, correspondente a 3% dos municípios.

Tabela 3

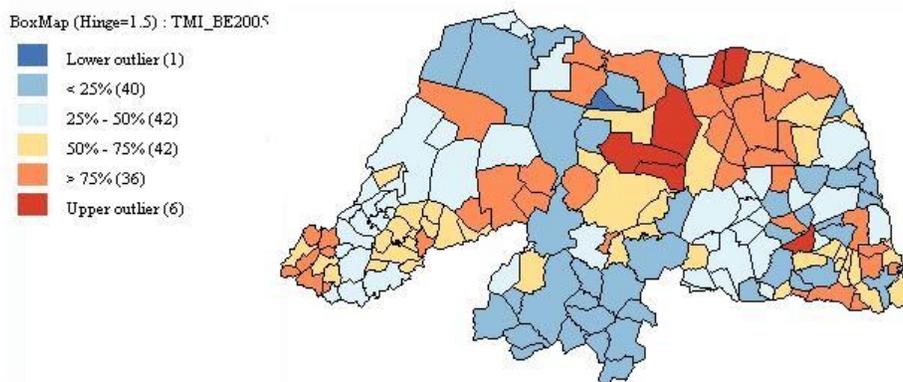
Distribuição de freqüências das TMI_2005_Be, estado do Rio Grande do Norte, 2005.

TMI_2005_Be	N	%	% Acumulado
14,0 - 22,2	5	3,0	3,0
22,2 - 37,4	54	32,3	35,3
37,4 - 52,7	90	53,9	89,2
52,7 - 67,9	13	7,8	97,0
67,9 - 83,2	3	1,8	98,8
83,2 - 98,5	0	0,0	98,8
98,5 - 113,7	1	0,6	99,4
113,7 - 128,9	1	0,6	100,0
Total	167	100,0	-

Fonte: SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Mapa 1

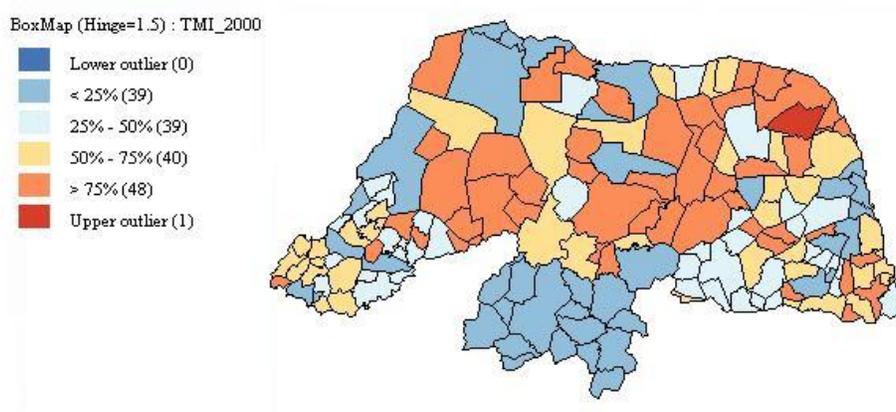
BoxMap das taxas suavizadas pelo Bayes empírico (TMI_2005_Be), estado do Rio Grande do Norte, 2005



Fonte: SIM/SINASC: Estimativas operacionalizadas pelos autores

Mapa 2

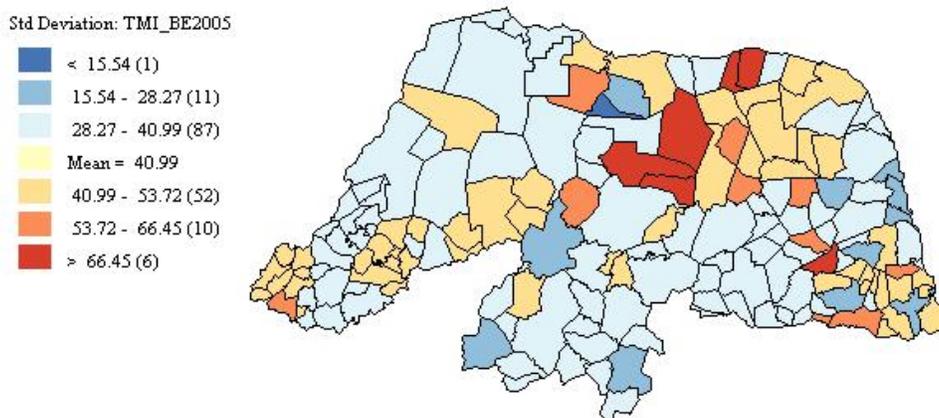
BoxMap das taxas estimadas para o ano de 2000 (TMI_2000), estado do Rio Grande do Norte, 2000



