

**FUNDAÇÃO OSWALDO CRUZ
ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA**

**VARIAÇÕES ESPACIAIS DA MORTALIDADE INFANTIL
NOS TRÊS PRIMEIROS DIAS DE VIDA NO MUNICÍPIO
DO RIO DE JANEIRO, 1995-1996**

Tese com vistas à obtenção do título de Mestre em Saúde Pública por
Lourenço Tavares de Andrade

Carla

Orientadora: Célia Landmann Szwarcwald

Rio de Janeiro, 28 de abril de 2000

*A Vagner, Matheus, Clarindo
e Judith, com amor e carinho*

AGRADECIMENTOS

A Deus em primeiro lugar, porque sem o qual não teria sido possível chegar até aqui.

À minha família (meu marido e meu filho), que com inegável apoio, me ajudaram nesta caminhada.

À querida Célia Landmann Szwarcwald, muito mais do que uma orientadora, uma companheira. Sempre dedicada com o trabalho, me ensinando, me ajudando, me corrigindo, me aperfeiçoando, ...

À Maria Angela Pires Esteves, principalmente pela sua dedicação e ajuda em todas as horas, além de ter sido responsável por todos os mapas temáticos deste trabalho.

Aos bolsistas do Departamento de Informações em Saúde do Centro de Informação Científica e Tecnológica da Fundação Oswaldo Cruz, Paulo Roberto Borges, Eduardo Costa e Bruno Maletta pela ajuda durante o desenvolvimento deste trabalho.

Ao Laboratório de Geoprocessamento do Departamento de Informações em Saúde do Centro de Informação Científica e Tecnológica da Fundação Oswaldo Cruz, através do SIG-FIOCRUZ, nas pessoas de Maria de Fátima Pina e Christóvam Barcellos, pelo fornecimento das malhas cartográficas.

A todos do Departamento de Informações em Saúde, que direta ou indiretamente me ajudaram na elaboração deste trabalho.

À Dra. Maria do Carmo Leal e ao Dr. Christóvam Barcellos, pelas contribuições dadas a este trabalho durante a fase de qualificação.

À Secretaria Municipal de Saúde do Rio de Janeiro, na pessoa do Dr. Cláudio Noronha, pelo fornecimento dos dados de óbitos e de nascimentos utilizados neste trabalho.

Finalmente, à CAPES, instituição mantenedora deste trabalho.

RESUMO

Este estudo teve como objetivo analisar as variações espaciais da mortalidade nos primeiros dias de vida, por Região Administrativa e por bairro do Município do Rio de Janeiro, no período 1995-96, visando obter os fatores associados às taxas elevadas de mortalidade nos três primeiros dias de vida em algumas áreas da cidade.

O trabalho é apresentado sob a forma de dois artigos. Teve como fontes de dados o Sistema de Nascimentos, o Sistema de Informações sobre Mortalidade/MS e o Censo Demográfico de 1991. Foi usado um Sistema de Informações Geográficas (SIG-FIOCRUZ) para agregar os dados censitários por bairro. A visualização geográfica foi feita através de mapas temáticos elaborados por meio do *software* MapInfo.

No artigo 1, foi realizada uma análise espacial exploratória abordando-se aspectos relacionados tanto à assistência médico-hospitalar como às condições socioeconômicas das mães. Foram calculadas taxas por estabelecimento de saúde, ajustando-as por um procedimento de padronização através de um modelo de regressão múltipla.

No artigo 2, uma análise estatística espacial dos dados foi realizada utilizando as técnicas de Cliff & Ord, apropriadas para dados de áreas. Por intermédio de um procedimento passo a passo, foram selecionadas as variáveis mais explicativas dos conglomerados espaciais.

Os resultados deste estudo apontam para variações espaciais importantes na mortalidade nos primeiros dias de vida da criança, com a presença de dois aglomerados de taxas elevadas. Através da análise estatística espacial, foi mostrada a existência de dependência espacial na taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida. As variáveis que melhor explicaram os aglomerados espaciais foram a “proporção de mães adolescentes”, “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996” e a “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo”.

