Universidade de São Paulo
Faculdade de Saúde Pública

**Associação espacial entre mortalidade infantil e
precipitação pluviométrica no Estado de
Pernambuco**

Maria Aparecida Guilherme da Rocha

**Tese apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Saúde Pública para obtenção do
título de Doutor em Ciências.**

Área de Concentração: Epidemiologia
Orientador: Prof Dr Almério de Castro Gomes

São Paulo

2012

Associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco

Maria Aparecida Guilherme da Rocha

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública para obtenção do título de Doutor em Ciências.

Área de Concentração: Epidemiologia

Orientador: Almério de Castro Gomes

São Paulo

2012

É expressamente proibida a comercialização deste documento, tanto na sua forma impressa como eletrônica. Sua reprodução total ou parcial é permitida **exclusivamente** para fins acadêmicos e científicos, desde que na reprodução figure a identificação do autor, título, instituição e ano da tese.

DEDICATÓRIA

À minha irmã Neide cujo amor à Saúde Pública me
motivou a seguir esse caminho.

Aos meus pais, João e Luiza (ambos *in memoriam*) por
mostrarem que ações são muito mais importantes do que palavras.

AGRADECIMENTOS

Estou encerrando um ciclo da minha vida com muita alegria. Essa vitória é resultado da união de várias pessoas que me foram presenteadas por Deus. Agradeço a cada um de vocês.

Obrigada a Deus, N. Senhora Aparecida e Santa Quitéria por iluminarem a minha vida e me ajudarem nessa conquista.

Aos meus pais, João e Luiza (ambos, *in memoriam*) por suas sábias lições de amor, união, solidariedade e dedicação à educação de seus filhos.

Aos meus irmãos, Lucy, Gilberto, Dulce, Neide e Roberto, pelo amor que sempre me dedicaram e por continuarem a família unida que nossos pais construíram. Obrigada às minhas irmãs pelas visitas que me trouxeram muita alegria e ânimo para seguir em frente.

Aos meus sobrinhos Jarinho, Jaminho e Katinha, obrigada pelo amor que vocês têm a mim e por terem me visitado algumas vezes nesses anos de estudo. E também às recentes integrantes-sobrinhas Bárbara e Suyane.

Ao Prof Almério por ter aceitado o desafio de me orientar em um tema distinto do de sua área de pesquisa. Obrigada também pela disponibilidade em me escutar e ler esse trabalho.

À Prof Adelaide Nardocci pela orientação, palavras de conforto nos momentos mais difíceis e por me acolher em sua sala junto aos seus alunos, Samuel e Giovana.

À Silvia pelo carinho, companheirismo, incentivo e visitas que aliviaram a saudade da minha família e da minha terra.

Às amigas Claudine e Nancy que me acolheram com o carinho de irmãs e contribuíram para a minha estada ser bem mais leve, além de me mostrarem o que há de melhor na gastronomia paulistana.

Aos amigos Andréa, Edson, Ádna, Sean, Mari, Marcílio, Ceu, Carol, Sineide, Marília e Aleixo pela amizade, apoio, visitas e passeios culturais que me aliviaram o estresse dos estudos.

Aos Profs Amaro Lins, à época Reitor da UFPE, e Anísio Brasileiro, então Pró-Reitor de Pesquisa e Pós-Graduação, e agora Reitor da UFPE, por terem me apoiado para eu vir fazer o doutorado. E também a Lenita Almeida, Pró-Reitora de Gestão de Pessoas e Qualidade de Vida, por seu esforço pessoal para liberação da minha licença para estudo.

À Prof Nilza Nunes pelos ensinamentos em Bioestatística, amizade e por ter me aceito como estagiária do PAE em Bioestatística.

À Prof Márcia Furquim, primeira pessoa a me falar sobre sistema de informação em saúde e a dizer que Pernambuco possuía o melhor sistema de informação do Nordeste. E também pela contribuição na leitura atenta dos manuscritos nesse final do trabalho.

Ao Prof Francisco Chiaravalloti pelas horas dedicadas à leitura dos manuscritos e ensinamentos sobre regressão espacial no geoda nessa fase final.

À Prof Suzana Montenegro, professora do meu mestrado, no qual acendeu em mim o desejo de seguir a vida acadêmica, bem como pelas contribuições para melhoria destes manuscritos nessa fase final da tese.

Ao Prof Fábio Gonçalves pelas sua contribuição na leitura da tese.

Ao Samuel, Giovana e Murilo pela amizade, solidariedade e trocas em geoprocessamento. Samuel tu és um sobrinho que ganhei aqui. Bem como à Regina Bernal, sempre muito generosa e acessível para tirar minhas dúvidas sobre Bioestatística e banco de dados.

Aos Prof Petrus Santa Cruz, então vice-chefe do Departamento de Química Fundamental (DQF), pelo seu empenho para liberação da minha licença para estudar, embora sem êxito em 2008, mas com êxito em 2010 quando era chefe. E à Prof Simone Gonçalves, chefe do DQF em 2011, que renovou a minha licença. Agradeço também aos Profs Severino Alves Júnior e Walter de Azevedo, que desde 2008 sempre me apoiaram.

Aos amigos do DQF que vibraram quando consegui a licença: Érida, Dayse, Eliete, Margareth, Lúcio, Elias, Conceição, Carlos e Ricardo.

Às amigas Wendry, Débora, Neussana, Daiana e Kelly que consegui no doutorado e tornaram a minha vida bem mais leve nos bancos e jardins da Faculdade de Saúde Pública.

Às funcionárias da Pós-Graduação, Renilda, Ângela, Vânia, Cidinha e Marilene por terem aliviado os caminhos burocráticos desta Faculdade.

Aos funcionários do Laboratório de informática da Epidemiologia: Rodrigo e Pascoal por terem me ajudado na instalação de programas. E a Pedrinho pela sua disponibilidade em tirar as minhas dúvidas do Excel.

Aos funcionários da biblioteca, José Estorniolo, Hálida e Gisele por me capacitarem no uso de bases de dados.

À Eloisa do Centro Brasileiro de Classificação de Doenças (CBCD) pelos CDs de dados de mortalidade.

Aos Profs do Programa de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública por terem contribuído com a minha formação na área de Saúde Pública.

Ao LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco, nas pessoas de Francis Lacerda e Lindenberg Lucena, pela presteza e rapidez na disponibilização dos dados de precipitação.

À ANA – Agência Nacional de Águas, representada por Andrelina dos Santos pela rapidez na disponibilidade dos dados pluviométricos do Nordeste.

Ao INMET pelos dados de nove postos pluviométricos de Pernambuco.

Ao Datasus/Ministério da Saúde pelos dados de mortalidade.

À Capes pelo apoio financeiro desde setembro de 2010.

RESUMO

Introdução: Estudar a mortalidade infantil associada às variáveis climáticas é um desafio, sobretudo por causa da complexidade das variáveis envolvidas no coeficiente de mortalidade infantil. **Objetivo:** Identificar associação espacial entre mortalidade infantil, mortalidade infantil pós-neonatal, e mortalidade infantil por diarreia e precipitação pluviométrica. **Método:** As análises espaciais, realizadas para 184 municípios de Pernambuco, foram: I Moran, estimador bayesiano empírico local, autocorrelação local e autocorrelação local bivariada. **Resultados:** Houve associação espacial estatisticamente significativa entre a mortalidade infantil, a mortalidade infantil pós-neonatal e a mortalidade infantil por diarreia e precipitação. A região do semiárido apresenta aglomerados com as mortalidades associadas à baixa precipitação. Enquanto que na região do não semiárido, elas foram associadas ao excesso de precipitação. **Discussão:** A associação entre mortalidade infantil e espaço, mortalidade infantil e regime de chuvas possuem comportamento distinto entre as regiões do não semiárido e do semiárido. As condições precárias de saneamento básico aliadas ao baixo indicador socioeconômico podem ter contribuído para aumento do risco de mortalidade infantil. As técnicas de análise exploratória espacial foram relevantes para visualização das heterogeneidades intermunicipais e identificação de associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação

Palavras Chave: Análise Espacial, Mortalidade Infantil, Precipitação Pluviométrica, Semiárido Brasileiro.

ABSTRACT

Introduction: The study of the mortality associated with climatic variables is a challenge, particularly because of the complexity of the variables involved in the infant mortality rate. **Objective:** To identify the spatial association between infant mortality, post-neonatal mortality and infant mortality from diarrhea and rainfall. **Method:** The spatial analysis, undertaken for 184 municipalities of Pernambuco took into consideration: Moran's index, local empirical Bayesian estimator, local autocorrelation and bivariate local autocorrelation. **Results:** There was a statistically significant spatial association between infant mortality, infant mortality post-neonatal and infant mortality from diarrhea and rainfall. The semi-arid region has clusters of infant mortality associated with low rainfall; while in the non-semiarid region, infant mortality was associated with excess rainfall. **Discussion:** The associations between infant mortality and space, infant mortality and rainfall patterns behave differently as between the semiarid and non-semiarid regions. The poor conditions of sanitation together with the low socioeconomic indicator may have contributed to an increased risk of infant mortality. The exploratory spatial analysis techniques are relevant for the visualization of heterogeneity among municipalities and the identification of the spatial association between infant mortality and rainfall.

Keywords: Spatial Analysis, Infant Mortality, Rainfall, Brazilian Semi-arid.

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO	13
2. OBJETIVO GERAL	15
2.1. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	15
3. MÉTODO	16
Análise Exploratória	17
Abordagem Bayesiana Empírica e Índice de Moran.....	18
Estimador Bayesiano Empírico	20
Autocorrelação Espacial.....	22
Índice Global de Associação Espacial: índice de Moran	23
Índice Local de Associação Espacial - (<i>LISA</i> “sigla em inglês”).....	24
Diagrama de Espalhamento de Moran	24
<i>LISA map</i> e <i>Moran map</i>	26
Matriz de Vizinhaça ou Matriz de Proximidade Espacial.....	26
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	28
MANUSCRITO 1: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE INFANTIL E DA PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA NO ESTADO DE PERNAMBUCO.	28
Resumo	28
Abstract.....	29
Introdução	29
Método	31
Resultados	34
Coeficiente de Mortalidade Infantil	34
Precipitação pluviométrica acumulada.....	36
Autocorrelação Local Bivariada.....	37
Discussão	37

Conclusão.....	41
Referências.....	41
MANUSCRITO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE INFANTIL PÓS-NEONATAL E PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA EM PERNAMBUCO.	46
Resumo	46
Abstract	47
Introdução	47
Método	49
Resultados	52
Coeficiente de Mortalidade Pós-Neonatal.....	53
Precipitação acumulada.....	54
Autocorrelação Local Bivariada.....	55
Discussão	56
Conclusão.....	60
Referências.....	61
MANUSCRITO 3: ASSOCIAÇÃO ESPACIAL ENTRE MORTALIDADE INFANTIL POR DIARREIA E PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA EM PERNAMBUCO.	65
Resumo	65
Abstract	66
Introdução	66
Método	68
Resultados	71
Discussão	74
Conclusão.....	78
Referências.....	78
5. CONCLUSÕES	84
6. REFERÊNCIAS	84

LISTA DE ABREVIATURAS

AR4 – 4º relatório de avaliação do Painel Intergovernamental sobre as Mudanças Climáticas

CID-10 – Classificação Internacional de Doenças 10ª revisão

CMI – Coeficiente de Mortalidade Infantil

CMI_PN – Coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal

IPCC – Painel Intergovernamental sobre as Mudanças Climáticas

LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco

LEB – Bayesiano Empírico Local

LISA – Autocorrelação Espacial Local

NSAr – Não semiárido

SAr – Semiárido

SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade

SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos.

1. INTRODUÇÃO

A associação entre a incidência de diarreia em crianças e saneamento básico já é bem reconhecida (FEWTRELL et al, 2005, Barreto et al 2007). A cada ano, quase 2 milhões de crianças em todo o mundo morrem dessa doença. Na maioria dos países em desenvolvimento, a diarreia é a terceira causa mais comum de morte em crianças menores de 5 anos de idade, logo após as causas neonatais e pneumonia (VICTORA, 2009). Segundo a Organização Mundial da Saúde, a ingestão de água contaminada, assim como a pouca disponibilidade de água para higiene e falta de acesso a saneamento básico contribuem para 88% dos casos de diarreia no mundo (PRÜSS-ÜSTÜN et al, 2008).

Existe clara associação entre o aumento da precipitação e o da incidência das doenças de veiculação hídrica. Tais doenças são ocasionadas, na maioria das vezes, pela ingestão de água contaminada por esgotos ou pelo contato das pessoas com essa água (NIEHS, 2010; CURRIERO et al, 2001).

Por outro lado, a associação entre a escassez de chuva e a degradação da qualidade da água é menos conhecida. As mudanças climáticas podem aumentar a frequência de eventos extremos, tais como precipitação excessiva, tempestades e secas, os quais podem afetar a disponibilidade e qualidade da água, e consequentemente afetar a saúde dos seres humanos (SEMENZA & MENNE, 2009).

O semiárido brasileiro é uma das regiões da América Latina mais suscetíveis às mudanças climáticas. Estudos apontam para uma possível expansão das áreas áridas e uma intensificação da seca, o que poderá potencializar uma situação ambiental e social já crítica, pois nesta área a quantidade de chuva é menor de 800 mm ao ano, os solos são arenosos e pouco férteis, e possui baixos indicadores de desenvolvimento econômico e social (UFMG/FIOCRUZ, 2010).

Neste contexto, destacam-se as crianças menores de 1 ano — grupo vulnerável à maioria dos fatores ambientais — e em particular, aos eventos climáticos extremos. Apesar disso, a associação entre mortalidade infantil e fatores climáticos tem sido pouco investigada (BALK et al, 2004).

Uma das dificuldades enfrentadas para a realização destes estudos é a disponibilidade e a qualidade dos dados existentes. No Brasil, apesar dos avanços observados nos sistemas de registro de dados de nascimentos e de mortalidade nos últimos anos, alguns problemas ainda persistem, como o sub-registro de óbitos, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste. Outro aspecto diz respeito à cobertura do SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos do Ministério da Saúde – que ainda não é completa em vários municípios. Em virtude das limitações inerentes dos dados dos sistemas de saúde, métodos diretos ou indiretos são utilizados para a estimativa da mortalidade infantil no País (SZWARCWALD et al 2002, MELLO-JORGE et al, 2007, RIPS, 2009, FRIAS et al 2010).

O Estado de Pernambuco possui 122 municípios na região semiárida (66%) e 63 municípios na região não semiárida. Estas regiões apresentam regimes de chuva distintos variando da seca extrema na região semiárida às inundações na região não semiárida. Desta forma, a hipótese deste estudo é que a mortalidade infantil por diarreia esteja associada à precipitação de maneiras distintas entre estas regiões do Estado de Pernambuco.

Considerando o avanço das técnicas de análise espacial e as vantagens que estas apresentam no estudo dos impactos à saúde humana decorrentes de fatores ambientais, este trabalho investigou a associação espacial entre a mortalidade infantil e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco. A finalidade foi ampliar o conhecimento sobre o impacto à saúde decorrente de eventos climáticos em uma região cujos extremos já são parte da realidade. Além disso, explorar a aplicabilidade das técnicas de análise espacial no estudo de impactos à saúde de crianças em situações cuja quantidade e qualidade de informações ambientais e de saúde disponíveis não são ideais.

2. OBJETIVO GERAL

Avaliar associação entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica nas regiões semiárida e não semiárida do Estado de Pernambuco.

2.1. OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Identificar padrões de distribuição espacial e áreas de risco de mortalidade infantil e possíveis associações com a precipitação pluviométrica.

Identificar áreas de risco de mortalidade infantil pós-neonatal e sua associação espacial com a precipitação pluviométrica.

Identificar a associação espacial entre mortalidade por diarreia e precipitação pluviométrica.

3. MÉTODO

A área de estudo foram os municípios do Estado de Pernambuco, exceto Fernando de Noronha. Neste estudo separamos o estado em duas regiões em virtude da variabilidade do regime de chuvas. Uma da região do semiárido, onde estão 122 municípios que possuem uma precipitação pluviométrica anual de até 800 mm e outra, da região do não semiárido, que possui 62 municípios, caracterizada como região chuvosa e cuja precipitação pluviométrica é maior que 800 mm.

Os dados de óbitos infantis foram obtidos do SIM – Sistema de Informação sobre mortalidade, enquanto que os de nascimento, do SINASC – Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos, ambos do Datasus (DATASUS, 2009).

A aplicação dos métodos de análise foi dificultada devido aos pequenos números de óbitos e nascidos vivos, em alguns municípios. Por isso, para calcular coeficientes mais estáveis de mortalidade infantil e de mortalidade infantil pós-neonatal foi necessário agregar dados para o período bienal. No entanto, os óbitos por diarreia, foram para o período trienal.

Para as análises da mortalidade infantil e mortalidade infantil pós-neonatal, foi considerado período chuvoso os anos de 2000 e 2002, e período seco os anos de 2001 e 2003. E para as de mortalidade infantil por diarreia, considerou-se como período chuvoso os anos de 2000, 2002 e 2004 e como período seco, os anos de 2001, 2003 e 2006.

Os dados de precipitação pluviométrica foram obtidos do Laboratório de Meteorologia de Pernambuco — LAMEPE. Foi analisada uma série histórica da precipitação pluviométrica anual entre 1997 e 2007 para definição dos períodos chuvoso e seco. A escolha dos anos foi baseada na precipitação acumulada média anual da região do semiárido, considerando período chuvoso os anos com a maior precipitação da série histórica, enquanto que os de menor precipitação seriam os do período seco. Além disso, o período chuvoso deveria ser precedido pelo seco para que se aceitasse ou refutasse a hipótese da influência da precipitação sobre a mortalidade infantil, uma vez

que houve tendência decrescente da mortalidade nesta série histórica. Os detalhes do método estão descritos nos três manuscritos.