Fonte: (PNUD, 2003)

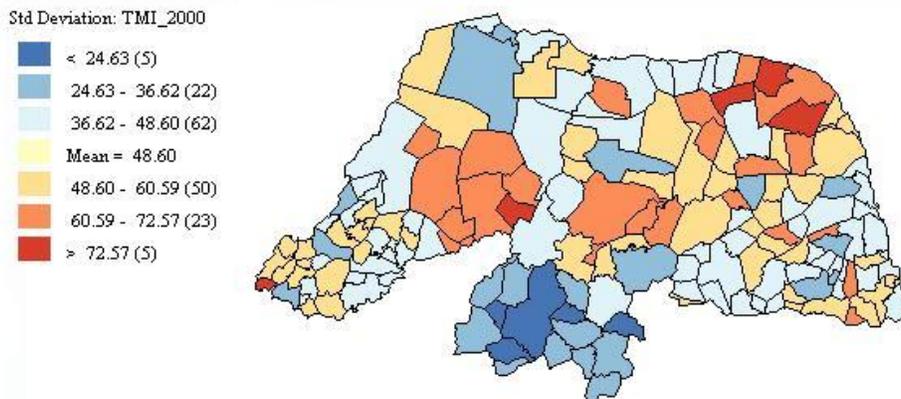
Observando o mapa do desvio padrão para a TMI_2005_Be, Mapa 3, percebe-se que a maior parte dos municípios 59,3% (99) apresenta TMI inferior à média do estado (40,99 por mil nascidos vivos) e localizam-se, em sua maioria, nas regiões anteriormente citadas quando da análise dos BoxMaps. Em 2000 a TMI média do estado era de 48,6 (%o n.v.) e um percentual um pouco menor de municípios (53,3%) possuíam taxas abaixo desse valor. Os municípios com maiores taxas são diferentes nas duas distribuições e isso já foi alvo de discussões. Por outro lado, uma suavização dos mapas é percebida na comparação das distribuições das taxas em 2000 e 2005, sendo essa uma tendência esperada na evolução espacial da mortalidade infantil, apontando consistência nas estimativas.

Mapa 3
Mapa do desvio padrão (Standard Deviation) das taxas suavizadas pelo Bayes empírico (TMI_2005_Be), estado do Rio Grande do Norte, 2005



Fonte: SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Mapa 4
Mapa do desvio padrão (Standard Deviation) das taxas estimadas para o ano de 2000 (TMI_2000), estado do Rio Grande do Norte, 2000



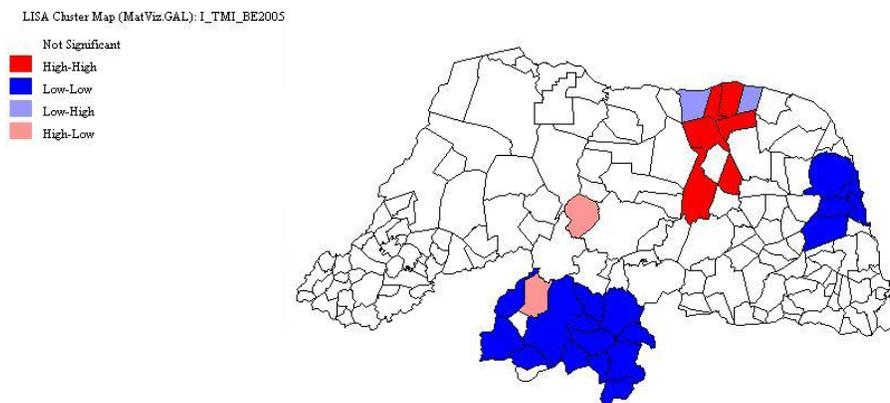
Fonte: (PNUD, 2003)