Verificou-se que as características individuais das mães, os atributos da área de residência, a atenção pré-natal adequada e a qualidade da assistência médico-hospitalar prestada são inter-relacionados e desempenham papel importante no processo. É preciso, no entanto, ter em mente que é fundamental que a mãe esteja disposta a participar dos programas de prevenção oferecidos pelos serviços de saúde, a fim de que bons resultados possam ser alcançados.

ABSTRACT

The objective of this study was to analyze the spatial variations of the early neonatal mortality rate, by district and by neighborhood of the City of Rio de Janeiro, in the period of 1995-96, in order to obtain factors associated to relatively high mortality rates in some areas of the city. As the response variable, we considered the mortality rate from 0-3 days.

The sources of information were the Birth System and the Mortality Information System from the Health Ministry, and the Demographic Census, of 1991, from the Brazilian Institute of Geography and Statistics. A Geographic Information System (SIG-FIOCRUZ) was used to aggregate the data by neighborhoods (153) and by districts (26). The software MapInfo was used to visualize the spatial distribution of the outcome variable in the two geographic scales.

The results of the study were presented in two papers. In the first one, a exploratory spatial analysis was carried out aiming to study medical-assistance related aspects as well as socioeconomic conditions of the mothers. The rates were calculated by health establishment of the delivery, adjusted by a standardization procedure, using a multiple regression model.

In the second paper, to detect spatial dependence, we used statistical spatial analysis, appropriate for lattice data, based on Cliff & Ord methodology. A spatial stepwise procedure was applied to select the most explanatory variables of the spatial neighborhood clusters found.

The results of this study show important spatial variations in the response variable. Two clusters of high rates were identified by both, visual inspection of the maps as well as from the spatial statistical analysis. The variables that better explained the spatial clusters were the “proportion of adolescent mothers (10-19 years old)”, “proportion of individuals living in slums in 1996” and the “proportion of household heads below the poverty level in Brazil (approximately \$75.00)”.

Mothers individual characteristics, attributes of the area of residence, adequate prenatal care and the quality of medical assistance were inter-related and play an important role in the death process of the infant. It is important to bear in mind, however, that to obtain better results the mother has to be aiming to participate of the prevention programs offered by the health services.

CONTEÚDO

I. INTRODUÇÃO

1.1 Justificativas do presente projeto

1.2 Evolução temporal da mortalidade infantil no Município do Rio de Janeiro, no período de 1979-1996

1.3 Sobre a escolha do indicador: a mortalidade nos três primeiros dias de vida

II. ARTIGO 1: MORTALIDADE NOS TRÊS PRIMEIROS DIAS DE VIDA: UM ESTUDO NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO

III. ARTIGO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE NOS TRÊS PRIMEIROS DIAS DE VIDA NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO

IV. CONSIDERAÇÕES FINAIS

LISTA DE TABELAS E MAPAS

I. INTRODUÇÃO

Tabela 1: Coeficiente de Mortalidade Infantil (/ 1000 NV) e seus componentes, Município do Rio de Janeiro, 1979-96

Tabela 2: Distribuição proporcional do coeficiente de mortalidade infantil (/ 1000 NV) por faixa etária. Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

Figura 1: Evolução temporal dos componentes da mortalidade infantil. Município do Rio de Janeiro, 1979-1996

Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV). Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura 3: Taxa de mortalidade neonatal precoce (/ 1000 NV). Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Diagrama 1

II. ARTIGO 1: MORTALIDADE NOS TRÊS PRIMEIROS DIAS DE VIDA: UM ESTUDO NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO

Tabela 1: Percentual de óbitos de 0-3 dias e de nascidos vivos por estabelecimento de saúde nos aglomerados espaciais. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Tabela 2: Proporção de partos por RA de residência da mãe e RA do atendimento ao parto, taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV) e estimativas da distância ponderada por RA de residência (em km). Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Tabela 3: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida e outros indicadores para os Aglomerados 1 e 2 e para o Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Tabela 4: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida para os principais aglomerados e para o Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Tabela 5: Resultados da regressão linear, tendo como unidade de análise as Regiões Administrativas e como variável resposta a raiz quadrada da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida

Tabela 6: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, antes e depois do procedimento de padronização e percentual de nascimentos atendidos por estabelecimento de saúde. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura A: Localização das Regiões Administrativas no Município do Rio de Janeiro