Foram usadas as técnicas de análise exploratória de dados espaciais (Exploratory Spatial Data Analysis - ESDA). Essas ferramentas são implantadas nos Sistemas de Informações Geográficas (SIG) e usam dados georreferenciados para identificar e descrever distribuições espaciais, identificar padrões de associação espacial (aglomerados espaciais ou clusters) e identificar localizações atípicas (valores extremos ou *outliers*). Os resultados obtidos por esta técnica são os índices global e local de Moran, índice local de associação espacial (LISA), índice local de associação espacial bivariada, gráficos de espalhamento de Moran e mapas (ANSELIN, 1995).

Para suavizar as taxas de mortalidade devido à instabilidade dos pequenos números do coeficiente de mortalidade infantil, usou-se o estimador bayesiano empírico local. Em seguida foram analisadas a autocorrelação espacial local da mortalidade infantil e da precipitação (MARSHALL, 1991; ASSUNÇÃO 1998; DRUCK, 2004). Por fim, foi feita a análise de autocorrelação espacial local bivariada com o intuito de identificar associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação (ANSELIN, 2005).

A base cartográfica foi adquirida no IBGE. As análises espaciais foram feitas nos softwares Terraview 4.0.0 e Geoda 0.95, e os mapas, elaborados no Arc Gis 9.3.

ANÁLISE EXPLORATÓRIA

Para se avaliar correlações ou tendências baseadas em informações derivadas de grupos populacionais usa-se como método de análise o estudo ecológico. Neste caso, tem-se conhecimento somente do número de indivíduos expostos a um evento, e do número desse evento dentro de um grupo de pessoas. Nesse desenho de estudo não se pode extrapolar os resultados coletivos para o nível individual, para não incorrer na chamada “falácia ecológica” (MORGENSTERN, 1995).

Em estudos ecológicos é fundamental medir as características do ambiente para entender como estas afetam a saúde das pessoas, uma vez que medidas de atributos individuais não podem dar conta dos processos envolvidos nesta relação. Padrões de

mortalidade e morbidade, e a difusão de doenças só podem ser explicados considerando-se os grupos populacionais, o espaço e o tempo (BRASIL/MS, 2007).

Uma estratégia para reduzir o potencial viés ecológico é usar unidades menores (por exemplo, municípios em vez de estados) a fim de tornar os grupos mais homogêneos em relação à exposição. Tais estudos normalmente são feitos em caráter exploratório visando à obtenção de indícios para entender a dinâmica do processo saúde-doença na população (MORGENSTERN, 1995).

São várias as técnicas de análise espacial que podem ser usadas para descrição e visualização das distribuições espaciais do fenômeno. Uma delas, a análise exploratória espacial tem a finalidade de apresentar visualmente os dados na forma de gráficos e mapas, bem como identificar padrões de dependência espacial entre eles (CÂMARA et al, 2004). Exemplos da análise exploratória espacial são: Índice de Moran Global (I), abordagem bayesiana empírica local, Índice local de associação espacial (*LISA*) e o índice local de associação espacial bivariada (MARSHAL, 1991; ANSELIN, 1995, ANSELIN, 2005).

Abordagem Bayesiana Empírica e Índice de Moran

Geralmente os dados analisados na área de saúde são apresentados em mapas coropléticos, nos quais se vê o padrão espacial ou tendência do fenômeno como, por exemplo, uma concentração de bairros com valores mais altos localizados em uma determinada área de um município (BRASIL/MS, 2007).

Além dessas operações de visualização, o uso do SIG e das técnicas citadas permitem verificar se o padrão observado é aleatório ou apresenta aglomerados (*clusters*). Se existem aglomerados, outra questão é saber se estes são distintos (CÂMARA et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Para que os dados disponíveis nos sistemas de informação em saúde possam ser colocados em mapas é necessário que eles estejam referenciados a uma unidade de análise geográfica, tal como bacia hidrográfica, setor censitário, distrito, município ou

estado. Dessa forma, deve-se estar atento à escala que atenda aos objetivos do estudo (BRASIL/MS, 2007).

Nos estudos sobre distribuição espacial de eventos, sobretudo no Brasil, onde existem grandes contrastes socioeconômicos, podem coexistir, em uma mesma área, grupos sociais diferentes. Se ao calcular os indicadores, estes forem para a área total, essa heterogeneidade não foi considerada, o que pode causar distorções nos valores (DIAS et al, 2002).

Assim, se for priorizada uma maior homogeneidade interna, deve-se considerar que as correlações são mais fracas e existe maior instabilidade dos indicadores em pequenas áreas. Por outro lado, se o objetivo for investigar correlações mais fortes, estas podem apresentar vieses por desconsiderar a heterogeneidade em torno da média nas grandes áreas. Alguns autores afirmam que quanto mais desagregado o dado, maior será a flexibilidade na escolha de modelos, pois agregar em regiões maiores é fácil, mas desagregar é impossível (DIAS et al, 2002).

Para minimizar o problema de escala — um efeito inerente aos dados agregados por área —, deve-se usar a melhor escala de levantamento de dados disponível e técnicas que permitam contornar a flutuação aleatória (DRUCK et al, 2004).

Antes de usar as técnicas de análise espacial, deve-se escolher o modelo inferencial que melhor se ajuste aos dados e possa ser útil para um maior conhecimento do problema. Tais modelos normalmente são apresentados em três grupos: variação contínua, variação discreta e processos pontuais. Para se resolver um problema espacial pode se aplicar mais de um tipo de modelo (DRUCK et al, 2004).

Para a avaliação dos riscos à saúde da população, uma das alternativas é agregar os dados demográficos e de saúde em unidades espaciais discretas como, por exemplo, os municípios, com o intuito de calcular os indicadores epidemiológicos. Nesse caso, o tipo de análise é contagem por área e o modelo inferencial é o de variação espacial discreta (BRASIL/MS, 2007).

Pressupõe-se, para a hipótese nula, que o evento estudado se comporta de modo diferente em cada uma das áreas e possui uma distribuição de probabilidade distinta em cada uma delas, representado pelo modelo espacial discreto. Em relação à hipótese

alternativa supõe-se que os dados apresentam variação espacial contínua (CÂMARA et al, 2004).

Alguns métodos de análise de dados espaciais que podem ser usados para suavização da flutuação aleatória associada às pequenas áreas são: média móvel espacial, média móvel temporal e estimador bayesiano empírico.

Estimador Bayesiano Empírico

Algumas divisões políticas como bairros e municípios apresentam relações inversas de área e população — bairros mais populosos tendem a ter menores áreas e vice-versa. Por isso, normalmente, o que mais chama a atenção em um mapa temático de taxas são os valores extremos ou “*outliers*”, os quais podem ser resultado de um número pequeno de observações, sendo instáveis, ou seja, apenas flutuação aleatória (DRUCK et al, 2004).

A taxa obtida pela divisão entre contagem de óbitos e população (taxa observada) é menos confiável quanto menor for a população, uma vez que áreas com população pequena possuem taxas com maior variância e são mais propensas a assumir os valores mais extremos dentre os observados. Assim, para diminuir esta instabilidade não associada ao risco de ocorrência do evento, propõe-se reestimar uma taxa mais próxima do risco real ao qual a população está exposta (ASSUNÇÃO, 2001; DRUCK et al, 2004).

Para isso, usa-se o método Bayesiano empírico proposto por MARSHALL (1991), que utiliza o método de momentos, em que a taxa de cada área é ajustada levando-se em conta as taxas de seus vizinhos com o intuito de diminuir o efeito das flutuações aleatórias não associadas ao risco. Ao levarem em conta a correlação espacial entre áreas vizinhas, os mapas resultantes são mais suaves e mais informativos, como recomendado por diversos autores (ASSUNÇÃO et al, 1998; ASSUNÇÃO, 2001; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS et al, 2002; DRUCK et al, 2004; BEZERRA FILHO et al, 2007; BRASIL, 2007, CARAM et al., 2010)

Nesse caso, supõe-se que a taxa real θ_i , que expressa a força de ocorrência do evento na área i , não é conhecida e só se dispõe de uma taxa observada ($t_i=y_i/n_i$), em que y_i é o

número de eventos e n_i é o número de pessoas observadas na área i . Para aplicar o método bayesiano empírico, assim chamado porque a média e a variância são estimados a partir dos dados, supõe-se que a taxa θ_i é uma variável aleatória que possui uma média μ_i e uma variância θ_i^2 (DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Assim, estima-se a média a partir das taxas observadas:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum y_i}{\sum n_i}$$

Essa média usada na ponderação pode ser a taxa média de toda a região de estudo, quando chamamos o método de bayesiano empírico global, ou a média dos vizinhos, para o bayesiano empírico local. Semelhante ao cálculo da média, a variância é estimada com base na variabilidade das taxas de cada área em relação à média μ_i (BRASIL/MS, 2007).

O estimador bayesiano empírico da taxa θ_i é uma combinação entre a t_i e um valor médio μ_i corrigido por um fator de ponderação w_i :

$$\hat{\theta}_i = w_i t_i + (1 - w_i) \mu_i$$

As taxas serão reestimadas na área de estudo aplicando-se uma correção maior para locais com pequenas populações, enquanto que regiões mais populosas terão uma correção menor. Dessa forma, θ_i será estimada quando n for pequeno e terá um maior peso da média geral da área quando for o estimador global ou da média da vizinhança, quando estimador local (BRASIL/MS, 2007; DRUCK et al, 2004).

O fator w_i é a variância da taxa entre os vizinhos dividida pela soma desta variância com uma fração da média μ_i/n_i .

$$w_i = \frac{\theta_i^2}{\theta_i^2 + \frac{\mu_i}{n_i}}$$

Dessa maneira, quando a população n_i é muito grande o denominador fica com valor semelhante ao numerador, resultando no fator de ponderação w_i próximo de um, mostrando que os vizinhos não influenciam a taxa estimada (BRASIL/MS, 2007).

Autocorrelação Espacial

A função de autocorrelação espacial analisa o grau de dependência entre os valores observados na área do estudo, ou seja, estima quanto o valor de um atributo numa região é dependente dos valores desse mesmo atributo nas áreas vizinhas (DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Enquanto a função de correlação compara valores de duas variáveis aleatórias, a de autocorrelação é a correlação feita com a mesma variável aleatória medida em locais distintos do espaço (BRASIL/MS, 2007).

De forma semelhante à correlação, o valor da autocorrelação varia de -1 a +1 e quanto mais próximo de 1 mais forte é a dependência espacial, indicando semelhança entre o valor do atributo e seus vizinhos. Valor negativo, um fenômeno raro de ser observado, indica áreas próximas dissimilares (autocorrelação negativa). Finalmente, valor igual a zero não possui autocorrelação espacial — são espacialmente independentes (BRASIL/MS, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009).

Assim como se pode utilizar o método bayesiano empírico global e local, pode-se estimar a autocorrelação global (I de Moran) e local (LISA).

Índice Global de Associação Espacial: índice de Moran

O índice de Moran Global (I) mede o grau de correlação entre pares de variáveis ponderados pela proximidade geográfica, ou seja, atribui um único valor como medida de associação espacial para todo o conjunto de dados (BEZERRA FILHO, et al, 2007; BRASIL/MS, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009). Além disso, verifica a presença de *cluster* espacial em dados estacionários pressupondo que a hipótese nula é de independência espacial ($H_0=0$). Os valores de I variam de -1 a +1, cuja interpretação é semelhante à autocorrelação espacial. Uma vez calculado, deve-se verificar a sua significância estatística. Para estimar a significância do índice, a abordagem mais comum é um teste de pseudossignificância (BRASIL/MS, 2007; CÂMARA et al, 2004).

O conceito de estacionariedade aplicado a áreas geográficas significa que os dados não possuem tendência e a média dos atributos não é constante em todas as subáreas (DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

A equação abaixo mostra o I de Moran considerando apenas o vizinho com fronteira comum – vizinho de 1ª ordem.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}$$

Em que n é o número de áreas, z_i o valor do atributo na área i, $\bar{z}$ é o valor médio do atributo na região de estudo e w_{ij} os elementos da matriz normalizada de proximidade espacial. Neste caso, a correlação será computada apenas para os vizinhos de primeira ordem no espaço, conforme estabelecido pelos pesos w_{ij} (DRUCK et al, 2004).

Índice Local de Associação Espacial - (LISA “sigla em inglês”)

A diferença entre indicadores de correlação global e local é que os indicadores globais, entre eles o I de Moran, possuem um único valor como medida de associação espacial para a área total, enquanto os locais fornecem um valor para cada subárea e com isso podem identificar agrupamentos de objetos com características semelhantes (*clusters*), objetos discrepantes (*outliers*) e a presença de mais de um regime espacial (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000; MORAIS NETO et al, 2001; FRANCESCHINI et al, 2009).

Quando as estatísticas globais são significativas é interessante verificar se a hipótese de estacionariedade do processo verifica-se localmente e conhecer quais regiões são responsáveis por essa significância. Para tal, é importante calcular o Índice de Moran local, que fornece a autocorrelação local (LISA) — uma decomposição da autocorrelação global. Na autocorrelação local compara-se o valor do indicador de cada região com o de seus vizinhos. Essa técnica exploratória permite visualizar o comportamento da dependência espacial por meio do diagrama de espalhamento de Moran. *Clusters* espaciais local, também chamados *hotspots*, são as regiões ou conjunto de regiões vizinhas nas quais o LISA é significativo (ANSELIN, 1995).

Diagrama de Espalhamento de Moran

Esse diagrama é construído com valores normalizados — valores de atributos subtraídos de sua média e divididos pelo desvio padrão — e é mais uma forma de visualizar a dependência espacial. Ao se construir o gráfico de z (valores normalizados) por w_z (média dos vizinhos), pretende-se comparar os valores normalizados do atributo numa área com a média dos seus vizinhos. Esse gráfico é dividido em quatro quadrantes cuja interpretação é a seguinte (Figura 1):

Q1 — alto-alto (valores positivos, médias positivas) e Q2 — baixo-baixo (valores negativos, médias negativas): mostram pontos de associação espacial positiva indicando que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes como, por exemplo, no Q1 estão as áreas com valores dos atributos acima da média global e os seus vizinhos

também possuem esses atributos. No Q2, ocorre o oposto, nele estão as áreas com atributo e média dos vizinhos abaixo da média global.

Q3 – alto-baixo (valores positivos, médias negativas) e Q4 – baixo-alto (valores negativos, médias positivas): mostram pontos de associação espacial negativa, indicando que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre a localidade e sua vizinhança. Por exemplo, no Q3 um local com indicador acima da média global é vizinho de outros que possuem indicadores abaixo dessa média, e vice-versa para o Q4.

Os pontos nesses dois últimos quadrantes representam áreas de transição entre regimes espaciais diferentes e podem ser considerados como extremos, uma vez que estão distantes da reta de regressão, assim como por indicarem regiões que não seguem o mesmo processo de dependência espacial das demais observações. O I de Moran corresponde ao coeficiente de regressão linear (inclinação da reta), que é a tangente α da reta de regressão (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000; CÂMARA et al, 2004).

Figura 1 – Diagrama de espalhamento de Moran
Fonte: Brasil/MS (2007).

LISA map e Moran map

Estes mapas de visualização são plotados com os resultados obtidos pelos indicadores locais de autocorrelação espacial.

No cálculo do LISA map é avaliada a significância dos valores do índice de Moran Local obtido para cada subárea em relação à hipótese de independência espacial (hipótese nula). Tais valores são classificados em quatro grupos: não significantes; com significância entre 0,05 e 0,01; com significância entre 0,01 e 0,001; e menor que 0,001 (NEVES et al, 2000).

No Moran map são visualizadas somente as subáreas nas quais os valores do LISA foram significativos ($p < 0,05$). Essas áreas são classificadas em quatro grupos, conforme sua localização no quadrante do gráfico de espalhamento. As demais aparecem com zero representando as que foram ausência de significância (NEVES et al, 2000). A base para os métodos de autocorrelação é a criação de uma matriz de vizinhança, a qual indica a relação espacial de cada área com as demais.

Matriz de Vizinhança ou Matriz de Proximidade Espacial

Para a análise exploratória da variabilidade espacial de dados de área, é necessária a construção de uma matriz de vizinhança, a qual pode ser composta pelos vizinhos que são contíguos; pelos vizinhos mais próximos; ou considerando uma distância entre eles. Além disso, a matriz permite que sejam atribuídos pesos às proximidades encontradas. As possibilidades são: sem peso, ponderada pelo inverso da distância ou inverso da distância ao quadrado (BRASIL/MS, 2007; INPE, 2011). Como exemplo para se construir uma matriz de vizinhança baseada na vizinhança, atribui-se o valor 1 para os municípios que possuem fronteiras em comum, e 0 para os municípios que não compartilham fronteiras. Essa matriz é facilmente executada no software Terraview - SIG desenvolvido pelo Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) e no Geoda (ANSELIN, 2005).

A matriz de vizinhança é utilizada em cálculos de indicadores na fase de análise exploratória dos dados espaciais ou outras análises disponíveis no *software* TerraView. Para o seu cálculo, deve-se escolher entre os critérios de distância por adjacência, distância fixa ou distância baseada no número de vizinhos. Uma vez feita a matriz, esta pode ser armazenada no banco de dados e usada em diferentes análises, evitando, dessa forma, a repetição do cálculo e obtendo eficiência (INPE, 2011).