Por fim, a análise da distribuição das taxas (TMI_2000 e TMI_2005_Be) através dos mapas indicadores locais de associação espacial (*Lisa map clusters*), Mapas 5 e 6, apontam a existência de grupamentos de municípios com taxas igualmente baixas (*Low-Low*) com associações espaciais estatisticamente significantes, nas microrregiões do Seridó Ocidental e Oriental. Na microrregião de Natal, acrescida de outros municípios da Grande Natal, a associação só revelou-se estatisticamente significativa para as TMI_2005_Be, Mapa 5, também formando agrupamento de municípios com baixos valores das taxas (*Low-Low*). Agrupamentos, estatisticamente significantes, reunindo municípios com elevadas

taxas (*High-High*) e com taxas contrárias (*Low-High*), foram mais comuns na distribuição das taxas de 2000 (Mapa 6).

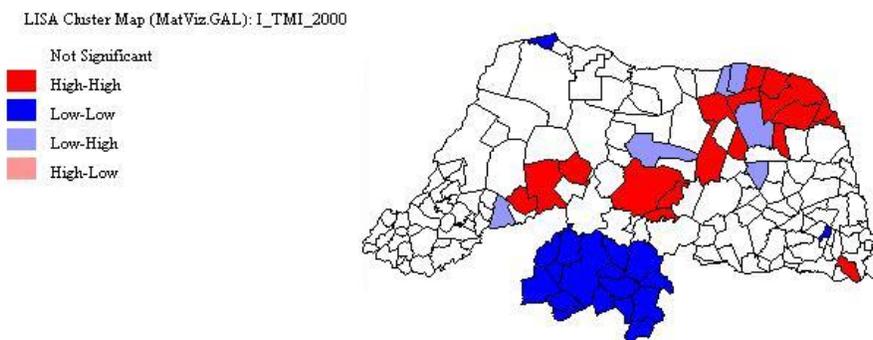
Da análise dessas distribuições espaciais, pode-se dizer que foi mantida a consistência das estimativas das TMI_2005_Be, a despeito dos vários municípios para os quais não existem agrupamentos bem definidos que tenham significância estatística.

Mapa 5
Mapa indicador local de associação espacial das taxas estimadas para o ano de 2005 (TMI_2005_Be), estado do Rio Grande do Norte, 2005



Fonte: SIM/SINASC: estimativas operacionalizadas pelos autores

Mapa 6
Mapa indicador local de associação espacial das taxas estimadas para o ano de 2000 (TMI_2000), estado do Rio Grande do Norte, 2000



Fonte: (PNUD, 2003)

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados mostraram a grande deficiência dos dados brutos que serviram de base para o cálculo das estimativas realizadas neste trabalho. Em muitos momentos o pesquisador se sente como atirando em um alvo invisível. As hipóteses estabelecidas, apesar de gerarem prováveis vieses, a serem revistos em trabalhos futuros, serviram de ponto de partida para tentar desvendar algum horizonte no obscuro universo das taxas de mortalidade infantil para o estado do Rio Grande do Norte, em períodos intercensitários. A utilização do método bayesiano empírico de suavização dos dados mostrou-se bastante eficiente, uma vez que os problemas surgidos foram decorrentes de falhas nos ajustes anteriores dos dados. Investigações detalhadas e mais específicas se fazem necessárias, especialmente para aqueles municípios nos quais o número de nascimentos ao longo de um ano não chega a 200 crianças. As condições socioeconômicas, sanitárias e de saúde desses municípios necessitariam de ser levantadas e a possibilidade de nenhum óbito teria que ficar inteiramente descartada para que não se venha a criar um evento (de ordem metodológica) onde ele não exista.

Pode-se dizer, contudo, que as estimativas realizadas, de um modo geral, apresentaram consistência, tanto em sua tendência temporal de declínio, quando comparadas às estimativas oficiais censitárias de 1991 e 2000, quanto em sua distribuição espacial, confirmadas pela análise exploratória espacial apresentada.