Figura 1: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV). Região Administrativa, Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura B: Localização dos bairros no Município do Rio de Janeiro

Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV). Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura 3: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV) e Estabelecimento de Saúde. Região Administrativa, Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Anexo 1: Desvios em relação ao gráfico de probabilidade da distribuição normal

Anexo 2: Procedimento de padronização

Anexo 3: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, antes e depois do procedimento de padronização e percentual de nascimentos atendidos por estabelecimento de saúde. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

III. ARTIGO 2: ANÁLISE ESPACIAL DA MORTALIDADE NOS TRÊS PRIMEIROS DIAS DE VIDA NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO

Tabela 1: Coeficientes I de Moran, I padronizado e correspondentes níveis descritivos de significância

Tabela 2: Coeficientes de correlação entre os indicadores

Figura 1: Desvios em relação ao gráfico de probabilidade da distribuição normal

Figura A: Localização dos bairros no Município do Rio de Janeiro

Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV). Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura 3: Distribuição geográfica da proporção de mães adolescentes de 10 a 19 anos. Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96

Figura 4: Distribuição geográfica da proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo. Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1991

Anexo 1: Procedimento passo a passo para a seleção de variáveis mais explicativas da dependência espacial

I. INTRODUÇÃO

O interesse na quantificação da mortalidade infantil e na infância data do século XVII, quando John Graunt, em 1661, percebeu que um terço dos óbitos notificados na Inglaterra referiam-se a crianças menores do que cinco anos de idade. Durante muitos anos, entretanto, a mortalidade infantil foi estimada por intermédio do percentual de óbitos em crianças em relação ao total de mortes na população, fazendo com que o indicador refletisse apenas a situação relativa de saúde da criança, frente à situação de saúde vigente entre os adultos. A definição corrente do coeficiente de mortalidade infantil, dada pelo número de óbitos em menores de um ano por mil nascidos vivos, só começou a ser utilizada no final do século XIX (Brosco, 1999).

Hoje em dia, o coeficiente de mortalidade infantil tem uso consagrado, não só como indicador das condições de saúde da população, mas também como um indicador que expressa o nível de desenvolvimento e a qualidade de vida de uma dada população (Bercini, 1994).

Segundo Laurenti *et al.* (1985), a decomposição da taxa de mortalidade infantil em dois componentes - a taxa de mortalidade neonatal - que compreende os óbitos ocorridos desde o nascimento até o vigésimo sétimo dia de vida e - a taxa de mortalidade pós-neonatal - que compreende os óbitos ocorridos desde o vigésimo oitavo dia de vida até onze meses completos - objetiva avaliar de forma ainda mais aprofundada a influência das condições ambientais, ou dos chamados fatores exógenos, que se refletem, principalmente, na mortalidade pós-neonatal.

Por sua vez, a taxa de mortalidade neonatal, mais relacionada à assistência médica ao parto, à atenção pré-natal, e ao atendimento ao recém-nascido (fatores endógenos), pode ser decomposta em dois indicadores: a taxa de mortalidade neonatal precoce (correspondente aos óbitos ocorridos desde o nascimento até o sexto dia de vida) e a taxa de mortalidade neonatal tardia (correspondente aos óbitos ocorridos desde o sétimo até o vigésimo sétimo dia de vida), entendendo-se que quanto mais a mortalidade se aproxima do momento do parto, mais reflete as condições desfavoráveis de nascimento da criança.

No Brasil, a mortalidade infantil tem sido objeto de análise por parte de vários pesquisadores. Os estudos têm enfatizado a importância de focar a tendência temporal deste indicador, acompanhando não só a sua evolução em um determinado período mas também o ritmo de variação temporal, diante das

mudanças sociais e econômicas ocorridas no período sob consideração (Simões & Oliveira, 1986).

Sob outra perspectiva, as variações espaciais em diferentes escalas geográficas também têm sido relevadas. Os trabalhos têm estabelecido as desigualdades da mortalidade infantil em vários níveis, seja no das Grandes Regiões (Maranhão *et al.*, 1999), no das Unidades Federadas (Szwarcwald *et al.*, 1997), no dos municípios dentro dos estados (Terra de Souza *et al.*, 1999), e até mesmo no de subdivisões municipais (Issler *et al.*, 1996). Autores têm demonstrado que uma simples desagregação geográfica pode acarretar em declives bem diferenciados do coeficiente de mortalidade infantil (Wood & Carvalho, 1988).