No item resultados e discussão apresentam-se os três artigos elaborados nesta tese, nos quais foi analisada a associação espacial dos indicadores epidemiológicos estudados com a precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco. O primeiro artigo refere-se à análise espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica. O segundo artigo apresenta a associação espacial da mortalidade infantil pós-neonatal e da precipitação pluviométrica. Por fim, o último identifica a associação espacial entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação pluviométrica.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

MANUSCRITO 1: ASSOCIAÇÃO ESPACIAL ENTRE MORTALIDADE INFANTIL E PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA NO ESTADO DE PERNAMBUCO.

Maria Aparecida Guilherme da Rocha¹, Almério de Castro Gomes, Márcia Furquim de Almeida, Francisco Chiaravalloti Neto, Adelaide Cássia Nardocci².

¹Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública. ²Departamento de Saúde Ambiental da Faculdade de Saúde Pública. Av. Dr. Arnaldo, 715. Cerqueira César. São Paulo.

RESUMO

Introdução: A variabilidade espaço-temporal do clima pode provocar efeitos adversos à saúde humana. **Objetivo:** Identificar associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica. **Método:** As análises espaciais realizadas, para 184 municípios do Estado de Pernambuco, foram: I Moran, estimador bayesiano empírico local, autocorrelação local e autocorrelação local bivariada. **Resultados:** Houve associação espacial estatisticamente significativa entre a mortalidade infantil e precipitação. Na região do semiárido, 9 municípios (7%) apresentaram mortalidade alta associada à precipitação baixa. Na região do não semiárido, esta mortalidade foi associada ao excesso de precipitação e se apresentou em 13 municípios (21%). **Discussão:** A associação entre mortalidade infantil e regime de chuvas possui comportamento distinto entre as regiões do não semiárido e do semiárido. As condições precárias de saneamento básico aliadas ao baixo indicador socioeconômico podem também ter contribuído para a mortalidade infantil. As técnicas de análise exploratória espacial foram relevantes para visualização das heterogeneidades intermunicipais e identificação de associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação.

Palavras Chave: Análise Espacial, Mortalidade Infantil, Precipitação Pluviométrica, Semiárido Brasileiro.

ABSTRACT

Introduction: The spatio-temporal variability of climate can have adverse effects on human health. Objective: To identify the spatial association between infant mortality and rainfall. Method: The spatial analysis, undertaken for 184 municipalities of Pernambuco took into consideration: Moran's index, local empirical Bayesian estimator, local autocorrelation and bivariate local autocorrelation. Results: There was a statistically significant spatial association between infant mortality and rainfall. In the semiarid region, nine municipalities (7%) had high mortality associated with low rainfall. In the non-semiarid region, the infant mortality was associated with excess rainfall and this has been shown for 13 municipalities (21%). Discussion: The association between mortality and rainfall behaves differently as between the semiarid and non-semiarid regions. The poor conditions of sanitation together with the low socioeconomic indicator may also have contributed to infant mortality. The exploratory spatial analysis techniques are relevant for the visualization of heterogeneity among municipalities and for the identification of the spatial association between infant mortality and rainfall.

Keywords: Spatial Analysis, Infant Mortality, Rainfall, Brazilian Semi-arid

INTRODUÇÃO

Diversos estudos mostram a relação entre as atividades antropogênicas e o aumento da frequência e intensidade dos fenômenos climáticos (MARENGO et al, 2007; NOBRE, 2008). O clima e sua variabilidade no tempo e no espaço podem provocar efeitos adversos nos ecossistemas e na saúde humana, bem como podem potencializar a ocorrência de desastres naturais com reflexos mais agravantes em população com baixa capacidade de adaptação. Dessa forma, é um desafio para a saúde pública conhecer os tipos de impactos causados pelas mudanças climáticas sobre os sistemas físicos e ecossistemas habitados pelos seres humanos.

Isso se torna uma preocupação maior, sobretudo para o semiárido brasileiro, pois é uma das regiões do Brasil mais suscetíveis às possíveis mudanças climáticas cujos potenciais

impactos poderão ser principalmente sobre a disponibilidade hídrica. Se a degradação dessa região tiver continuidade, as áreas semiáridas tenderão a evoluir para áridas com consequências para a saúde de seus habitantes (IPCC, 2007; MARENGO et al. 2007; WHO, 2008; UFMG/FIOCRUZ, 2010).

Neste contexto, destacam-se os impactos sobre a saúde das crianças — um dos grupos vulneráveis que sofrem os efeitos diretos e indiretos da mudança do clima e de outros fatores ambientais de forma geral—, em especial, as menores de 1 ano de idade. Nesta faixa etária, o coeficiente de mortalidade infantil (CMI) é considerado um indicador das condições de saúde das crianças e de desenvolvimento socioeconômico de uma população.

Houve decréscimo da mortalidade infantil, inclusive em países em desenvolvimento, nas últimas décadas. Esta diminuição pode estar relacionada à redução da fecundidade, à melhoria dos serviços de saúde e ao acesso ao saneamento básico (PAHO, 2007). No Brasil, os dados do DATASUS (2010) mostram redução do coeficiente de mortalidade infantil de 24 para 16‰ nascidos vivos (nv) no período de 1997 a 2007. Na região Nordeste, o decréscimo foi de 27 para 18, enquanto que no Estado de Pernambuco diminuiu de 34 para 19‰ nv.

A saúde pública e o ambiente estão influenciados por padrões de ocupação do espaço. Portanto, torna-se imprescindível localizar, com a máxima precisão, onde estão ocorrendo os agravos, o local do risco ambiental e as áreas com situações sociais vulneráveis (CARVALHO, et al, 2000). Para isso usam-se técnicas de análise espacial, que têm se consolidado como importante ferramenta de estudos dos impactos e de riscos à saúde humana associados a exposição a fatores ambientais e condições socioeconômicas (MORAIS NETO et al, 2001; BEZERRA FILHO et al, 2007).

O estudo da distribuição espacial da mortalidade infantil pode contribuir para a elaboração de políticas públicas mais efetivas voltadas à diminuição das iniquidades socioeconômicas regionais e da melhoria da qualidade de vida da população. Assim, o objetivo foi estudar a associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco.

MÉTODO

A área de estudo foram os municípios do Estado de Pernambuco ($07^{\circ}34'90''\text{S}$, $34^{\circ}82'60''\text{W}$) com população de 8,8 milhões de habitantes e densidade populacional de $89,63\text{ hab/km}^2$, de acordo com o IBGE (2011). Este estado possui 5 mesorregiões: Agreste - AG, Mata - MA, Metropolitana - ME, São Francisco - SF e Sertão - SE (Figura 1). Neste estudo, o estado foi dividido em duas regiões em virtude da variabilidade do regime de chuvas: não semiárido (NSAr), que possui 62 municípios e semiárido (SAr), contendo 122 municípios. As regiões MA e ME contêm os municípios que fazem parte do NSAr e as demais, os que são do SAr.

Figura 1 – Localização do Estado de Pernambuco, com identificação da região semiárida (SAr) e a não semiárida (NSAr).

O estudo foi ecológico tendo o município como unidade de análise. Foi considerado como desfecho a mortalidade infantil e como exposição, a precipitação pluviométrica, no período de 2000 a 2003.

Os dados de óbitos infantis foram obtidos do SIM – Sistema de Informação sobre mortalidade, enquanto que os de nascimento, do SINASC – Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos, ambos do Datasus (DATASUS, 2009).

Os dados de precipitação pluviométrica foram obtidos do LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco, responsável pela operação da rede meteorológica do Estado de Pernambuco, a qual possuía cerca de 250 postos pluviométricos no estado e 110 no semiárido no período do estudo (LAMEPE, 2009). Inicialmente, foi analisada uma série histórica da precipitação pluviométrica anual entre 1997 e 2007 e

identificados dois períodos bienais, definidos como períodos chuvoso e seco, correspondendo aos dois anos de maior precipitação e de menor precipitação, respectivamente. Visto que a mortalidade infantil apresentou tendência decrescente nesta série histórica, o período chuvoso deveria ser precedido pelo seco para que se aceitasse ou refutasse a hipótese da influência da precipitação sobre a mortalidade infantil.

A consideração de períodos bienais, para a precipitação e para o CMI, foi utilizada para melhorar estabilidade do coeficiente de mortalidade infantil, uma vez que alguns municípios registraram poucos óbitos. Para a análise espacial, foi considerada a precipitação pluviométrica acumulada no período bienal para cada município. Para os municípios com mais de um posto pluviométrico foi feita a média da precipitação mensal e em seguida somada a precipitação total dos 24 meses.

A análise espacial consistiu inicialmente na espacialização do coeficiente de mortalidade infantil e da precipitação, a fim de visualizar a distribuição espacial destas variáveis. Em virtude da instabilidade dos pequenos números de óbitos e nascimentos e, ainda, para identificar áreas de risco, foi aplicado o método bayesiano empírico local para suavização dessa flutuação aleatória. Este método recalcula os CMI (denominados de CMI suavizados) de cada município levando-se em conta os valores de seus vizinhos geográficos e fornece a média ponderada entre o CMI observado no município e o valor médio da vizinhança, com peso inversamente proporcional à população de cada área (MARSHALL, 1991; ASSUNÇÃO et al, 1998; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; BEZERRA FILHO et al, 2007).

Vários autores apontam que, ao considerarem a correlação espacial entre áreas vizinhas, os mapas resultantes desse método são mais suaves e mais informativos e ainda que os riscos relativos calculados por esse método são mais precisos do que os calculados pela razão de mortalidade padronizada (RMP) (ASSUNÇÃO et al, 1998; ASSUNÇÃO, 2001; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Para a avaliação da dependência espacial foi utilizado o índice de autocorrelação espacial global (I Moran) com 99 permutações e nível de significância de 0,01 ($p=0,01$). Confirmada a dependência espacial, foram elaborados os mapas de autocorrelação

espacial local e autocorrelação espacial local bivariada do CMI suavizado e da precipitação (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000; MORAIS NETO et al, 2001; ANSELIN, 2005; FRANCESCHINI et al, 2009).

Para a análise de autocorrelação espacial local, usou-se a matriz de vizinhança por contiguidade, calculada no TerraView 4.0.0 (INPE, 2011), e para a análise de autocorrelação espacial local bivariada, a matriz de contiguidade Queen de ordem 1 calculada no Geoda 0.95 (ANSELIN, 2005).

O Moran *map* apresenta as subáreas com valores significativos de *LISA* ($p < 0,05$), classificando-as em quatro grupos (alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo e baixo-alto), conforme sua localização no quadrante do gráfico de espalhamento de Moran. As demais áreas aparecem indicadas por zero, representando ausência de significância para formação de aglomerados (ANSELIN, 1995).

Na autocorrelação espacial local, os valores alto-alto (valores positivos, médias positivas) e baixo-baixo (valores negativos, médias negativas) mostram pontos de associação espacial positiva indicando que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes. Enquanto que alto-baixo (valores positivos, médias negativas) e baixo-alto (valores negativos, médias positivas) representam associação espacial negativa, indicando aglomerados espaciais com valores diferentes entre a localidade e sua vizinhança (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000).

Para a autocorrelação espacial local bivariada, neste estudo, por exemplo, valores alto-alto e baixo-baixo indicam associação espacial positiva, com valores de desfecho e exposição acima da média ou ambos abaixo da média do estado, respectivamente. Já os valores alto-baixo e baixo-alto mostram associação espacial negativa, onde alto-baixo representa município com mortalidade acima da média estadual possui fronteira comum com vizinhos que possuem precipitação pluviométrica abaixo dessa média, enquanto que baixo-alto significa município com mortalidade abaixo da média está próximo de outros com precipitação acima da média estadual (ANSELIN, 2005).

As análises espaciais foram realizadas no TerraView 4.0.0 e Geoda 0.95 e os mapas foram confeccionados no Arc Gis 9.3. A base cartográfica do Estado de Pernambuco — malha municipal digital 2001 — com escala de 1:2.500.000 foi obtida do IBGE — Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2008).

RESULTADOS

A Figura 2 mostra o CMI e a precipitação média anual das regiões do Não semiárido e Semiárido de Pernambuco no período de 1997 a 2007.

Como pode ser observado na Figura 2, a menor média da precipitação pluviométrica acumulada foi em 1998, sendo 195 mm no Semiárido e 400 mm no Não semiárido. Foram considerados, como período chuvoso, os anos de 2000 e 2002, e período seco, os anos de 2001 e 2003.

Figura 2 – CMI e precipitação pluviométrica média anual das regiões do Não Semiárido e do Semiárido de Pernambuco, 1997 a 2007.

O CMI do Não semiárido diminuiu de 33 para 16‰ nascidos vivos (nv) com redução de 52%, e de 37 para 22‰ n.v no Semiárido (redução de 41%), com pequenas elevações nos anos de seca (1999 e 2003).

Coefficiente de Mortalidade Infantil

A distribuição espacial do CMI e do CMI suavizado, para os períodos chuvoso e seco, é apresentada nas Figuras 3a e 3b. Na Figura 3b, pode ser observado um menor número de municípios isolados com valores extremos de CMI, em comparação com a Figura 3a. No período chuvoso, o I de Moran do CMI e do CMI suavizado foi 0,28 e 0,55,

respectivamente. Para o período seco, o I de Moran foi de 0,21 e de 0,48 para o CMI e CMI suavizado, respectivamente.

O CMI suavizado médio do estado, para o período chuvoso foi de 32‰ nv e para o período seco, foi de 30‰ nv. No entanto, a proporção de municípios com CMI acima da média estadual não se alterou significativamente entre os períodos chuvoso e seco, sendo que cerca de 75% destes estão na região do Semiárido (Figura 3a).

A Figura 3b apresenta a autocorrelação local do CMI suavizado para os períodos chuvoso e seco, onde se vê quatro aglomerados contendo cerca de 30 municípios com mortalidade infantil acima da média estadual, sendo cerca de 70% deles na região do semiárido.

Figura 3 - Distribuição espacial (a) do coeficiente de mortalidade infantil e do CMI suavizado b) Autocorrelação local do CMI suavizado para os municípios do Estado de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

Em relação aos aglomerados com CMI suavizado abaixo da média estadual, nos dois períodos, havia 2 aglomerados contendo 34 municípios, e a proporção praticamente se inverteu, sendo 32% deles no Semiárido e 68% no Não semiárido.

Precipitação pluviométrica acumulada

No período chuvoso, a média da precipitação acumulada bienal do estado foi de 1.815mm, com grande variabilidade entre as regiões, decrescendo da Região Metropolitana (litoral) em direção ao Sertão. Para cerca de 50% dos municípios, a precipitação acumulada bienal foi de no máximo 1.474mm. No período seco, a média da precipitação acumulada bienal do estado foi 1.300mm. Para 55 municípios, a precipitação acumulada bienal foi de no máximo 800mm dos quais 51 pertencem à região do semiárido como mostra a Figura 4a.

Figura 4 - Distribuição espacial (a) da precipitação pluviométrica e (b) Autocorrelação local da precipitação para os municípios de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

A Figura 4b apresenta a autocorrelação espacial local da precipitação. Houve dependência espacial nos períodos chuvoso e seco ($I \text{ Moran}=0,68$ e $p=0,01$). O Moran Map da precipitação, no período chuvoso, mostra dois aglomerados distintos, sendo 35 municípios com precipitação abaixo da média estadual na região do Semiárido e outro, com 30 municípios com precipitação acima dessa média no Não semiárido. Enquanto que no período seco, formaram-se dois aglomerados com a mesma quantidade de municípios (35), um na região do Não semiárido, com médias superiores a do estado, e outro na região do Semiárido, com médias inferiores.

Autocorrelação Local Bivariada

A Figura 5 mostra a sobreposição dos mapas de autocorrelação local bivariada da variável de desfecho — coeficiente de mortalidade infantil e da variável de exposição — precipitação pluviométrica.

Na região do Não semiárido, particularmente na região da Mata, observam-se diferenças entre os períodos chuvoso e seco na quantidade de municípios com mortalidade infantil associada à precipitação, ambas acima da média estadual. O primeiro período apresentou sete municípios (11%), enquanto que o segundo, 13 municípios (21%).

A região do Semiárido apresenta mortalidade e precipitação com valores alto-baixo, ou seja, mortalidade acima da média estadual está associada à precipitação abaixo da média do estado. Houve aumento na quantidade de municípios com alto CMI no período seco (9 municípios), como visto na Figura 5.

Figura 5 – Autocorrelação Espacial Local Bivariada do coeficiente de mortalidade infantil e da precipitação pluviométrica dos municípios de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

DISCUSSÃO

A análise espacial identificou padrões de distribuição da mortalidade infantil e da chuva, identificou municípios com alto risco de mortalidade infantil e mostrou que sua distribuição não foi aleatória. Tanto o déficit quanto o excesso de chuva contribuem para o risco de morte em crianças menores de 1 ano no Estado de Pernambuco.

Observou-se que a associação entre mortalidade infantil e precipitação possui comportamento distinto entre as regiões semiárida e não semiárida.

A análise de autocorrelação espacial local da mortalidade infantil não mostrou diferença significativa na quantidade de municípios com coeficientes acima e abaixo da média nos períodos chuvoso e seco, mas, apenas, na distribuição desta mortalidade entre os municípios para as regiões do Semiárido e do Não semiárido. Estas duas regiões possuem regimes de chuva distintos. Nos municípios do Não semiárido, normalmente, chove mais de 800 mm por ano, enquanto que nos do Semiárido há um baixo volume de chuva anual (menor ou igual a 800 mm).

A autocorrelação local bivariada entre mortalidade infantil e precipitação evidenciou mortalidade infantil acima da média do estado associado à baixa precipitação na região do Semiárido, sobretudo no Agreste e Sertão e ainda, valores desta mortalidade acima da média estadual correlacionado com alta precipitação na região do Não semiárido, em particular, na região da Mata. Entretanto, reconhece-se que existem múltiplos fatores envolvidos na mortalidade infantil que podem ocorrer simultaneamente no tempo e no espaço.