A importância do conhecimento das taxas de mortalidade infantil em níveis mais desagregados torna-se a cada dia maior, uma vez que muitas metas de atenção materno infantil delas necessitariam para serem estabelecidas, pelo que, tornam-se indispensáveis maiores investimentos na melhoria da qualidade da informação, particularmente nas regiões Norte e Nordeste brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C. L., Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. *Cad. Saúde Pública*, vol.17, no.5, Rio de Janeiro, Sept./Oct., 2001.

ANSELIN, L., 1992. *SpaceStat Tutorial. A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data*. Morgantown: Regional Research Institute, West Virginia University, 1992.

_____. GeoDa 0.9.5-i Release Notes, Spatial Analysis Laboratory/Department of Agricultural and Consumer Economics/University of Illinois, Urbana Champaign/Center for Spatially Integrated Social Science, Illinois, 2004.

ASSUNÇÃO, R. M.; BARRETO, S.A.; GUERRA, H. L.; SAKURAI, E. Figuras de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cadernos de Saúde Pública*, 14: 713-723, 1998.

BARBOSA, L. M. Tipologia da cobertura da informação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e características sociais das microrregiões do Nordeste. Sessão

temática: Estimativas sobre Nascidos Vivos: o uso do dado direto e o uso da estimativa, quando e como? Painel: Metodologias de estimativas de nascidos vivos. Oficina sobre estimativas de nascimentos e óbitos para a região Nordeste do Brasil. 10 e 11 de Setembro de 2007. UFRN, Natal-RN, 2007.

BRASS, W. Uses of census and survey data for the estimation of vital rates. In: SEMINAR ON VITAL STATISTICS, 1964, Africa. **Anais...** [s.l.]: Addis Abeba, 1964.

BRASS, W.; COALE, A. Methods of analysis and estimation. In: Brass et al. **The Demography of Tropical Africa**, N.J: Princeton University, p. 88- 142, 1968.

CAVALINI, L.T.; LEON, A. C. P. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. Rev. De Saúde Pública. FSP, (1): 85-93, 2007.

FORMIGA, M. C. de C. O efeito da desigualdade socioeconômica na sobrevivência de crianças menores de 5 anos de idade no estado do Rio Grande do Norte (Tese Doutorado). Instituto de Medicina Social – IMS/UERJ, Rio de Janeiro, 2003.

FORMIGA, M.C.C.; RAMOS, P.C.F., MONTEIRO, M. F. G. **Fatores socioeconômicos e mortalidade:** uma associação observada nas mesorregiões do Rio Grande do Norte. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12, 2000, Caxambú, Minas Gerais, **Anais...**, Belo Horizonte: [s.n.] 2000. 1 CD

_____ The influence of socioeconomic factors in the mortality of children below 5 years of age: indirect estimates of the mortality for the state of Rio Grande do Norte-Brazil. In: GENERAL POPULATION CONFERENCE, IUSSP, 24, 2001, Salvador, BA. **Anais...**, Salvador, BA, 2001, 12 p., 1 CD. Brazilian Demography: Special Sessions and Posters, 2001.

FORMIGA, M.C.C; RAMOS, P. C. F. Estimativas da mortalidade infantil para o estado do Rio Grande do Norte, segundo fatores socioeconômicos.[Natal, RN] Grupo de Estudos Demográficos, 2002. Relatório de Pesquisa.(Digi. 2002).

FREIRE, F. H. M. A. Projeção populacional para pequenas áreas pelo método das componentes demográficas usando estimadores bayesianos espaciais. 2001. 125f. Tese (Doutorado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais-CEDEPLAR, Belo Horizonte, MG, 2001.

FREIRE, F. H. M. A; ASSUNÇÃO, R. M. Estimadores bayesianos para níveis de mortalidade e fecundidade em pequenas áreas. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 15, 2002, Águas de Lindóia, SP, **Resumos...** São Paulo, SP, ABE, 2002, v. 1.