No que diz respeito ao comportamento temporal da taxa de mortalidade infantil no Brasil, nas últimas duas décadas, a evolução foi de descenso. Em 1980, a taxa de mortalidade infantil era de 85 óbitos de menores de um ano por mil nascidos vivos, passando para 47,8 por mil nascidos vivos em 1990 e chegando a 37,5 por mil nascidos vivos em 1996 (Maranhão *et al.*, 1999). Apesar dos decréscimos, a magnitude do coeficiente nacional ainda é muito elevada, não só quando comparada aos países desenvolvidos mas também em relação aos países da América Latina, que têm demonstrado velocidade de declive mais acentuada que o Brasil (Romero & Szwarcwald, 1999).

Situação semelhante também é encontrada em outros países. Nos Estados Unidos, a taxa de mortalidade infantil mostrou uma queda relativa de mais de 40% desde 1980, decrescendo, nos últimos anos, de 9,2 por mil nascidos vivos, em 1990, para 7,1 por mil nascidos vivos. Nas últimas duas décadas, o componente neonatal foi o que apresentou declive mais pronunciado (Guyer *et al.*, 1998).

Comportamento oposto é encontrado no Brasil, onde os decréscimos da mortalidade infantil são atribuídos, principalmente, à queda da mortalidade no período pós-neonatal. Em estudo de coorte de base populacional realizado na cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul, Menezes *et al.* (1996) analisaram a tendência temporal da mortalidade infantil de 1982 a 1993. O coeficiente de mortalidade infantil decaiu de 36,4 para 21,1 por mil nascidos vivos, em decorrência, sobretudo, do declive do componente pós-neonatal, que mostrou redução de aproximadamente 58% no mesmo período.

Da mesma forma, Leal & Szwarcwald (1996a) encontraram para o Estado do Rio de Janeiro, no período de 1979-93, comportamento de decréscimo da

mortalidade infantil, com ritmo bem mais lento de declive no componente neonatal do que no pós-neonatal.

Comportamento semelhante apresenta-se no Estado do Rio Grande do Sul, onde observa-se o predomínio das mortes neonatais sobre as pós-neonatais devido ao decréscimo mais acentuado da taxa de mortalidade pós-neonatal (Secretaria da Saúde e do Meio Ambiente, RS, 1998).

Segundo os dados do Ministério da Saúde para a totalidade do Brasil, a partir de 1993, a taxa de mortalidade neonatal ultrapassa a taxa de mortalidade pós-neonatal. Enquanto esta última apresenta franco declínio, o componente neonatal mostra uma tendência de estabilidade, senão de ligeiro acríve (Maranhão *et al.*, 1999).

O declínio da taxa de mortalidade pós-neonatal em todo o País deveu-se, principalmente, à redução das doenças diarreicas e infecciosas, mais sensíveis às medidas básicas de saúde. Os decréscimos têm sido explicados por um conjunto de fatores. As ações de saúde materno-infantil, como a implementação do programa de reidratação oral, o aumento da cobertura de imunização, a ampliação da oferta de serviços médico-hospitalares, a retomada da prática do aleitamento materno, entre outros, ao lado das políticas públicas de melhoria de infra-estrutura urbana, como a expansão da rede de saneamento, além da grande queda da fecundidade nos anos 70/80 tiveram impacto positivo sobre a mortalidade infantil, sobretudo no que se refere ao componente pós-neonatal (Simões, 1997).

Com relação à mortalidade neonatal, a maior proporção de óbitos ocorre no período neonatal precoce, especialmente no primeiro dia de vida. As estatísticas de Registro Civil para o Brasil como um todo apontam que, no ano de 1995, 20,7% dos óbitos infantis ocorreram nas primeiras 24 horas (FIBGE, 1998).