Alguns autores informam que a subnotificação de óbitos e nascidos vivos no Estado de Pernambuco é pequena, por isso optou-se não corrigir o coeficiente de mortalidade infantil. FRIAS et al (2010) observaram que mais de 89% da população residente possuía informações adequadas de óbitos infantis e de nascidos vivos em Pernambuco entre 2000 e 2005. CAVALINI e LEON (2007) usaram o método bayesiano empírico local para correção de sub-registro de óbitos do SIM ((Sistema de Informação de Mortalidade), no ano de 2001, e encontraram uma correção de 7,4% para todo o Estado de Pernambuco, e de 3,1% para a região Metropolitana. SZWARCOWALD et al (2002), usaram dados do ano de 1998, e mostraram que a melhor cobertura do SIM do Nordeste foi encontrada em Pernambuco.

Nos dois anos do período seco (2001 e 2003) choveu menos que 800 mm em 42% dos municípios da região semiárida, fato talvez atribuído ao El Niño nos anos de 2002/2003 (KOVATS et al, 2003). No período chuvoso, a precipitação acumulada média do Semiárido foi de 1.238mm e do Não semiárido foi de 2.950mm, evidenciando a variabilidade da distribuição das chuvas, as quais se concentram na região do não

semiárido. Estes resultados foram mostrados na autocorrelação espacial local da precipitação.

A associação entre variáveis climáticas e mortalidade infantil por doenças diarreicas e respiratórias foi identificada em alguns países africanos. Em Segou, no Mali foi encontrada associação entre estas causas e o período de chuva (FINDLEY et al, 2005). Já em Moçambique, a mortalidade por diarreia em crianças de 6 a 59 meses de idade foi maior após a seca (RENZAHO, 2006). Na África Ocidental, BALK et al (2004) não encontraram uma associação direta entre chuva e mortalidade infantil, mas informaram que as crianças residentes em áreas áridas e semiáridas apresentavam um risco de 15 e 12%, respectivamente, maior que as crianças residentes em outras áreas.

A mortalidade infantil reflete a qualidade do saneamento básico de uma região. Estudos, no Brasil, demonstraram associação entre morbimortalidade por diarreia e condições precárias de abastecimento de água e de esgotamento sanitário (VÁZQUEZ et al, 1999; TOMÉ & LATORRE, 2001; GUIMARÃES et al 2003; BARRETO et al, 2007). Essa associação também é encontrada em outros países em desenvolvimento (PANDE et al, 2008; FEWTRELL et al, 2005).

Na região do Semiárido, a proporção da população atendida por abastecimento de água e coleta de esgoto é, respectivamente, 46% e 25%. Dessa forma, os déficits de precipitação conjuntamente com a precariedade do saneamento básico podem implicar a redução significativa da quantidade e da qualidade da água de abastecimento, contribuindo para o aumento da incidência de diarreia com consequente aumento da mortalidade infantil. A baixa precipitação também contribui para a redução da produção e da diversidade de alimentos para a população, aumentando a desnutrição infantil e, portanto, a vulnerabilidade das crianças à mortalidade por doenças diarreicas.

Na região do Não semiárido, cuja proporção da população com acesso ao abastecimento de água é de 62% e de coleta de esgoto 20%, o excesso de chuva, sobretudo na região da Mata, aliado à carência de esgotamento sanitário pode ampliar a contaminação dos recursos hídricos e a exposição da população infantil aos patógenos, resultando no aumento da mortalidade.

Não obstante esta precariedade do saneamento básico em Pernambuco, o coeficiente de mortalidade infantil mostrou tendência declinante no período de estudo, exceto no Semiárido nos anos de seca (1999 e 2003), semelhante ao que aconteceu no Brasil (DATASUS, 2010). Esse declínio, todavia, não foi observado em todos os municípios do estado, uma vez que as condições ambientais, socioeconômicas e de acesso aos serviços de saúde são diferenciadas nas regiões.

A aplicação do método bayesiano empírico local, para a suavização da flutuação aleatória dos pequenos números de óbitos e nascimentos, bem como identificação de áreas de risco de morte infantil, mostrou-se relevante como já defendido por outros autores (MARSHALL, 1991; ASSUNÇÃO et al, 1998; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; BEZERRA FILHO et al, 2007).

Foram realizados outros estudos da distribuição espacial da mortalidade infantil por meio de técnicas de análise espacial (MORAIS NETO et al, 2001; ANDRADE et al, 2006; BEZERRA FILHO et al; 2007; FRANCESCHINI et al, 2009; MUKAI et al, 2009; GONÇALVES et al, 2011), mas somente NASCIMENTO et al (2007) usaram o município como unidade de análise.

Da mesma forma, este estudo escolheu o município como unidade de análise, e mostrou a importância do estimador bayesiano empírico local para suavização da flutuação aleatória dos pequenos números, da análise de autocorrelação local para visualização das heterogeneidades intermunicipais, bem como da análise de autocorrelação local bivariada para identificar a associação entre mortalidade infantil e chuva.

Por fim, as técnicas de análise espacial possibilitaram a exploração de dados espaciais e identificaram áreas críticas de risco de mortalidade infantil, contribuindo de forma mais efetiva para o processo de gestão e formulação de políticas públicas específicas.

CONCLUSÃO

A variabilidade espaço-temporal da chuva pode ser considerada como fator de risco para a mortalidade infantil. Tal mortalidade não ocorreu de forma aleatória nos municípios, existe associação entre esta mortalidade e espaço no Estado de Pernambuco. Na região do semiárido, a mortalidade foi associada ao déficit de chuva, enquanto que, na região do não semiárido, ao excesso de chuva, com exceção da região Metropolitana, onde não se observou diferença significativa.

As condições precárias de saneamento básico aliadas ao baixo indicador socioeconômico podem também ter contribuído para a mortalidade infantil.

As técnicas de análise exploratória espacial foram relevantes para visualização das heterogeneidades intermunicipais e identificação de associação espacial entre mortalidade infantil e precipitação.

REFERÊNCIAS

1. Andrade, S. M et al. Condições de vida e mortalidade infantil no Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 22(1):181-189, 2006.
2. Anselin, L. *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Center for Spatially Integrated Social Science, 2005. Disponível em <http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/>. Acesso em out 2011.
3. _____. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*. v.27, n.2, p.93-115, 1995.
4. Assunção, R. M. *Estatística Espacial com Aplicações em Epidemiologia, Economia e Sociologia*. 7ª Escola de Modelos de Regressão. São Carlos, 2001.
5. Assunção, R. M. et al. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 14(4):713-723, out-dez, 1998.
6. Balk, D et al. A Spatial Analysis of Childhood Mortality in West Africa. *Popul. Space Place* 10, 175–216, 2004.

7. Barreto, M. L et al. Effect of city-wide sanitation programme on reduction in rate of childhood diarrhoea in northeast Brazil: assessment by two cohort studies. *Lancet* 370: 1622–28, 2007.
8. Bezerra Filho, J.G et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.
9. Brasil/Ministério da Saúde. Abordagens espaciais na saúde pública / Ministério da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz; Simone M.Santos, Christovam Barcellos, organizadores. – Brasília: Ministério da Saúde, 2007. 136 p. : il. – (Série B. Textos Básicos de Saúde) (Série Capacitação e Atualização em Geoprocessamento em Saúde; 3).
10. Carvalho MS, Pina MF, Santos SM. Os sistemas de informações geográficas. In: Ministério da Saúde organizador. Conceitos básicos de sistemas de informação geográfica e cartografia aplicados à saúde. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2000
11. Cavallini, LT; De Leon, A.C.M.P. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev. Saúde Pública*, 41 (1): 85-93. 2007.
12. Datasus/MS – Departamento de Informática do SUS/ Ministério da Saúde, Brasil. [CD-ROM], 2009.
13. Datasus/MS – Departamento de Informática do Sus/ Ministério da Saúde, Brasil. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>. Acesso maio 2010.
14. Dias, TL; Carvalho, MS. Problemas de escala e a relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários. *Informática Pública*, 4(1): 89-104, 2002.
15. Druck, S.; Carvalho, M.S.; Câmara, G.; Monteiro, A.V.M. (eds) *Análise Espacial de Dados Geográficos*. Brasília, EMBRAPA, 2004.
16. Fewtrell L, et al. Water, sanitation and hygiene interventions to reduce diarrhea in less developed countries: a systematic view and metanalysis. *Lancet Journal of Infectious Diseases* 2005, 5:42-52.
17. Findley, S. E et al. Season-Smart: How Knowledge of Disease Seasonality and Climate Variability Can Reduce Childhood Illnesses in Mali. IUSSP XXV International Population Conference, Tours, France, 18-23 Juillet 2005.

18. Franceschini, V.L.C et al. Análise espacial do perfil dos nascidos vivos vulneráveis ao óbito infantil por áreas de abrangência dos centros de saúde em Belo Horizonte, 2000. Cad. Saúde Colet . Rio de Janeiro, 17 (2): 333 - 350, 2009.
19. Frias, P. G et al. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, 26(4):671-681, Rio de Janeiro, 2010.
20. Gonçalves A. C et al. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006 Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 27(8):1581-1592, 2011.
21. Guimarães, MJB et al. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 19(5):1413-1424, set-out, 2003.
22. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Malhas digitais dos municípios. Disponível em ftp://geoftp.ibge.gov.br/mapas/malhas_digitais/municipio_2001/PE/. Acesso 03/02/2008.
23. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo 2010. Disponível em <http://www.censo2010.ibge.gov.br/>. Acesso em 03/10/2011.
24. INPE _ Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Tutorial do Terraview – Operações de Análise Espacial, 2011. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/terraview/docs/tutorial/Aula8.pdf>. Acesso Abril 2011.
25. IPCC -Painel Intergovernamental sobre as Mudanças Climáticas. Climate Change 2007: Synthesis Report. Disponível em http://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_synthesis_report.htm. Acesso jun2010.
26. Kovats, R.S et al. El Niño and health. The Lancet. v362, 2003.
27. LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco. Disponível em <http://www.itep.br/LAMEPE.asp>. Acesso em Agosto 2009.
28. Marshall, R. J.. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. Applied Statistics, 40:283-294, 1991.
29. Marengo, J.A. et al. Mudanças Climáticas Globais e Efeitos sobre a Biodiversidade. Sub-projeto: Caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do Século XXI. Sumário Técnico. 2007.

30. Morais Neto, O. L et al. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 17(5):1241-1250, set-out, 2001.
31. Mukai, A.O. et al. Análise espacial das internações por pneumonia na região do Vale do Paraíba (SP). J Bras Pneumol. 2009;35(8):753-758.
32. Nascimento, L.F.C et al. Análise espacial da mortalidade neonatal no Vale do Paraíba, 1999 a 2001. Rev Saúde Pública 2007;41(1):94-100.
33. nascimento, 2007
34. Neves, M. Ramos, F. Camargo, E, Câmara, G. Monteiro, A. Análise Exploratória Espacial de Dados Sócio-Econômicos de São Paulo. GIS Brasil 2000, Salvador, 2000.
35. Nobre, C.A. Mudança do clima no Brasil: vulnerabilidade, impactos e adaptação (Mudanças climáticas e o Brasil – Contextualização). Parcerias Estratégicas. Brasília, DF. n27, p.360. 2008.
36. PAHO - Pan American Health Organization. Health in the Americas, VOLUME I– REGIONAL. Washington, D.C, US; 2007. Disponível em <http://www.paho.org/hia/archivosvol2/paisespor/Brazil%20Portuguese.pdf>. Acesso mar/2011.
37. Pande et al. Addressing diarrhea prevalence in the West African Middle Belt:social and geographic dimensions in a case study for Benin. International Journal of Health Geographics 2008, 7:17.
38. Renzaho, A.M.N. Mortality Rates, Prevalence of Malnutrition, and Prevalence of Lost Pregnancies among the Drought-Ravaged Population of Tete Province, Mozambique. Prehospital and Disaster Medicine. Vol. 22,No. 1, 2006. Disponível em http://pdm.medicine.wisc.edu/Volume_22/issue_1/renzaho.pdf. Acesso set 2008.
39. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Jr. PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? Cad Saúde Pública; 18(6):1725-36, 2002.
40. Tomé, E. A; Latorre, MRDO. Tendências da mortalidade infantil no Município de Guarulhos: análise do período de 1971 a 1998. Rev. Bras. Epidemiol. Vol. 4, Nº 3, 2001.
41. UFMG/FIOCRUZ. Mudanças climáticas, migrações e saúde: cenários para o Nordeste, 2000-2050. Disponível em:

http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/migracoes_saude/Migracao_e_Saude_Nordeste.pdf. Acesso Março 2010.

42. Vázquez, ML et al. Incidência e fatores de risco de diarreia e infecções respiratórias agudas em comunidades urbanas de Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro. 15(1) – 163-171, jan./mar. 1999.
43. WHO- World Health Organization. The impact of climate change on human health. Disponível em <http://www.who.int/mediacentre/news/statements/2008/s05/es/index.html>. Acesso em out 2008.

MANUSCRITO 2: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE INFANTIL PÓS-NEONATAL E PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA EM PERNAMBUCO.

Maria Aparecida Guilherme da Rocha¹, Adelaide Cássia Nardocci², Almério de Castro Gomes¹.

¹Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública. ²Departamento de Saúde Ambiental da Faculdade de Saúde Pública Av. Dr. Arnaldo, 715. Cerqueira César, São Paulo.

RESUMO

Introdução: As alterações do clima relacionadas à temperatura e à sua variabilidade no tempo e no espaço potencializam a ocorrência de desastres naturais com reflexos mais agravantes no semiárido brasileiro. **Objetivo:** Identificar associação espacial entre mortalidade infantil pós-neonatal e precipitação pluviométrica. **Método:** As análises espaciais, para 184 municípios de Pernambuco, foram: I Moran, estimador bayesiano empírico local, autocorrelação local e autocorrelação local bivariada. **Resultados:** Houve autocorrelação espacial estatisticamente significativa entre mortalidade infantil pós-neonatal e precipitação. Na região do semiárido, 6% dos municípios apresentaram mortalidade alta associada à precipitação baixa. Na região do não semiárido, esta mortalidade foi associada ao excesso de precipitação e se apresentou em 19% dos municípios. **Discussão:** A análise espacial identificou áreas de alto risco de morte infantil pós-neonatal nas regiões do semiárido e não semiárido associadas à precipitação pluviométrica. A baixa proporção da população com acesso ao abastecimento de água e à rede de esgoto, assim como o baixo indicador de condições socioeconômicas, podem também ter sido fator de risco para a mortalidade pós-neonatal.

Palavras Chave: Análise Espacial, Mortalidade Infantil, Precipitação Pluviométrica, Semiárido Brasileiro

ABSTRACT

Introduction: Climate change related to temperature and its variability over time and space increase the occurrence of natural disasters with graver consequences in the Brazilian semiarid region. **Objective:** To identify the spatial association between post-neonatal mortality and rainfall. **Method:** The spatial analysis, undertaken for 184 municipalities of Pernambuco took into consideration: Moran's index, local empirical Bayesian estimator, local autocorrelation and bivariate local autocorrelation. **Results:** There was a statistically significant spatial autocorrelation among post-neonatal infant mortality and rainfall. In the semiarid region, 6% of the municipalities showed high mortality associated with low rainfall. In the non-semiarid region, the post-neonatal mortality was associated with excess rainfall and was demonstrated for 19% of the municipalities. **Discussion:** The spatial analysis identified areas of high risk of post-neonatal mortality in the semiarid and non-semiarid regions that were not associated with rainfall. The low proportion of the population with access to piped-water and a sewage system, as well as an indicator of low socioeconomic status, may also have been a risk factor for post-neonatal mortality.

Keywords: Spatial Analysis, Infant Mortality, Rainfall, Brazilian Semi-arid.

INTRODUÇÃO

Um dos maiores desafios da saúde pública é conhecer os tipos e a magnitude dos impactos das mudanças climáticas globais sobre os sistemas físicos e ecossistemas habitados pelos seres humanos. As alterações do clima relacionadas à temperatura e à sua variabilidade no tempo e no espaço podem potencializar a ocorrência de desastres naturais com reflexos mais agravantes no semiárido brasileiro.

Estes impactos podem agravar os efeitos sobre mortalidade, doenças, fome, desnutrição e conflitos sociais. A magnitude dos efeitos adversos depende não somente da intensidade dos fenômenos climáticos e ambientais, mas também da vulnerabilidade e da capacidade de adaptação e resposta da população. Tais eventos necessitam de um monitoramento contínuo pela vigilância em saúde para definir políticas públicas de

proteção das comunidades residentes nessas áreas, com a finalidade de minimizar os seus riscos.

O Quarto Relatório de Avaliação (AR4) do IPCC apresentou uma síntese do conhecimento científico atual sobre as tendências do sistema climático global, dos impactos sócio-ambientais observados e projetados em nível global e regional. No que se refere aos impactos à saúde humana, o IPCC enfatiza a necessidade de se conhecer os mecanismos de efeitos diretos associados aos eventos climáticos extremos tais como ondas de calor, tempestades, inundações e secas (IPCC, 2007).

Nesse relatório, a previsão para o Brasil é de aumento dos desastres naturais de origem climatológica, sobretudo tempestades, precipitação em excesso para as regiões Sul e Sudeste nos meses do verão, bem como o agravamento da seca no Nordeste e seu avanço para as regiões Norte e Centro-Oeste (IPCC, 2007).

O semiárido brasileiro é uma das áreas mais suscetíveis aos efeitos das mudanças climáticas da América Latina. Segundo alguns autores, nesta região, podem ocorrer diminuição da frequência de chuvas, disseminação de doenças, empobrecimento dos solos e desertificação de algumas áreas (UFMG/FIOCRUZ, 2010). A intensidade da seca na região Nordeste do país potencializa uma situação já crítica, cujos danos à saúde — causas de mortes, doenças infecciosas, fome, desnutrição e conflitos sociais — têm sido pouco investigados.