FREIRE, F. H. M. A; BARBOSA, L. M. O SINASC, como fonte de informação sobre fecundidade nos municípios do Nordeste. Sessão temática: Estimativas sobre Nascidos Vivos: o uso do dado direto e o uso da estimativa, quando e como? Painel: Metodologias de estimativas de nascidos vivos. Oficina sobre estimativas de nascimentos e óbitos para a região Nordeste do Brasil. 10 e 11 de Setembro de 2007. UFRN, Natal-RN, 2007

LEAL, M. C.; SZWARCOWALD, C. L., 1996. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 - Análise por grupo etário segundo região de residência. *Revista de Saúde Pública*, 30:403-412.

MELLO JORGE, Maria Helena Prado de ; LAURENTI, R. ; GOTLIEB, S. L. D. . Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciência & Saúde Coletiva*, v. 12, p. 643-654, 2007. ;

MELLO JORGE, Maria Helena Prado de ; GOTLIEB, S. L. D. ; OLIVEIRA, H. . O SISTEMA DE INFORMAÇÃO SOBRE NASCIDOS VIVOS: PRIMEIRA AVALIAÇÃO DOS DADOS BRASILEIROS. *Informe Epidemiológico do SUS*, v. 2, p. 15-48, 1996.

MELLO JORGE, Maria Helena Prado de . Avaliação sobre Sistema de Informação sobre nascidos vivos. *INFORME DEMOGRAFICO NASCER AQUI*, v. 29, p. 5-14, 1995.

MENEZES, A. M. B.; BARROS, F. C.; VICTORA, C. G.; TOMASI, E.; HALPERN, R. & OLIVEIRA, A. L. B., 1998. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Revista de Saúde Pública*, 32:209-216.

MENEZES, A. M. B.; VICTORA, C. G.; BARROS, F. C.; ALBERNAZ, E.; MENEZES, F. S.; JANNKE, H. A.; ALVES, C. & ROCHA, C., Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: Tendências e diferenciais. *Cadernos de Saúde Pública*, 12(Sup.):79-86, 1996.

MORAN, P. A. P., Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37:17-23, 1950.

PNUD. Atlas do desenvolvimento humano no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE/PNUD/IPEA/FJP/IBGE, 2003

SIMÕES, C. C. .S. **Estimativas de mortalidade infantil para os estados das regiões Norte e Nordeste por distintos níveis de desagregação espacial:** as limitações nas informações básicas e possíveis metodologias. In: Encontro sobre População do Nordeste/Norte, 1, 1998, Recife. (Digitado). Recife, Fundação Joaquim Nabuco, Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 1998. 46 p.

_____. A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o Nordeste e o Sudeste. 178f. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Minas Gerais: CEDEPLAR, 1997.

_____. O estudo dos diferenciais da mortalidade segundo algumas características sócio-econômicas. In: MONTEIRO, M. F. G. (org.). Aspectos de saúde e nutrição de crianças no Brasil 1989. **Perfil estatístico de crianças e mães no Brasil**, Rio de Janeiro: IBGE, UNICEF, INAN, p. 61-78, 1992.

_____. Metodologias utilizadas nas estimativas de sub-registro de nascimentos e óbitos infantis e da mortalidade infantil. Sessão temática: Estimativas sobre Mortalidade: o uso do dado direto e o uso da estimativa, quando e como? Paineis: Metodologias de estimativas de óbito total e de menor de 1 ano e taxas de mortalidade infantil. Oficina sobre estimativas de nascimentos e óbitos para a região Nordeste do Brasil. 10 e 11 de Setembro de 2007. UFRN, Natal-RN, 2007.

SIMÕES, C. C. .S.; OLIVEIRA, L. A. P. **Algumas indicações sobre a mortalidade infantil no Nordeste nos primeiros anos da década de 80**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 6, 1984, Olinda-PE, **Anais...** ABEP, Contagem-MG, ABEP, 1988, vol. 4, p. 155-161.

TRUSSEL, T.J. A re-estimation of the multiplying factors for the Brass Technique for determining childhood survivorship rates. **Population Studies**, v. 29, n. 1: p. 97-107, 1975.

WOOD, C.H.; CARVALHO, J.A.M. de. **A demografia da desigualdade no Brasil**, Rio de Janeiro: IPEA, 1994. 330 p.