Outros estudos em áreas específicas do Brasil também indicam os mesmos resultados. Bercini (1994) através de trabalho na cidade de Maringá, Paraná, em 1990, estimou a taxa de mortalidade neonatal em 19,4 por mil nascidos vivos, representando 75,7% do coeficiente de mortalidade infantil. A grande maioria dos óbitos neonatais ocorreu na primeira semana de vida (92,0%).

Estudo no Estado do Rio de Janeiro revelou, igualmente, aumento na proporção de óbitos que ocorreram nas primeiras horas de vida, entre 1979 e 1993. Adicionalmente, ficou evidenciado um padrão de comportamento temporal

da mortalidade infantil precoce, que apresentou decréscimo tanto menor quanto mais próximo o momento de nascimento da criança (Leal & Szwarcwald, 1996a).

Vários são os fatores que afetam a mortalidade neonatal precoce, vinculados, geralmente, à atenção médico-hospitalar no momento do parto. Dizem respeito à atenção à gestação, fundamentalmente o acompanhamento pré-natal, ao acesso e à qualidade do atendimento ao parto assim como à assistência prestada à criança na hora do nascimento (Pollard *et al.*, 1974). Neste sentido, os cuidados especiais das unidades de terapia intensiva desenvolvidos pela tecnologia médica têm permitido, sem dúvidas, a sobrevivência de crianças cada vez mais prematuras (Stolz & McCormick, 1998).

Entretanto, se por um lado, a adoção crescente de tecnologia moderna tem diminuído o risco de mortes neonatais precoces, por outro, sabe-se que muitos dos óbitos que ocorrem, no Brasil, nas primeiras horas após o nascimento poderiam ser evitados mediante ações de saúde eficazes (Hartz *et al.*, 1996).

Gomes & Santo (1997), em um estudo sobre mortalidade infantil no Município de Presidente Prudente, São Paulo, abordam a questão das mortes infantis evitáveis. Em relação aos óbitos que ocorreram no período neonatal, constatou-se que 22% das mortes poderiam ser evitadas por adequada atenção ao parto, 21%, por diagnóstico e tratamento precoce, 14%, por adequada atenção à gestação e apenas 8% seriam não evitáveis.

Hartz *et al.* (1996) conduziram um estudo para analisar o perfil da “mortalidade infantil evitável”, considerada como um “evento sentinela”, em duas cidades do Nordeste do Brasil. Com este propósito, a mortalidade infantil observada foi comparada à mortalidade infantil esperada se o programa materno-infantil local funcionasse adequadamente, permitindo calcular um “índice de mortes evitáveis”. Este indicador, que expressa a proporção mínima dos óbitos que poderiam ser evitados sem custos financeiros adicionais, mostrou que grande parte da mortalidade poderia ser reduzida pelas ações do programa materno-infantil.

No mesmo contexto, investigando a evolução temporal das causas de mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1979-93, Leal & Szwarcwald (1996b) propuseram um critério de agrupamento das causas de morte, levando em consideração a evitabilidade do óbito. Demonstrou-se que os coeficientes de mortalidade infantil no primeiro dia por causas classificadas como “reduzíveis por adequado controle da gravidez e adequada atenção ao parto” e

“redutíveis por diagnóstico e tratamento precoce” não tiveram evolução de declínio, mantendo tendência de estabilidade no período.

Maranhão *et al.* (1999) discutiram os fatores de risco de mortalidade infantil nos primeiros dias vinculados às condições de saúde materna. Destacam-se a idade da mãe, o ganho de peso durante a gestação, o número de filhos mortos no período perinatal, assim como as doenças e complicações maternas. Conforme apontado pelos autores, grande parte dos problemas poderiam ser evitados se essas situações fossem bem conduzidas, com acompanhamento adequado durante a gestação e o parto. Neste sentido, diversos estudos têm demonstrado a importância da atenção pré-natal como fator protetor para a mortalidade neonatal e perinatal tanto no Brasil como no exterior (Halpern *et al.*, 1998; Hieu & Chongsuvivatwong, 1997; Macharelli & Oliveira, 1991).