Neste contexto, destacam-se as crianças que são vulneráveis, sobretudo no primeiro ano de vida, um dos períodos de maior risco de morte e no qual a mortalidade infantil pós-neonatal é influenciada pelos determinantes ambientais. Nessa faixa etária as causas mais comuns de óbitos são as doenças infecciosas, principalmente diarreia e respiratórias (VÁZQUEZ et al, 1999; FRANÇA, 2001; VICTORA et al, 2011).

Houve decréscimo do coeficiente de mortalidade infantil nas últimas décadas, inclusive em países em desenvolvimento, o que pode ser devido à redução da fecundidade, melhoria dos serviços de saúde e acesso a novas tecnologias (PAHO, 2007). Os dados do DATASUS (2010) revelam a redução do coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal no Brasil, de 8,9 para 5,0‰ nv (por mil nascidos vivos) no período de 1997 a 2007. Na região Nordeste, o decréscimo foi de 12,1 para 5,7, enquanto que no Estado de Pernambuco foi de 16,7 para 6,6 ‰ nv.

Visto que a saúde pública e o ambiente estão interrelacionados aos padrões de ocupação do espaço, é imprescindível localizar exatamente onde os agravos estão ocorrendo e onde existem áreas de vulnerabilidade social (CARVALHO, et al, 2000). Para estudar esses impactos e riscos à saúde humana, usam-se técnicas de análise espacial que podem subsidiar o conhecimento dessa situação e consequentemente contribuir para melhoria nas condições de vida dessa população (MORAIS NETO et al, 2001; BEZERRA FILHO et al, 2007). Assim, o objetivo deste estudo foi identificar associação espacial entre mortalidade infantil pós-neonatal e precipitação pluviométrica no Estado de Pernambuco.

MÉTODO

A área de estudo foram os municípios do Estado de Pernambuco ($07^{\circ}34'90''$ S, $34^{\circ}82'60''$ W) com população de 8,8 milhões de habitantes e densidade populacional de $89,63 \text{ hab/km}^2$, de acordo com o IBGE (2011). Este estado possui 5 mesorregiões: Agreste - AG, Mata - MA, Metropolitana - ME, São Francisco - SF e Sertão - SE (Figura 1). Neste estudo, o estado foi dividido em duas regiões em virtude da variabilidade do regime de chuvas: não semiárido (NSAr), que possui 62 municípios e semiárido (SAr), contendo 122 municípios. As regiões MA e ME contêm os municípios que fazem parte do NSAr e as demais, os que são do SAr.

Figura 1 – Localização do Estado de Pernambuco, com identificação da região semiárida (SAr) e a não semiárida (NSAr).

O estudo foi ecológico tendo o município como unidade de análise, considerando como desfecho a mortalidade infantil pós-neonatal e exposição, a precipitação pluviométrica no período de 2000 a 2003.

Os dados de óbitos infantis do período pós-neonatal foram obtidos do SIM – Sistema de Informação sobre mortalidade, enquanto que os de nascimento, do SINASC – Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos, ambos do Datasus (DATASUS, 2009). Para o cálculo do coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal (CMI_PN), foram considerados os dados de óbitos de crianças com idade entre 28 e 364 dias, no período bienal

Os dados de precipitação pluviométrica foram obtidos do LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco, responsável pela operação da rede meteorológica do Estado de Pernambuco, a qual possuía cerca de 250 postos pluviométricos no estado e 110 no semiárido no período do estudo (LAMEPE, 2009). Inicialmente, foi analisada uma série histórica da precipitação pluviométrica anual entre 1997 e 2007 e identificados dois períodos bienais, definidos como, períodos chuvoso e seco, correspondendo aos dois anos de maior precipitação e de menor precipitação, respectivamente. Visto que a mortalidade infantil apresentou tendência decrescente nesta série histórica, o período chuvoso deveria ser precedido pelo seco para que se aceitasse ou refutasse a hipótese da influência da precipitação sobre a mortalidade infantil.

A consideração de períodos bienais, para a precipitação e para o CMI_PN, foi utilizada para melhorar estabilidade deste coeficiente, uma vez que alguns municípios registraram poucos óbitos. Para a análise espacial, foi considerada a precipitação pluviométrica acumulada no período bienal para cada município. Para os municípios com mais de um posto pluviométrico foi feita a média da precipitação mensal e em seguida somada a precipitação total dos 24 meses.

A análise espacial consistiu inicialmente na espacialização do coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal e da precipitação, a fim de visualizar a distribuição espacial destas variáveis. Em virtude da instabilidade dos pequenos números de óbitos e nascimentos e, ainda, para identificar áreas de risco, foi aplicado o método bayesiano empírico local para suavização dessa flutuação aleatória. Este método recalcula os

CMI_PN (denominados de CMI_PN suavizados) de cada município levando-se em conta os valores de seus vizinhos geográficos e fornece a média ponderada entre o CMI_PN observado no município e o valor médio da vizinhança, com peso inversamente proporcional à população de cada área (MARSHALL, 1991; ASSUNÇÃO et al, 1998; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; BEZERRA FILHO et al, 2007).

Vários autores apontam que, ao considerarem a correlação espacial entre áreas vizinhas, os mapas resultantes desse método são mais suaves e mais informativos e ainda que os riscos relativos calculados por esse método são mais precisos do que os calculados pela razão de mortalidade padronizada (RMP) (ASSUNÇÃO et al, 1998; ASSUNÇÃO, 2001; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Para a avaliação da dependência espacial foi utilizado o índice de autocorrelação espacial global (I Moran) com 99 permutações e nível de significância de 0,01 ($p=0,01$). Confirmada a dependência espacial, foram elaborados os mapas de autocorrelação espacial local e autocorrelação espacial local bivariada do CMI suavizado e da precipitação (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000; MORAIS NETO et al, 2001; ANSELIN, 2005; BRASIL/MS, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009).

Para a análise de autocorrelação espacial local, usou-se a matriz de vizinhança por contiguidade, calculada no TerraView 4.0.0 (INPE, 2011), e para a análise de autocorrelação espacial local bivariada, a matriz de contiguidade Queen de ordem 1 calculada no Geoda 0.95 (ANSELIN, 2005).

O Moran *map* apresenta as subáreas com valores significativos de *LISA* ($p<0,05$), classificando-as em quatro grupos (alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo e baixo-alto), conforme sua localização no quadrante do gráfico de espalhamento de Moran. As demais áreas aparecem indicadas por zero, representando ausência de significância para formação de aglomerados (ANSELIN, 1995).

Na autocorrelação espacial local, os valores alto-alto (valores positivos, médias positivas) e baixo-baixo (valores negativos, médias negativas) mostram pontos de associação espacial positiva indicando que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes. Enquanto que alto-baixo (valores positivos, médias negativas) e baixo-alto

(valores negativos, médias positivas) representam associação espacial negativa, indicando aglomerados espaciais com valores diferentes entre a localidade e sua vizinhança (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000).

Para a autocorrelação espacial local bivariada, neste estudo, por exemplo, valores alto-alto e baixo-baixo indicam associação espacial positiva, com valores de desfecho e exposição acima da média ou ambos abaixo da média do estado, respectivamente. Já os valores alto-baixo e baixo-alto mostram associação espacial negativa, onde alto-baixo representa município com mortalidade acima da média estadual possui fronteira comum com vizinhos que possuem precipitação pluviométrica abaixo dessa média, enquanto que baixo-alto significa município com mortalidade abaixo da média está próximo de outros com precipitação acima da média estadual (ANSELIN, 2005).

As análises espaciais foram realizadas no TerraView 4.0.0 e Geoda 0.95 e os mapas foram confeccionados no Arc Gis 9.3. A base cartográfica do Estado de Pernambuco — malha municipal digital 2001 — com escala de 1:2.500.000 foi obtida do IBGE — Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2008).

RESULTADOS

Na Figura 2 estão registrados os coeficientes de mortalidade infantil pós-neonatal e a precipitação média anual do Não semiárido e do Semiárido de Pernambuco no período de 1997 a 2007.

Como se observa na Figura 2, a menor média da precipitação pluviométrica acumulada foi em 1998, sendo 195 mm no Semiárido e 400 mm no Não semiárido. Foram considerados, como período chuvoso, os anos de 2000 e 2002, e período seco, os anos de 2001 e 2003.

Figura 2 – CMI_PN e precipitação pluviométrica média anual do Não Semiárido e do Semiárido de Pernambuco, 1997 a 2007.

O CMI_PN do Semiárido diminuiu de 19,8 para 8,3‰ nascidos vivos (nv) com elevações nos anos de seca (1998 e 2003), enquanto que no Não semiárido foi de 13,6 para 5,7‰ n.v, com uma elevação sutil nos anos de 1998 e 2002. Em ambas as regiões, houve uma redução de 58% desse coeficiente.

Coeficiente de Mortalidade Pós-Neonatal

De acordo com os dados do Datasus, o coeficiente de mortalidade pós-neonatal representou 47 e 36% da mortalidade infantil do Estado de Pernambuco em 1997 e 2007, respectivamente.

A distribuição espacial do CMI_PN e do CMI_PN suavizado para os períodos chuvoso e seco é apresentada nas Figuras 3a e 3b. Na Figura 3b pode ser observado um menor número de municípios isolados com valores extremos de CMI em comparação com a Figura 3a. No período chuvoso, o I de Moran do CMI_PN e do CMI_PN suavizado foi 0,28 e 0,48, respectivamente. Para o período seco, o I de Moran foi de 0,29 para o CMI_PN e de 0,51 para o CMI suavizado.

O CMI_PN suavizado médio do estado, no período chuvoso foi de 16‰ nv e no período seco, foi de 15‰ nv. No entanto, a proporção de municípios com CMI acima

da média estadual não se alterou significativamente entre os períodos chuvoso e seco, apresentando aproximadamente 72% no Semiárido.

A Figura 3b apresenta a autocorrelação local do CMI_PN suavizado para os períodos chuvoso e seco, em que se observam aglomerados contendo 17 e 23 de municípios, respectivamente, com mortalidade infantil pós-neonatal acima da média estadual, sendo cerca de 67% deles do Semiárido.

Em relação aos aglomerados com CMI_PN suavizado abaixo da média estadual, nos dois períodos, foi mostrada aproximadamente a mesma quantidade de municípios (40), aumentando de 55% para 73% na região do Não semiárido, respectivamente, para o período chuvoso e seco.

Figura 3 - Distribuição espacial do (a) coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal, (b) CMI_PN suavizado e (c) Autocorrelação local do CMI_PN suavizado para os municípios do Estado de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

Precipitação acumulada

No período chuvoso, a média da precipitação acumulada bienal do estado foi de 1.815mm, com grande variabilidade entre as regiões, decrescendo da Região Metropolitana (litoral) em direção ao Sertão. Para cerca de 50% dos municípios, a

precipitação acumulada bienal foi de no máximo 1.474mm. No período seco, a média da precipitação acumulada bienal do estado foi 1.300mm. Para 55 municípios, a precipitação acumulada bienal foi de no máximo 800mm, dos quais 51 pertenciam ao Semiárido, como mostra a Figura 4a.

Figura 4 - Distribuição espacial (a) da precipitação pluviométrica e (b) Autocorrelação local da precipitação para os municípios de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

Houve dependência espacial nos períodos chuvoso e seco ($I \text{ Moran}=0,68$ e $p=0,01$).

A Autocorrelação local da precipitação, apresentada na Figura 4b, evidencia dois aglomerados distintos, um contendo 35 municípios com precipitação abaixo da média estadual na região do Semiárido e outro, com 30 municípios com precipitação acima dessa média na região do Não semiárido. Enquanto que no período seco, formaram-se dois aglomerados com a mesma quantidade de municípios (35). Um, no Não semiárido, com médias superiores a do estado, e outro no Semiárido, com médias inferiores.

Autocorrelação Local Bivariada

A Figura 5 mostra a sobreposição dos mapas de autocorrelação local bivariada da variável de desfecho — mortalidade infantil pós-neonatal e da variável de exposição — precipitação pluviométrica.

Figura 5 – Autocorrelação espacial local bivariada do coeficiente de mortalidade pós-neonatal suavizado e da precipitação pluviométrica, segundo municípios de Pernambuco, Brasil, 2000-2003.

Na região do Não semiárido, particularmente na Mata, observam-se diferenças, entre os períodos chuvoso e seco, na quantidade de municípios com mortalidade associada à precipitação, ambas acima da média estadual. No primeiro período observaram-se nove municípios (14%), enquanto que no segundo, 12 municípios (19%).

A região do Semiárido apresenta mortalidade e precipitação com valores alto-baixo, ou seja, mortalidade acima da média estadual está associada à precipitação abaixo da média do estado. Em ambos os períodos, o alto risco de mortalidade foi praticamente igual, 7 municípios (6%), como visto na Figura 5.

DISCUSSÃO

A análise espacial identificou padrões de distribuição da mortalidade infantil pós-neonatal e da precipitação, identificou municípios em risco para esta mortalidade e mostrou que sua distribuição não foi aleatória. Tanto o déficit quanto o excesso de chuva contribuem para o alto risco de morte nestas crianças do Estado de Pernambuco. A associação estatisticamente significativa entre mortalidade infantil pós-neonatal e regime de chuvas possui comportamento distinto entre as regiões do não semiárido e do semiárido.

Na análise de autocorrelação espacial local do CMI_PN suavizado, ao se comparar os períodos chuvoso e seco, percebeu-se que, no período seco, houve aumento na quantidade de municípios com este coeficiente acima da média estadual nas regiões do

Semiárido e da Mata. Estas duas regiões possuem regimes de chuva distintos. Nos municípios do Não semiárido chove, normalmente, mais de 800 mm por ano, enquanto que nos do Semiárido há um baixo volume de chuva anual (menor ou igual a 800 mm).

Em relação ao coeficiente abaixo da média estadual, percebeu-se que o CMI_PN da região Metropolitana se manteve abaixo desta média independentemente do período de chuva e que na região da Mata também existem municípios com esse coeficiente abaixo desta média. Houve mudança na distribuição desse coeficiente na região do Semiárido, apresentando uma menor quantidade de municípios no período seco, o que talvez seja devido ao aumento de mortalidade nesse período.

Na autocorrelação local bivariada, as associações são bem mais fáceis de visualizar do que na autocorrelação local. A autocorrelação local bivariada entre mortalidade e precipitação evidenciou a mortalidade infantil pós-neonatal acima da média do estado associada à baixa precipitação na região do Semiárido, e ainda, valores de mortalidade infantil pós-neonatal acima da média estadual correlacionados com a alta precipitação na região do Não semiárido, em particular, na região da Mata. É importante destacar que a mortalidade infantil pós-neonatal da região Metropolitana parece não estar associada com a precipitação, uma vez que ela permaneceu abaixo da média estadual. Dessa forma, é plausível aceitar a hipótese de que a tanto o excesso quanto o déficit de chuva explicam, pelo menos em parte, o aumento do risco de mortalidade nessa faixa etária na Mata e no Semiárido, respectivamente, uma vez que a tendência de mortalidade estava decrescendo no período de estudo. Entretanto, reconhece-se que existem múltiplos fatores envolvidos na mortalidade infantil pós-neonatal que podem ocorrer simultaneamente no tempo e no espaço.

A subnotificação de óbitos e nascidos vivos no Estado de Pernambuco é pequena, conforme relatado por diversos autores, por isso optou-se por não corrigir os dados de mortalidade. FRIAS et al (2010) observaram que mais de 89% da população residente possuía informações adequadas de óbitos infantis e de nascidos vivos em Pernambuco entre 2000 e 2005. CAVALINI e LEON (2007) usaram o método bayesiano empírico local para correção de sub-registro de óbitos do SIM (Sistema de Informação de Mortalidade), no ano de 2001, e encontraram uma correção de 7,4% para todo o Estado de Pernambuco, e de 3,1% para a região Metropolitana. SZWARCOWALD et al (2002),

usaram dados do ano de 1998, mostraram que a melhor cobertura do SIM do Nordeste foi encontrada em Pernambuco.

Em Pernambuco, nos dois anos do período seco (2001 e 2003) choveu menos que 800mm em 42% dos municípios da região semiárida, fato talvez atribuído ao El Niño, nos anos de 2002/2003, fenômeno associado ao aumento do risco ou agravamento da seca (KOVATS et al, 2003). No período chuvoso, a precipitação média do Semiárido foi de 1.238mm e do Não semiárido foi de 2.950mm. No entanto, no período chuvoso a maioria dos municípios apresentou precipitação abaixo de 1.474mm, evidenciando a variabilidade da distribuição das chuvas no estado, concentrando-se na região do não semiárido.

A associação entre variáveis climáticas e mortalidade infantil por doenças diarreicas e respiratórias foi identificada em alguns países africanos. Em Segou, no Mali, foi encontrada associação entre estas causas e período de chuva (FINDLEY et al, 2005). Já em Moçambique, a mortalidade por diarreia em crianças de 6 a 59 meses de idade foi maior após a seca (RENZHO, 2006). Na África Ocidental, os autores BALK et al (2004) não encontraram uma associação direta entre chuva e mortalidade infantil, mas informaram que as crianças residentes em áreas áridas e semiáridas apresentavam um risco de 15 e 12%, respectivamente, maior que as crianças residentes em outras áreas.

A proporção da população com abastecimento de água e coleta de esgoto na região do Semiárido foi de, respectivamente, 46% e 25%. Portanto, a baixa precipitação simultaneamente à dificuldade de acesso ao saneamento básico, pode reduzir a quantidade e qualidade da água de abastecimento, contribuindo para o aumento da incidência de diarreia, que pode potencializar o risco da mortalidade infantil.

Enquanto que na região do Não semiárido, a proporção média de população com acesso ao abastecimento de água foi de 62% e de coleta de esgoto 20%. Nessa região, somente na Mata, o aumento da quantidade de chuvas aliado ao saneamento básico precário pode contribuir para a contaminação dos recursos hídricos e à exposição da população infantil, resultando em aumento da mortalidade.

Esta diferença pode estar associada, entre outros, às diferenças nas condições socioeconômicas. Considerando o índice de desenvolvimento humano municipal (IDH-M) observa-se que na região Metropolitana ele é de 0,66, acima da média do Estado de Pernambuco (0,62) e na região da Mata é de 0,63, ambas regiões não semiáridas. Nas regiões semiáridas, Agreste, São Francisco e Sertão, ele foi 0,61, 0,63 e 0,64, respectivamente (PNUD, 2009).

Estudos no Brasil demonstram associação entre morbimortalidade infantil e determinantes ambientais e socioeconômicos (VÁZQUEZ et al, 1999; FRANÇA, 2001; MORAIS NETO et al, 2001; GUIMARÃES et al, 2003; TOMÉ & LATORRE, 2001; BARRETO et al, 2007; BEZERRA FILHO et al, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009; OLIVEIRA & LATORRE, 2010; SCHMIDT et al, 2011). Essa associação também é encontrada em outros países em desenvolvimento (PANDE et al, 2008; FEWTRELL et al, 2005).

Além desses determinantes ambientais, existem os determinantes socioeconômicos que também contribuem diretamente para o aumento do risco de mortalidade infantil (VÁZQUEZ et al, 1999; GUIMARÃES et al, 2003; COSTA et al, 2001; FRANÇA et al, 2001; ANDRADE et al, 2006; BEZERRA FILHO et al, 2007; SCHMIDT et al, 2011).

Semelhantemente ao que acontece no Brasil, a mortalidade infantil pós-neonatal do Estado de Pernambuco mostrou tendência declinante no período de estudo, exceto nos anos de seca (1998 e 2003), onde em 1997, a mortalidade deste estado foi 1,9 vezes a do Brasil, diminuindo para 1,3 vezes, em 2007 (DATASUS, 2010). Esse declínio, no entanto, não foi observado em todos os municípios do estado, uma vez que a exposição às condições ambientais é diferenciada na população e atinge os mais vulneráveis. Essa distribuição heterogênea resulta em relevante problema de saúde pública

Alguns estudos, no Brasil, mostraram a distribuição espacial da mortalidade infantil por meio de técnicas de análise espacial (LEAL & SZWARCOWALD, 1997; MORAIS NETO et al, 2001; ANDRADE et al, 2006; BEZERRA FILHO et al, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009; MUKAI et al, 2009; GONÇALVES et al, 2011), mas

somente um desses (NASCIMENTO et al, 2007), usou o município como unidade de análise.

Pequenas áreas com reduzido número de eventos podem apresentar flutuações da taxa de mortalidade infantil. Para contornar esse problema, os dados de mortalidade foram suavizados pelo método bayesiano empírico local (MARSHALL, 1991, ASSUNÇÃO et al, 1998; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; BEZERRA FILHO et al, 2007).

Por fim, as técnicas de análise espacial possibilitaram a exploração de dados espaciais e identificaram áreas críticas de risco de mortalidade infantil. A aplicação do método bayesiano empírico local para o coeficiente de mortalidade infantil pós-neonatal foi relevante para a suavização da flutuação aleatória dos pequenos números e para identificar áreas de risco de morte. Além disso, a análise de autocorrelação local serviu para visualização das heterogeneidades intermunicipais, e a análise de autocorrelação local bivariada para identificar a associação entre mortalidade infantil e chuva.

CONCLUSÃO

O padrão irregular da distribuição espacial da chuva pode ter sido fator de risco para a mortalidade infantil pós-neonatal nas regiões do semiárido e do não semiárido do Estado de Pernambuco.

A mortalidade de crianças no período pós-neonatal possui associação com o espaço. Além disso, na região do Semiárido ela também está associada ao déficit de chuva, enquanto que nas crianças residentes da região do Não semiárido, é com o excesso, excetuando-se a região Metropolitana, que permaneceu com risco abaixo da média estadual, independentemente do regime de chuva.

A baixa proporção da população com acesso ao abastecimento de água e à rede de esgoto, assim como o baixo indicador de condições socioeconômicas, podem também ter sido fator de risco para a mortalidade pós-neonatal.

REFERÊNCIAS

1. Andrade, S. M et al. Condições de vida e mortalidade infantil no Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 22(1):181-189, 2006.
2. Anselin, L. Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook. Center for Spatially Integrated Social Science, 2005. Disponível em <http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/>. Acesso em out 2011.
3. _____. Local Indicators of Spacial Association – LISA. *Geographical Analysis*. v.27, n.2, p.93-115, 1995.
4. Assunção, R. M. et al. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 14(4):713-723, out-dez, 1998.
5. Assunção, R. M. Estatística Espacial com Aplicações em Epidemiologia, Economia e Sociologia. 7ª Escola de Modelos de Regressão. São Carlos, 2001.
6. Balk, D et al. A Spatial Analysis of Childhood Mortality in West Africa. *Popul. Space Place* 10, 175–216, 2004.
7. Barreto, M. L et al. Effect of city-wide sanitation programme on reduction in rate of childhood diarrhoea in northeast Brazil: assessment by two cohort studies. *Lancet* 370: 1622–28, 2007.
8. Bezerra Filho, J.G et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.
9. Brasil/Ministério da Saúde. Abordagens espaciais na saúde pública / Ministério da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz; Simone M.Santos, Christovam Barcellos, organizadores. – Brasília : Ministério da Saúde, 2007. 136 p. : il. – (Série B. Textos Básicos de Saúde) (Série Capacitação e Atualização em Geoprocessamento em Saúde; 3).
10. Cavalini, LT; De Leon, ACMP. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev. Saúde Pública*, 41 (1): 85-93. 2007.
11. Costa MCN, Azi PA, Paim JS, Silva LMV. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. *Cad Saúde Pública* 2001; 17:555-67.
12. Datasus/MS – Departamento de Informática do SUS/ Ministério da Saúde, Brasil. [CD-ROM], 2009.

13. Datasus/MS – Departamento de Informática do Sus/ Ministério da Saúde, Brasil.
Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibd2009/c01b.htm>. Acesso jun 2010.
14. Dias, TL; Carvalho, MS. Problemas de escala e a relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários. *Informática Pública*, 4(1): 89-104, 2002.
15. Druck, S.; Carvalho, M.S.; Câmara, G.; Monteiro, A.V.M. (eds) *Análise Espacial de Dados Geográficos*. Brasília, EMBRAPA, 2004.
16. Findley, S. E et al. Season-Smart: How Knowledge of Disease Seasonality and Climate Variability Can Reduce Childhood Illnesses in Mali. *IUSSP XXV International Population Conference*, Tours, France, 18-23 Juillet 2005.
17. Fewtrell L, et al. Water, sanitation and hygiene interventions to reduce diarrhea in less developed countries: a systematic view and metanalysis. *Lancet Journal of Infectious Diseases* 2005, 5:42-52.
18. França, E. Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 17(6):1437-1447, nov-dez, 2001.
19. Franceschini, V.L.C et al. Análise espacial do perfil dos nascidos vivos vulneráveis ao óbito infantil por áreas de abrangência dos centros de saúde em Belo Horizonte, 2000. *Cad. Saúde Colet* . Rio de Janeiro, 17 (2): 333 - 350, 2009.
20. Frias, P. G et al. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, 26(4):671-681, Rio de Janeiro, 2010.
21. Gonçalves A. C et al. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006 *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 27(8):1581-1592, 2011.
22. Guimarães, MJB et al. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 19(5):1413-1424, set-out, 2003.
23. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo 2010. Disponível em <http://www.censo2010.ibge.gov.br/>. Acesso em 03/10/2011.
24. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Malhas digitais dos municípios. Disponível em ftp://geoftp.ibge.gov.br/mapas/malhas_digitais/municipio_2001/PE/. Acesso 03/02/2008.

25. INPE – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Tutorial do Terraview – Operações de Análise Espacial, 2011. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/terraview/docs/tutorial/Aula8.pdf>. Acesso Abril 2011.
26. IPCC – Painel Intergovernamental sobre as Mudanças Climáticas. Climate Change 2007: Synthesis Report. Disponível em http://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_synthesis_report.htm. Acesso jun2010.
27. Kovats, R.S et al. El Niño and health. The Lancet. v362, 2003.
28. LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco. Disponível em <http://www.itep.br/LAMEPE.asp>. Acesso em Agosto 2009.
29. Leal, M.C & Szwarcwald, C.L. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. Rev. Saúde Pública, 31 (5): 457-65. 1997.
30. Marshall, R.J. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. Applied Statistics, 40:283-294, 1991.
31. Moraes Neto, O L et al. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 17(5):1241-1250, set-out, 2001.
32. Mukai, A.O. et al. Análise espacial das internações por pneumonia na região do Vale do Paraíba (SP). J Bras Pneumol. 2009;35(8):753-758.
33. Nascimento, LFC et al. Análise espacial da mortalidade neonatal no Vale do Paraíba, 1999 a 2001. Rev Saúde Pública 2007;41(1):94-100.
34. Neves, M. Ramos, F. Camargo, E, Câmara, G. Monteiro, A. Análise Exploratória Espacial de Dados Sócio-Econômicos de São Paulo. GIS Brasil 2000, Salvador, 2000.
35. Oliveira, TCR; Latorre, MRDO. Tendências da internação e da mortalidade infantil por diarreia: Brasil, 1995 a 2005. Revista de Saúde Pública, 44 (1): 102-11, 2010.
36. Pande et al. Addressing diarrhea prevalence in the West African Middle Belt: social and geographic dimensions in a case study for Benin. International Journal of Health Geographics 2008, 7:17.
37. PAHO - Pan American Health Organization. Health in the Americas, volume i – regional. Washington, D.C, US; 2007. Disponível em

- <http://www.paho.org/hia/archivosvol2/paisespor/Brazil%20Portuguese.pdf>. Acesso mar/2011.
38. PNUD- Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Disponível em <http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH-M%2091%2000%20Ranking%20decrecente%20%28pelos%20dados%20de%202000%29.htm>. Acesso em 2009.
39. Renzaho, A.M.N. Mortality Rates, Prevalence of Malnutrition, and Prevalence of Lost Pregnancies among the Drought-Ravaged Population of Tete Province, Mozambique. *Prehospital and Disaster Medicine*. Vol. 22, No. 1, 2006. Disponível em http://pdm.medicine.wisc.edu/Volume_22/issue_1/renzaho.pdf. Acesso set 2008.
40. Schmidt, M. I et al. Chronic non-communicable diseases in Brazil: burden and current challenges. *Lancet* 2011, publicado online em 9 de maio. Disponível em: <http://www.thelancet.com/series/health-in-brazil>. Acesso jun 2011.
41. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Jr. PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saúde Pública*; 18(6):1725-36, 2002.
42. Tomé, EA; Latorre, MRDO. Tendências da mortalidade infantil no Município de Guarulhos: análise do período de 1971 a 1998. *Rev. Bras. Epidemiol*. Vol. 4, Nº 3, 2001.
43. UFMG/FIOCRUZ. Mudanças climáticas, migrações e saúde: cenários para o Nordeste, 2000-2050. Disponível em: http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/migracoes_saude/Migracao_e_Saude_Nordeste.pdf. Acesso Março 2010.
44. Vázquez, ML et al. . Incidência e fatores de risco de diarreia e infecções respiratórias agudas em comunidades urbanas de Pernambuco, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro. 15(1) – 163-171, jan./mar. 1999.
45. Victora, C et al. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet* 2011, publicado online em 9 de maio. Disponível em: <http://www.thelancet.com/series/health-in-brazil>. Acesso jun 2011.

MANUSCRITO 3: ASSOCIAÇÃO ESPACIAL ENTRE MORTALIDADE INFANTIL POR DIARREIA E PRECIPITAÇÃO PLUVIOMÉTRICA EM PERNAMBUCO.

Maria Aparecida Guilherme da Rocha¹, Almério de Castro Gomes¹, Samuel Luna de Almeida², Adelaide Cássia Nardocci²

¹Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública. ²Departamento de Saúde Ambiental da Faculdade de Saúde Pública. Av. Dr. Arnaldo, 715. Cerqueira César, São Paulo.

RESUMO

Introdução: A perspectiva do agravamento das secas na região semiárida do Brasil, em função das mudanças climáticas globais, potencializa uma situação já crítica e demanda ações e políticas públicas específicas. **Objetivo:** Identificar a associação espacial entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação pluviométrica. **Método:** Análises espaciais, realizadas em 184 municípios de Pernambuco, foram: I Moran, estimador bayesiano empírico local, autocorrelação local e autocorrelação local bivariada. **Resultados:** Houve autocorrelação espacial estatisticamente significativa entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação. A região do semiárido apresenta aglomerados com esta mortalidade associados à baixa precipitação em 8% do total de municípios. Enquanto que na região do não semiárido, foi associada ao excesso de precipitação em 21% dos municípios. **Discussão:** Foram identificadas áreas de alto risco de morte nas regiões do semiárido e não semiárido associadas à chuva. As precárias condições de saneamento básico juntamente com o baixo indicador socioeconômico podem também ter contribuído para o aumento da mortalidade infantil por diarreia. As técnicas de análise exploratória espacial foram adequadas para visualizar as heterogeneidades intermunicipais e identificar associação espacial entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação.

Palavras Chave: Análise Espacial, Mortalidade Infantil, Precipitação Pluviométrica, Semiárido Brasileiro.

ABSTRACT

Introduction: The perspective of worsening droughts in the semiarid region of Brazil as a result of global climate change, aggravates an already critical situation and demands action and public policies. **Objective:** To identify the spatial association between infant mortality from diarrhea and rainfall. The spatial analysis, undertaken for 184 municipalities of Pernambuco took into account: Moran's index, local empirical Bayesian estimator, local autocorrelation and bivariate local autocorrelation. **Results:** There was a statistically significant spatial association between infant mortality from diarrhea and rainfall. The semi-arid region has clusters where this mortality is associated with low rainfall in 8% of all its municipalities, while in the non-semiarid region, mortality was associated with rainfall in more than 21% of the municipalities. **Discussion:** We identified areas of high risk of death in both the semi-arid and non-semiarid region, associated with rainfall. The poor sanitary conditions together with the low socioeconomic indicator may also have contributed to the increase in infant mortality from diarrhea. The exploratory spatial analysis techniques were adequate to visualize the heterogeneity of the municipalities and to identify the spatial association between infant mortality from diarrhea and rainfall.

Keywords: Spatial Analysis, Infant Mortality, Rainfall, Brazilian Semi-arid

INTRODUÇÃO

Em muitos países em desenvolvimento, a diarreia é a terceira causa mais comum de morte em crianças menores de 5 anos de idade, logo após as causas neonatais e pneumonia (VICTORA, 2009). Segundo a Organização Mundial da Saúde, a ingestão de água contaminada, assim como a pouca disponibilidade de água para higiene e falta de acesso a saneamento básico contribuem para 88% dos casos de diarreia no mundo (PRÜSS-ÜSTÜN et al, 2008). A mortalidade infantil pode ser explicada em grande parte por doenças infecciosas, sobretudo diarreia associada às deficiências nutricionais (LEAL & SZWARCOWALD, 1997)

O aumento da precipitação pluviométrica normalmente está relacionado ao aumento da incidência das doenças transmitidas pela água. Tais doenças são ocasionadas, na

maioria das vezes, pela ingestão de água contaminada por esgotos ou pelo contato das pessoas com essa água (NIEHS, 2010; CURRIERO et al, 2001).

Por outro lado, não se conhece muito sobre a associação entre escassez de chuva e diminuição da qualidade da água. A disponibilidade e a qualidade da água podem ser afetadas pelos eventos extremos, tais como seca e tempestades, que podem contribuir para aumento de doenças de veiculação hídrica (SEMENZA & MENNE, 2009).

Os maiores decréscimos da mortalidade infantil por causas específicas foram observados para diarreia e infecções respiratórias, no Brasil, entre 1990 e 2007. A primeira reduziu 92% nesse período, enquanto que a segunda, 82% (VICTORA, 2011). Quando se refere especificamente ao Nordeste, observa-se um declínio da mortalidade infantil por diarreia, cuja proporção diminuiu de 41%, em 1980 para 25% em 1989. O uso de terapia de reidratação oral, melhor nutrição, educação materna, melhorias na higiene e no saneamento básico podem ter contribuído para este declínio (VICTORA et al, 1996; VICTORA et al, 2001). No Estado de Pernambuco, entre 1997 e 2007, houve uma diminuição de 66% nas mortes por diarreia (3,6 para 1,2‰), segundo o DATASUS (2010).

Estudos recentes apontam para um agravamento dos fenômenos climáticos, em especial, para a região Nordeste do Brasil. No semiárido brasileiro — onde chove no máximo 800 mm/ano — é previsto uma diminuição da frequência de chuvas acarretando secas mais prolongadas e frequentes e como consequência a diminuição da recarga dos aquíferos em até 70%, o que pode afetar a qualidade da água disponível para a população. Além disso, as áreas semiáridas poderão evoluir para áridas (MARENGO et al, 2007; BRASIL/MMA, 2010; UFMG/FIOCRUZ, 2010).

Nas regiões áridas e semiáridas, a falta de água e a degradação da sua qualidade e ainda, a falta de alimentos afetam significativamente a qualidade de vida das pessoas e em particular, das crianças. Estes impactos são agravados pelos baixos indicadores socioeconômicos e de saneamento básico, refletindo-se na mortalidade infantil por diarreia (DUARTE et al, 2002; HOLCMAN et al, 2004; MALTA et al, 2007).