Entretanto, sob outro ângulo, é preciso considerar que os fatores de risco da mortalidade neonatal precoce não são ligados apenas à assistência médica, mas também ao nível socioeconômico das mães. Diversos autores têm evidenciado a associação entre a ausência de cuidados pré-natais ao grau baixo de instrução da mãe e à gravidez na adolescência (Orvos *et al.*, 1999), fatores que, por sua vez, são associados à pobreza e condições precárias de vida (Roth *et al.*, 1998). Da mesma forma, as desigualdades no acesso e na qualidade da assistência médico-hospitalar são bem conhecidas (Travassos *et al.*, 2000).

Em estudo brasileiro, pesquisando fatores de risco para a mortalidade perinatal em Pelotas, Menezes *et al.* (1998) mostraram que para as famílias com renda abaixo de um salário mínimo, a mortalidade perinatal foi três vezes maior quando comparada com as famílias de maior renda. De forma semelhante, Almeida & Mello Jorge (1998), em investigação no Município de Santo André, São Paulo, mostraram que o nível de escolaridade inferior ao primeiro grau completo foi um fator de risco relevante para baixo peso ao nascer.

No que diz respeito aos estudos de análise geográfica, os trabalhos têm incorporado também fatores composicionais relacionados ao nível socioeconômico das mães, como a renda e a educação, assim como atributos da área de residência, como a proporção de famílias chefiadas por mulheres, a taxa de desemprego, a concentração de pobreza, entre outros, enfatizando a importância de estudar a influência dessas variáveis sobre as mortes infantis precoces (Gould *et al.*, 1998; Sastry, 1996).

1. Justificativas do presente projeto

A idéia de elaboração de um projeto para analisar a mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro teve origem no projeto “Estudo da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1979-93”, coordenado pela Prof. Maria do Carmo Leal, da Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, onde trabalhei como auxiliar de pesquisa.

Os resultados desse projeto apontaram para a estabilidade do coeficiente de mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, em contraste a uma taxa de decréscimo de 6% ao ano no componente pós-neonatal. Adicionalmente, as menores taxas anuais de declínio corresponderam aos óbitos que ocorreram nas primeiras horas após o parto (Leal e Szwarcwald, 1996a).

Para o período de 1979-93, no entanto, as informações do Sistema de Nascimento (SINASC) ainda não eram disponíveis, podendo ser utilizadas apenas após 1994, quando a cobertura dos nascimentos foi considerada como completa pela Secretaria Municipal de Saúde do Rio de Janeiro. A oportunidade de estudar as características das mães por meio do SINASC, e com isso contribuir à investigação dos fatores responsáveis pelos óbitos ocorridos nos primeiros dias de vida, motivou a elaboração deste trabalho.

Por outro lado, frente às extremas disparidades sociais presentes na cidade do Rio de Janeiro, percebeu-se a necessidade de realizar o presente projeto examinando as variações geográficas da mortalidade neonatal precoce. Neste sentido, a possibilidade de dispor de um Sistema de Informações Geográficas para esse município, desenvolvido na Fundação Oswaldo Cruz (SIG/FIOCRUZ), como referido em Pina (1995), permitindo mapear as informações no nível de bairros foi também elemento fundamental.

A hipótese de investigação que fundamenta o presente trabalho baseia-se nos estudos que mostram a relevância de incorporar não apenas os fatores vinculados à assistência médica mas também aqueles que expressam as características das mães associadas ao seu nível socioeconômico, além dos atributos das sub-áreas de residência, como representado no Diagrama 1. As variações geográficas da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro são, assim, analisadas frente às características das mães obtidas pelo SINASC, às características dos bairros e das regiões administrativas obtidas por

informações da FIBGE, e às características da assistência prestada, descritas mediante taxas calculadas por estabelecimento de saúde.

2. Evolução temporal da mortalidade infantil no Município do Rio de Janeiro, no período de 1979-1996

A situação da mortalidade infantil e seus componentes no Município do Rio de Janeiro, entre os anos de 1979 e 1996, pode ser analisada pelos dados dispostos na Tabela 1. Observa-se que houve um decréscimo no coeficiente de mortalidade infantil, de 37,5 por mil nascidos vivos em 1979 para 21,3 por mil nascidos vivos em 1996. A taxa de mortalidade neonatal tardia apresentou suave declínio, com tendência à estabilidade no final do período. Já a taxa de mortalidade neonatal precoce tem evolução estável durante todo o período considerado (Figura 1).