Os impactos das secas à saúde humana na região semiárida do Brasil têm sido pouco estudados e a perspectiva de agravamento desta realidade deve ser considerada na

elaboração de políticas públicas específicas, visando à minimização dos impactos e a melhoria da capacidade de adaptação da população.

A mortalidade por diarreia é influenciada por fatores socioeconômicos e ambientais. A hipótese deste estudo é que essa causa de morte seja associada tanto ao excesso quanto ao déficit de precipitação no Estado de Pernambuco. Assim, o objetivo deste estudo foi analisar a associação espacial entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação pluviométrica

MÉTODO

A área de estudo foram os municípios do Estado de Pernambuco ($07^{\circ}34'90''\text{S}$, $34^{\circ}82'60''\text{W}$) com população de 8,8 milhões de habitantes e densidade populacional de $89,63\text{ hab/km}^2$, de acordo com o IBGE (2011). Este estado possui 5 mesorregiões: Agreste - AG, Mata - MA, Metropolitana - ME, São Francisco - SF e Sertão - SE (Figura 1). Neste estudo, o estado foi dividido em duas regiões em virtude da variabilidade do regime de chuvas: não semiárido (NSAr), que possui 62 municípios e semiárido (SAr), contendo 122 municípios. As regiões MA e ME contêm os municípios que fazem parte do NSAr e as demais, os que são do SAr.

Figura 1 – Localização do Estado de Pernambuco, com identificação da região semiárida (SAr) e a não semiárida (NSAr).

O estudo foi ecológico, no qual a unidade de análise era o município. Foi considerado como desfecho, a mortalidade infantil por diarreia, e exposição, a precipitação pluviométrica em dois triênios de 2000 a 2006.

Os dados de mortalidade infantil para a diarreia e desnutrição foram do Datasus (DATASUS, 2009). Aos óbitos por diarreia (A09), da CID-10, em cada período trienal, foram somados os óbitos por desnutrição (D43 a 46), uma vez que esta é causa associada da mortalidade por diarreia. Além disso, a subnutrição está relacionada a cerca de 61% das mortes por diarreia e de 52% por pneumonia em crianças dos países em desenvolvimento (CAUFIELD et al, 2004).

Os dados de precipitação pluviométrica foram obtidos do LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco, responsável pela operação da rede meteorológica do Estado de Pernambuco, a qual possuía cerca de 250 postos pluviométricos no estado e 110 no semiárido no período do estudo (LAMEPE, 2009). Inicialmente, foi analisada uma série histórica da precipitação pluviométrica anual entre 1997 e 2007 e identificados dois períodos trienais, definidos como períodos chuvoso e seco, correspondendo aos três anos de maior precipitação e de menor precipitação, respectivamente. Visto que a mortalidade infantil apresentou tendência decrescente nesta série histórica, o período chuvoso deveria ser precedido pelo seco para que se aceitasse ou refutasse a hipótese da influência da precipitação sobre a mortalidade infantil.

A consideração de períodos trienais, para o CMI diarreia e a precipitação, foi utilizada para melhorar estabilidade do coeficiente de mortalidade infantil por diarreia, uma vez que alguns municípios registraram poucos óbitos. Para a análise espacial, foi considerada a precipitação pluviométrica acumulada no período trienal para cada município. Para os municípios com mais de um posto pluviométrico foi feita a média da precipitação mensal e em seguida somada a precipitação total dos 36 meses.

A análise espacial consistiu inicialmente na espacialização do coeficiente de mortalidade infantil por diarreia e da precipitação, a fim de visualizar a distribuição espacial destas variáveis. Em virtude da instabilidade dos pequenos números de óbitos por diarreia e nascimentos e, ainda, para identificar áreas de risco de morte, foi aplicado o método bayesiano empírico local para suavização dessa flutuação aleatória. Este

método recalcula os CMI (denominados de CMI suavizados) de cada município levando-se em conta os valores de seus vizinhos geográficos e fornece a média ponderada entre o CMI observado no município e o valor médio da vizinhança, com peso inversamente proporcional à população de cada área (MARSHALL, 1991; ASSUNÇÃO et al, 1998; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; BEZERRA FILHO et al, 2007).

Vários autores apontam que, ao considerarem a correlação espacial entre áreas vizinhas, os mapas resultantes desse método são mais suaves e mais informativos e ainda que os riscos relativos calculados por esse método são mais precisos do que os calculados pela razão de mortalidade padronizada (RMP) (ASSUNÇÃO et al, 1998; ASSUNÇÃO, 2001; MORAIS NETO et al, 2001; DIAS & CARVALHO, 2002; DRUCK et al, 2004; BRASIL/MS, 2007).

Para a avaliação da dependência espacial foi utilizado o índice de autocorrelação espacial global (I Moran) com 99 permutações e nível de significância de 0,01 ($p=0,01$). Confirmada a dependência espacial, foram elaborados os mapas de autocorrelação espacial local e autocorrelação espacial local bivariada do CMI suavizado e da precipitação (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000; MORAIS NETO et al, 2001; ANSELIN, 2005; FRANCESCHINI et al, 2009).

Para a análise de autocorrelação espacial local, usou-se a matriz de vizinhança por contiguidade, calculada no TerraView 4.0.0 (INPE, 2011), e para a análise de autocorrelação espacial local bivariada, a matriz de contiguidade Queen de ordem 1 calculada no Geoda 0.95 (ANSELIN, 2005).

O Moran *map* apresenta as subáreas com valores significativos de *LISA* ($p<0,05$), classificando-as em quatro grupos (alto-alto, baixo-baixo, alto-baixo e baixo-alto), conforme sua localização no quadrante do gráfico de espalhamento de Moran. As demais áreas aparecem indicadas por zero, representando ausência de significância para formação de aglomerados (ANSELIN, 1995).

Na autocorrelação espacial local, os valores alto-alto (valores positivos, médias positivas) e baixo-baixo (valores negativos, médias negativas) mostram pontos de associação espacial positiva indicando que uma localização possui vizinhos com valores semelhantes. Enquanto que alto-baixo (valores positivos, médias negativas) e baixo-alto

(valores negativos, médias positivas) representam associação espacial negativa, indicando aglomerados espaciais com valores diferentes entre a localidade e sua vizinhança (ANSELIN, 1995; NEVES et al, 2000).

Para a autocorrelação espacial local bivariada, neste estudo, por exemplo, valores alto-alto e baixo-baixo indicam associação espacial positiva, com valores de desfecho e exposição acima da média ou ambos abaixo da média do estado, respectivamente. Já os valores alto-baixo e baixo-alto mostram associação espacial negativa, onde alto-baixo representa município com mortalidade acima da média estadual possui fronteira comum com vizinhos que possuem precipitação pluviométrica abaixo dessa média, enquanto que baixo-alto significa município com mortalidade abaixo da média do estado está próximo de outros com precipitação acima da média estadual (ANSELIN, 2005).

As análises espaciais foram realizadas no TerraView 4.0.0 e Geoda 0.95 e os mapas foram confeccionados no Arc Gis 9.3. A base cartográfica do Estado de Pernambuco — malha municipal digital 2001 — com escala de 1:2.500.000 foi obtida do IBGE — Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2008).

RESULTADOS

Nos seis anos deste estudo, ocorreram um total de 1156 e 1470 óbitos por diarreia em menores de 1 ano, nos municípios do Não semiárido e do Semiárido, respectivamente. Esses óbitos corresponderam a aproximadamente 4,9% e 6,3% do total de óbitos infantis do Estado de Pernambuco.

A Figura 2 mostra a distribuição espacial da precipitação pluviométrica acumulada e sua autocorrelação espacial local nos períodos chuvoso e seco. No período chuvoso, a média da precipitação acumulada trienal do estado foi de 2.760mm. No entanto, 111 dos municípios do Semiárido (91%) tiveram precipitação acumulada trienal abaixo dessa média enquanto que nos municípios do Não semiárido, esta precipitação ficou acima da média estadual em 51 municípios (82%),

Esta Figura 2 mostra ainda que, no período seco, a média da precipitação acumulada trienal do estado foi de 1.882mm. Para 87% dos municípios do Semiárido, a

precipitação acumulada trienal ficou abaixo dessa média, sendo uma situação muito pior para 18 destes, que ficaram abaixo de 800mm. Já 77% dos municípios do Não semiárido apresentaram a precipitação acumulada trienal acima dessa média.

Figura 2 - Distribuição espacial (a) da precipitação pluviométrica e (b) Autocorrelação local da precipitação para os municípios de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

A Figura 2b apresenta a autocorrelação espacial local da precipitação. Houve dependência espacial da precipitação acumulada nos períodos chuvoso e seco ($I_{\text{Moran}}=0,63$ e $0,70$, respectivamente). O Moran Map da precipitação no período chuvoso mostra dois aglomerados bem distintos nas regiões do Semiárido e Não semiárido. Na primeira região, 25 municípios possuíam precipitação abaixo da média estadual, e na segunda região, 31 municípios apresentaram precipitação acima da média estadual. O período seco apresentou três aglomerados, sendo abaixo da média estadual no Semiárido (33 municípios) e acima dessa média, no Não semiárido (31 municípios).

A Figura 3 mostra a mortalidade infantil por diarreia e a precipitação pluviométrica média anual das regiões Não semiárido e Semiárido de Pernambuco, 1997 a 2007.

Figura 3 – CMI por diarreia e precipitação pluviométrica média anual das regiões Não Semiárido e Semiárido de Pernambuco, 1997 a 2007.

Como pode ser observado na Figura 3, a menor média da precipitação pluviométrica acumulada foi em 1998, sendo 195 mm no Semiárido e 400 mm no Não semiárido. Foram considerados, como período chuvoso, os anos de 2000, 2002 e 2004, e período seco, os anos de 2001, 2003 e 2006.

O CMI por diarreia do Semiárido apresentou declínio de 6,3 para 3,2‰ n.v (redução de 49%), entre 1997 e 2007, havendo elevações nos anos 1999, 2002 a 2004, enquanto no Não semiárido diminuiu de 3,9 para 1,4 ‰ nascidos vivos (nv) com redução de 64%, entretanto, com pequenas elevações nos anos de seca (1999 e 2003).

A Figura 4 mostra a sobreposição dos mapas de autocorrelação espacial local bivariada da variável de desfecho — mortalidade infantil por diarreia e da variável de exposição — precipitação.

O CMI diarreia médio trienal do estado, para o período chuvoso, foi de 4,6 ‰ nv e para o período seco, 4,1 ‰ nv.

A região do não semiárido apresentou um aglomerado contendo 13 municípios (21%) com valores alto-alto, ou seja, a mortalidade infantil por diarreia acima da média estadual está associada à precipitação também acima da média do estado em ambos os períodos, somente na região da Mata. Destaca-se ainda, que na região Metropolitana, essa mortalidade foi abaixo da média do estado.

Na região do semiárido há um aglomerado com valores alto-baixo nos dois períodos, porém, no período seco, houve aumento da quantidade de municípios com CMI diarreia acima da média estadual associado ao deficit de precipitação, variando de 4, no período chuvoso, para 10 municípios (8%), no período seco, como visto na Figura 4.

Figura 4 – Autocorrelação Espacial Local Bivariada do CMI para diarreia e precipitação pluviométrica dos municípios de Pernambuco nos períodos chuvoso e seco.

DISCUSSÃO

Este estudo mostrou que a análise espacial da precipitação pluviométrica contribuiu para um melhor entendimento da distribuição geográfica da mortalidade infantil por diarreia nos municípios do Estado de Pernambuco. Além disso, identificou municípios com alto risco da mortalidade infantil e mostrou que a distribuição da taxa dessa mortalidade não foi aleatória. Houve associação estatisticamente significativa entre esta mortalidade e precipitação. Reconhece-se, no entanto, a existência de múltiplos fatores envolvidos na mortalidade infantil por diarreia que podem ocorrer simultaneamente no tempo e no espaço.

Tanto o déficit (precipitação abaixo da média estadual) quanto o excesso (precipitação acima da média estadual) de chuva contribuem para o risco de morte por doenças diarreicas e respiratórias em crianças menores de 1 ano no Estado de Pernambuco. Tal comportamento pode estar associado aos dois regimes distintos de chuva, visto que nos municípios do Não semiárido normalmente chove mais do que 800 mm por ano, enquanto que nos do Semiárido há um baixo volume de chuva anual (menor ou igual a 800 mm).

Neste estudo, a mortalidade infantil por diarreia na região do não semiárido, particularmente na região da Mata, está associada ao excesso de chuva, enquanto na região do semiárido está associada ao déficit de chuva. É importante destacar que na região Metropolitana a mortalidade infantil ficou abaixo da média estadual, sugerindo que a precipitação não foi associada a esta causa.

Alguns autores informam que a subnotificação de óbitos e nascidos vivos no Estado de Pernambuco é pequena, por isso optou-se não corrigir o coeficiente de mortalidade infantil. FRIAS et al (2010) observaram que mais de 89% da população residente possuía informações adequadas de óbitos infantis e de nascidos vivos em Pernambuco entre 2000 e 2005. CAVALINI e LEON (2007) usaram o método bayesiano empírico local para correção de sub-registro de óbitos do SIM ((Sistema de Informação de Mortalidade), no ano de 2001, e encontraram uma correção de 7,4% para todo o Estado de Pernambuco, e de 3,1% para a região Metropolitana. SZWARCOWALD et al (2002), usaram dados do ano de 1998, mostraram que a melhor cobertura do SIM do Nordeste foi encontrada em Pernambuco.

A associação espacial entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação foi estatisticamente significativa. A autocorrelação local bivariada entre mortalidade infantil por diarreia e precipitação na região do não semiárido, particularmente na região da Mata, apresentou aglomerados de mortalidade e precipitação acima da média do estado (alto-alto) em ambos os períodos, evidenciando que nesta área, a mortalidade infantil é influenciada pelo excesso de precipitação. Já na região do semiárido foram formados aglomerados com mortalidade acima e precipitação abaixo da média estadual (alto-baixo) nos dois períodos.

FINDLEY et al, 2005 em Segou, no Mali, encontraram associação entre estas causas e período de chuva. Já em Moçambique, a mortalidade por diarreia em crianças de 6 a 59 meses de idade foi maior após a seca (RENZHO, 2006). Na África Ocidental, BALK et al (2004) não encontraram uma associação direta entre chuva e mortalidade infantil, mas informaram que as crianças residentes em áreas áridas e semiáridas apresentavam um risco de 15 e 12% respectivamente, maior que as crianças residentes em outras áreas.

No período chuvoso, a média da precipitação acumulada trienal no Semiárido foi de 1.900 mm e no Não semiárido, foi de 4.450mm. Em 20 municípios da região semiárida de Pernambuco, a chuva acumulada, nos três anos do período seco (2001, 2003 e 2006), foi menor do que 800 mm, o que é a esperada para um ano na região do semiárido. Dessa forma, evidencia-se a variabilidade espaço-temporal das chuvas e mostra que existem municípios mais vulneráveis à precipitação.

Em ambas as regiões, o saneamento é precário. Na região Semiárido, a proporção da população abastecida por água e com coleta de esgoto é, respectivamente, 46% e 25%. Enquanto que na região do Não semiárido, 62% população tem acesso ao abastecimento de água e somente 20% à coleta de esgoto.

Desta forma, observa-se que a baixa precipitação pode influenciar a disponibilidade e a qualidade da qualidade da água de abastecimento, contribuindo para o aumento da ocorrência de doenças diarreicas e, portanto, aumento da mortalidade infantil. Este fato, é agravado pelas carências nutricionais deste grupo da população, tornando-o mais vulnerável à mortalidade.

Por outro lado, o aumento da mortalidade infantil na região do Não semiárido, sobretudo na região da Mata, pode ser resultante da contaminação dos recursos hídricos decorrente do excesso de chuva e da precariedade do saneamento básico.

Esta diferença pode estar associada, entre outros, às condições socioeconômicas. Considerando o índice de desenvolvimento humano municipal (IDH-M) observa-se que na região Metropolitana é de 0,66, acima da média do Estado de Pernambuco (0,62) e na região da Mata é de 0,63, ambas são regiões não semiáridas. Nas regiões semiáridas,

Agreste, São Francisco e Sertão, foram 0,61, 0,63 e 0,64, respectivamente (PNUD, 2009).

Estudos no Brasil demonstram associação inversa entre morbimortalidade por diarreia e saneamento básico - abastecimento de água e esgotamento sanitário (VÁZQUEZ et al, 1999; GUIMARÃES et al, 2003; TOMÉ & LATORRE, 2001; BARRETO et al, 2007). Essa associação também é encontrada em outros países em desenvolvimento (PANDE et al, 2008; FEWTRELL et al, 2005).

Não obstante as precárias condições do saneamento básico, o coeficiente de mortalidade por diarreia de Pernambuco mostrou tendência declinante no período de estudo, exceto no Semiárido nos anos de seca (1999) e nos anos chuvosos (2002 e 2004). Essa tendência decrescente da mortalidade infantil é semelhante ao que acontece no Brasil (DATASUS, 2010), embora não tenha sido uniforme em todos os municípios do estado. Deve ser ressaltado ainda, a importância dos determinantes socioeconômicos para o risco de mortalidade infantil por diarreia (VÁZQUEZ et al, 1999; GUIMARÃES et al, 2003; COSTA et al 2001; FRANÇA et al, 2001; ANDRADE et al, 2006; BEZERRA FILHO et al, 2007; SCHMIDT et al, 2011).

A despeito da subnotificação da mortalidade por diarreia ser elevada no estado e no semiárido, e a quantidade de óbitos estar subestimada, foi possível identificar espacialmente aglomerados de municípios onde o coeficiente de mortalidade era maior do que o coeficiente médio do estado, necessitando, assim, de uma maior atenção dos serviços de saúde. Esses achados reforçam a importância de se trabalhar com as informações oficiais de saúde, apesar de suas limitações, e que identificando essas deficiências possa contribuir para a melhoria dos serviços de saúde.

A utilização de períodos trienais e da suavização pelo método bayesiano empírico local mostraram-se adequados para a redução da flutuação aleatória, como já demonstrado por outros autores (MORAIS NETO et al, 2001; ANDRADE et al, 2006; BEZERRA FILHO et al, 2007; FRANCESCHINI et al, 2009; MUKAI et al, 2009; GONÇALVES et al, 2011, NASCIMENTO et al 2007).

Este estudo evidenciou ainda a aplicabilidade das técnicas de análises exploratórias espaciais para identificação de áreas críticas de risco de mortalidade infantil. A

autocorrelação local mostrou as heterogeneidades intermunicipais, enquanto que a autocorrelação local bivariada foi muito mais além, identificou a associação entre mortalidade infantil por diarreia e chuva. Tais ferramentas podem servir para elaboração de políticas públicas que visem à diminuição das desigualdades interregionais.

CONCLUSÃO

A mortalidade infantil por diarreia não ocorreu de forma aleatória nos municípios, existe associação entre esta mortalidade e espaço no Estado de Pernambuco. Além disso, o padrão irregular da distribuição espacial das chuvas no Estado de Pernambuco também contribuiu para o risco dessa mortalidade. Na região do semiárido, este risco estava associado ao déficit de chuva, enquanto que na região do não semiárido, ao excesso, excetuando-se a região Metropolitana, que permaneceu com risco abaixo da média estadual, independentemente do regime de chuva.

As precárias condições de saneamento básico juntamente com o baixo indicador socioeconômico podem também ter contribuído para o aumento da mortalidade infantil por diarreia.

REFERÊNCIAS

1. Andrade, S. M et al. Condições de vida e mortalidade infantil no Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 22(1):181-189, 2006.
2. Anselin, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. Geographical Analysis. v.27, n.2, p.93-115, 1995.
3. _____. Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook. Center for Spatially Integrated Social Science, 2005. Disponível em <http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/>. Acesso em out 2011.
4. Assunção, R. M. et al. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 14(4):713-723, out-dez, 1998.

5. Assunção, R. M. Estatística Espacial com Aplicações em Epidemiologia, Economia e Sociologia. 7ª Escola de Modelos de Regressão. São Carlos, 2001.
6. Balk, D et al. A Spatial Analysis of Childhood Mortality in West Africa. *Popul. Space Place* 10, 175–216, 2004.
7. Barreto, M. L et al. Effect of city-wide sanitation programme on reduction in rate of childhood diarrhoea in northeast Brazil: assessment by two cohort studies. *Lancet* 370: 1622–28, 2007.
8. Bezerra Filho, J.G et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.
9. Brasil. Ministério da Saúde. Abordagens espaciais na saúde pública / Ministério da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz; Simone M.Santos, Christovam Barcellos, organizadores. – Brasília : Ministério da Saúde, 2007. 136 p. : il. – (Série B. Textos Básicos de Saúde) (Série Capacitação e Atualização em Geoprocessamento em Saúde; 3).
10. Brasil. Ministério do Meio Ambiente. Mudanças climáticas e suas implicações para o Nordeste / relatores: Otamar de Carvalho; Nilson Holanda. — Brasília: MMA, 2010. 232 p. Disponível em: <http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/brasil/Lists/Publicacoes/DispForm.aspx?ID=72>. Acesso maio 2011.
11. Caufield, L. E et al. Undernutrition as an underlying cause of child deaths associated with diarrhea, pneumonia, malaria, and measles. **Am J Clin Nutr** 2004;80:193–8.
12. Cavalini, L.T; De Leon, A.C.M.P. Correção de sub-registros de óbitos e proporção de internações por causas mal definidas. *Rev. Saúde Pública*, 41 (1): 85-93. 2007.
13. Costa MCN, Azi PA, Paim JS, Silva LMV. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. *Cad Saúde Pública* 2001; 17:555-67.
14. Curriero, F. C et al, 2001 - The Association Between Extreme Precipitation and Waterborne Disease Outbreaks in the United States, 1948–1994. *American Journal of Public Health*. August 2001, Vol 91, No. 8.

15. Datasus/MS – Departamento de Informática do SUS/ Ministério da Saúde, Brasil. [CD-ROM], 2009.
16. Datasus/MS – Departamento de Informática do Sus/ Ministério da Saúde, Brasil. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>. Acesso maio 2010.
17. Dias, TL; Carvalho, MS. Problemas de escala e a relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários. *Informática Pública*, 4(1): 89-104, 2002.
18. Druck, S.; Carvalho, M.S.; Câmara, G.; Monteiro, A.V.M. (eds) *Análise Espacial de Dados Geográficos*. Brasília, EMBRAPA, 2004.
19. Duarte, EC et al. *Epidemiologia das Desigualdades em Saúde no Brasil*. Um estudo exploratório, 2002. Disponível em http://portal2.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/epi_desigualdades.pdf. Acesso jan/2010
20. Fewtrell L, et al. Water, sanitation and hygiene interventions to reduce diarrhea in less developed countries: a systematic view and metanalysis. *Lancet Journal of Infectious Diseases* 2005, **5**:42-52.
21. Findley, S. E et al. Season-Smart: How Knowledge of Disease Seasonality and Climate Variability Can Reduce Childhood Illnesses in Mali. IUSSP XXV International Population Conference, Tours, France, 18-23 Juillet 2005.
22. França, E. et al Associação entre fatores sócio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 17(6):1437-1447, nov-dez, 2001.
23. Franceschini, V.L.C et al. Análise espacial do perfil dos nascidos vivos vulneráveis ao óbito infantil por áreas de abrangência dos centros de saúde em Belo Horizonte, 2000. *Cad. Saúde Colet* . Rio de Janeiro, 17 (2): 333 - 350, 2009.
24. Frias, P. G et al. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, 26(4):671-681, Rio de Janeiro, 2010.
25. Gonçalves A. C et al. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006 *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 27(8):1581-1592, 2011.

26. Guimarães, M.J.B et al. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 19(5):1413-1424, set-out, 2003.
27. Holcman, M.M et al. Infant mortality evolution in the metropolitan region of São Paulo (Brazil), 1980-2000. Rev Saúde Pública, 2004; 38(2).
28. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Malhas digitais dos municípios. Disponível em ftp://geoftp.ibge.gov.br/mapas/malhas_digitais/municipio_2001/PE/. Acesso 03/02/2008.
29. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo 2010. Disponível em <http://www.censo2010.ibge.gov.br/>. Acesso em 03/10/2011.
30. INPE _ Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Tutorial do Terraview – Operações de Análise Espacial, 2011. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/terraview/docs/tutorial/Aula8.pdf>. Acesso Abril 2011.
31. LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco. Disponível em <http://www.itep.br/LAMEPE.asp>. Acesso em Agosto 2009
32. Leal, M.C & Szwarcwald, C.L. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. Rev. Saúde Pública, 31 (5): 457-65. 1997.
33. Malta, D.C et al. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. Epidemiol. Serv. Saúde, Brasília, 16(4):233-244, out-dez, 2007.
34. Marengo, J.A. et al. Mudanças Climáticas Globais e Efeitos sobre a Biodiversidade. Sub-projeto: Caracterização do clima atual e definição das alterações climáticas para o território brasileiro ao longo do Século XXI. Sumário Técnico. 2007
35. Marshall, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. Applied Statistics, 40:283-294, 1991.
36. Moraes Neto, O. L et al. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 17(5):1241-1250, set-out, 2001.
37. Mukai, A.O. et al. Análise espacial das internações por pneumonia na região do Vale do Paraíba (SP). J Bras Pneumol. 2009;35(8):753-758.

38. Nascimento, L.F.C et al. Análise espacial da mortalidade neonatal no Vale do Paraíba, 1999 a 2001. Rev Saúde Pública 2007;41(1):94-100.
39. Neves, M. Ramos, F. Camargo, E, Câmara, G. Monteiro, A. Análise Exploratória Espacial de Dados Sócio-Econômicos de São Paulo. GIS Brasil 2000, Salvador, 2000.
40. NIEHS- National Institute of Environmental Health Sciences. A Human Health Perspective On Climate Change. Disponível em http://www.niehs.nih.gov/health/materials/a_human_health_perspective_on_climate_change_full_report.pdf. Acesso em jan de 2012.
41. Pande et al. Addressing diarrhea prevalence in the West African Middle Belt: social and geographic dimensions in a case study for Benin. International Journal of Health Geographics 2008, 7:17.
42. PNUD- Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Disponível em <http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/IDH-M%2091%2000%20Ranking%20decrecente%20%28pelos%20dados%20de%202000%29.htm>. Acesso em 2009.
43. Prüss-Üstün A, Bos R, Gore F, Bartram J. Safer water, better health: costs, benefits and sustainability of interventions to protect and promote health. World Health Organization, Geneva, 2008.
44. Renzaho, A.M.N. Mortality Rates, Prevalence of Malnutrition, and Prevalence of Lost Pregnancies among the Drought-Ravaged Population of Tete Province, Mozambique. Prehospital and Disaster Medicine. Vol. 22,No. 1, 2006. Disponível em http://pdm.medicine.wisc.edu/Volume_22/issue_1/renzaho.pdf. Acesso set 2008.
45. Schmidt, M. I et al. Chronic non-communicable diseases in Brazil: burden and current challenges. Lancet 2011, publicado online em 9 de maio. Disponível em: <http://www.thelancet.com/series/health-in-brazil>. Acesso jun 2011.
46. Semenza, J.C; Menne, B. Climate change and infectious diseases in Europe. Lancet 2009; 9: 365–375
47. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Jr. PRB. Estimção da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? Cad Saúde Pública; 18(6):1725-36, 2002.
48. Tomé, E. A; Latorre, MRDO. Tendências da mortalidade infantil no Município de Guarulhos: análise do período de 1971 a 1998. Rev. Bras. Epidemiol. Vol. 4, Nº 3, 2001.

49. UFMG/FIOCRUZ. Mudanças climáticas, migrações e saúde: cenários para o Nordeste, 2000-2050. Disponível em: http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/migracoes_saude/Migracao_e_Saude_Nordeste.pdf. Acesso mar2010.
50. Vázquez, ML et al. . Incidência e fatores de risco de diarreia e infecções respiratórias agudas em comunidades urbanas de Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro. 15(1) – 163-171, jan./mar. 1999.
51. Victora, C et al. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. Lancet 2011, publicado online em 9 de maio. Disponível em: <http://www.thelancet.com/series/health-in-brazil>. Acesso jun 2011.
52. Victora CG. Diarrhea mortality: what can the world learn from Brazil? J Pediatr. 2009; 85(1):3-5.
53. Victora, C. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil pré-escolar e materna no Brasil. Rev. Bras. Epidemiol. Vol. 4, Nº 1, 2001.
54. Victora, C.G et al. Falling diarrhoea mortality in Northeastern Brazil: did ORT play a role? health policy and planning; 1996; 11(2): 132-141.

5. CONCLUSÕES

A variabilidade espaço-temporal da chuva pode ser fator de risco para a mortalidade infantil, a mortalidade infantil pós-neonatal e a mortalidade infantil por diarreia. Na região do Semiárido, esse risco estava associado ao déficit de chuva, enquanto na região do Não semiárido, ao excesso de chuva, com exceção da região Metropolitana onde o risco de morte manteve-se abaixo da média estadual, independentemente do regime de chuva. Reconhece-se, no entanto, que existem múltiplos fatores envolvidos na mortalidade infantil que podem ocorrer simultaneamente no tempo e no espaço.

As condições precárias de saneamento básico, assim como o indicador de vulnerabilidade socioeconômica podem também ter contribuído com essa mortalidade infantil.

As técnicas de análises espaciais foram relevantes para a realização do estudo, apesar da limitação dos dados disponíveis. A escolha de municípios, como unidade de análise, permitiu mostrar as heterogeneidades intermunicipais e identificar municípios com alto risco de mortalidade infantil. Essas ferramentas podem contribuir de forma mais efetiva para o processo de gestão e formulação de políticas públicas específicas.

6. REFERÊNCIAS

1. Anselin, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*. v.27, n.2, p.93-115, 1995.
2. Anselin, L. Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook. Center for Spatially Integrated Social Science, 2005. Disponível em <http://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/>. Acesso em out 2011.
3. Assunção, R. M. Estatística Espacial com Aplicações em Epidemiologia, Economia e Sociologia. 7ª Escola de Modelos de Regressão. São Carlos, 2001.
4. Assunção, R. M. et al. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 14(4):713-723, out-dez, 1998.

5. Balk. D et al. A Spatial Analysis of Childhood Mortality in West Africa. *Popul. Space Place* 10, 175–216, 2004.
6. Barreto, M. L et al. Effect of city-wide sanitation programme on reduction in rate of childhood diarrhoea in northeast Brazil: assessment by two cohort studies. *Lancet* 370: 1622–28, 2007.
7. Bezerra Filho, J.G et al. Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.
8. Brasil.Ministério da Saúde. Introdução à Estatística Espacial para a Saúde Pública / Ministério da Saúde, Fundação Oswaldo Cruz; Simone M. Santos, Wayner V.Souza, organizadores. - Brasília : Ministério da Saúde, 2007.120 p. : il. – (Série B. Textos Básicos de Saúde) (Série Capacitação e Atualização em Geoprocessamento em Saúde; 3).
9. Câmara, G et al. Análise espacial de áreas. In: DRUCK, S. et al. Análise espacial de dados geográficos. Brasília: EMPRAPA, 2004. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/analise/cap5-areas.pdf>>. Acesso em: 10 dez.2010.
10. Caram, C. Distribuição espaço-temporal dos candidatos à doação de sangue da Fundação Hemominas, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, nos anos de 1994 e 2004. *Cad. Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 26(2):229-239, fev, 2010.
11. Curriero, F. C et al, 2001 - The Association Between Extreme Precipitation and Waterborne Disease Outbreaks in the United States, 1948–1994. *American Journal of Public Health*. August 2001, Vol 91, No. 8.
12. Datasus/MS – Departamento de Informática do SUS/ Ministério da Saúde, Brasil. [CD-ROM], 2009.
13. Dias, TL; Carvalho, MS. Problemas de escala e a relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários. *Informática Pública*, 4(1): 89-104, 2002.
14. Druck, S.; Carvalho, M.S.; Câmara, G.; Monteiro, A.V.M. (eds) Análise Espacial de Dados Geográficos. Brasília, EMBRAPA, 2004.
15. Fewtrell L, et al. Water, sanitation and hygiene interventions to reduce diarrhea in less developed countries: a systematic view and metanalysis. *Lancet Journal of Infectious Diseases* 2005, 5:42-52.

16. Franceschini, V.LC et al. Análise espacial do perfil dos nascidos vivos vulneráveis ao óbito infantil por áreas de abrangência dos centros de saúde em Belo Horizonte, 2000. Cad. Saúde Colet. Rio de Janeiro, 17 (2): 333 - 350, 2009.
17. Frias, P. G et al. Avaliação da adequação das informações de mortalidade e nascidos vivos no Estado de Pernambuco, Brasil. Cad. Saúde Pública, 26(4):671-681, Rio de Janeiro, 2010.
18. INPE. Tutorial do Terraview – Operações de Análise Espacial, 2011. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/terraview/docs/tutorial/Aula8.pdf>. Acesso em 01/04/2011.
19. LAMEPE – Laboratório de Meteorologia de Pernambuco. Disponível em <http://www.itep.br/LAMEPE.asp>. Acesso em Agosto 2009.
20. Marshall, R. J. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. Applied Statistics, 40:283-294, 1991.
21. Mello-Jorge MH, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. Ciênc Saúde Coletiva 2007; 12:643-54.
22. Moraes Neto, O. L et al. Diferenças no padrão de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no Município de Goiânia, Brasil, 1992-1996: análise espacial para identificação das áreas de risco. Cad. Saúde Pública, Rio de Janeiro, 17(5):1241-1250, set-out, 2001.
23. Morgenstern, H. Ecologic studies in epidemiology: Concepts, Principles, and Methods. Annu. Rev. Public Health, 1995. 16:61-81.
24. Neves, M. Ramos, F. Camargo, E, Câmara, G. Monteiro, A. Análise Exploratória Espacial de Dados Sócio-Econômicos de São Paulo. GIS Brasil2000, Salvador, 2000.
25. NIEHS- National Institute of Environmental Health Sciences. A Human Health Perspective On Climate Change. Disponível em http://www.niehs.nih.gov/health/materials/a_human_health_perspective_on_climate_change_full_report.pdf. Acesso em jan de 2012.
26. Prüss-Üstün A, Bos R, Gore F, Bartram J. Safer water, better health: costs, benefits and sustainability of interventions to protect and promote health. World Health Organization, Geneva, 2008.
27. Semenza, J.C; Menne, B. Climate change and infectious diseases in Europe. Lancet 2009; 9: 365–375.

28. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Jr. PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? Cad Saúde Pública; 18(6):1725-36, 2002.
29. RIPSa- Rede Interagencial de Informações para a Saúde. Indicadores e dados básicos para a saúde- IDB 2009. Disponível em <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2009/c01b.htm>. Acesso mar2009.
30. UFMG/FIOCRUZ. Mudanças climáticas, migrações e saúde: cenários para o Nordeste, 2000-2050. Disponível em: http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/migracoes_saude/Migração_e_Nordeste.pdf. Acesso Março 2010.
31. Victora CG. Diarrhea mortality: what can the world learn from Brazil? J Pediatr. 2009; 85(1):3-5.