A Tabela 2 mostra a distribuição percentual do coeficiente da mortalidade infantil e seus componentes para o Município do Rio de Janeiro nos anos em estudo. Observa-se que a taxa correspondente à faixa etária de 0-3 dias, de 9,5 por mil nascidos vivos, é quase três vezes maior que a referente ao componente neonatal tardio, e representa 44% do coeficiente de mortalidade infantil. Quando consideramos a taxa de mortalidade neonatal precoce (11,1 por mil nascidos vivos), esta representa a metade deste coeficiente, enquanto que a taxa de mortalidade pós-neonatal (7,4 por mil nascidos vivos) representa 34,3%.

Vale notar que as pequenas diferenças encontradas nos valores dos coeficientes de mortalidade infantil por faixa etária apresentadas, respectivamente, nas Tabelas 1 e 2 são decorrentes da utilização de distintas fontes de informação (Sistema de Informações Sobre Mortalidade / MS para a Tabela 1 e Secretaria Municipal de Saúde / RJ para a Tabela 2) quando considera-se o número de óbitos para o período em análise.

3. Sobre a escolha do indicador: a mortalidade nos três primeiros dias de vida

Inicialmente, foram considerados três indicadores para expressar a mortalidade neonatal precoce: a mortalidade no primeiro dia de vida; a

mortalidade de 0-3 dias; e a mortalidade neonatal precoce propriamente dita, isto é, de 0-6 dias.

O uso do primeiro foi motivado por ter sido o indicador, dentre os três considerados inicialmente, que apresentou o menor declínio nos últimos anos (Leal & Szwarcwald, 1996a). Porém, com a evolução do projeto, calculando-se as taxas por sub-áreas geográficas, como os bairros, e por estabelecimentos de saúde, verificou-se que este coeficiente não mostrava, por vezes, a consistência necessária para a análise, seja por erros de classificação dos óbitos fetais tardios, seja por numeradores muito pequenos.

Por outro lado, se a taxa de mortalidade neonatal precoce era o indicador que mostrava a melhor consistência, por outro, poderia mostrar associações com fatores não relacionados diretamente aos problemas que ocorrem nas primeiras horas após o nascimento.

Verificando a semelhança da distribuição geográfica da mortalidade infantil nos três primeiros dias de vida (Figura 2), por bairro do Município do Rio de Janeiro, com a correspondente à da mortalidade neonatal precoce (Figura 3), e observando que o coeficiente de correlação entre os valores das duas taxas é próximo de um e significativamente diferente de zero ($r = 0,993$, $p = 0,000$) optou-se por tomar como objeto de estudo desta tese as variações geográficas da mortalidade nos três primeiros dias de vida.

O presente trabalho é apresentado sob a forma de dois artigos. O primeiro, com o título "Mortalidade nos três primeiros dias de vida: um estudo no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996", tem como objetivo analisar a situação da mortalidade nos três primeiros dias de vida considerando como unidade de análise, em uma primeira instância, as Regiões Administrativas do Município do Rio de Janeiro, no período 1995-96. A seguir, tendo os bairros como unidade espacial de análise, foi estudado através da "distância ponderada de atendimento ao parto", o quanto as gestantes percorrem para atendimento no momento do parto, podendo, ainda, identificar os fatores associados às taxas elevadas de mortalidade encontradas em algumas áreas da cidade. Para isto, os estabelecimentos de saúde associados às estas taxas foram analisados através do procedimento de padronização das taxas de mortalidade por algumas variáveis referentes à assistência médica.

O segundo artigo, "Análise espacial da mortalidade nos três primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996", busca encontrar através de

técnicas de análise estatística espacial os possíveis fatores associados aos aglomerados de taxas elevadas encontrados em áreas específicas do Município do Rio de Janeiro quando considerou-se como unidade espacial de análise os bairros do município. Dentre os fatores estudados, pode-se citar variáveis relacionadas às condições socioeconômicas das mães em análise.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, M.F. & MELLO JORGE, M.H.P., 1998. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal, *Revista de Saúde Pública*, 32(3):217-224.
- BERCINI, L.O., 1994. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região Sul do Brasil, *Revista de Saúde Pública*, 28(1):38-45.
- BROSCO, J.P., 1999. The early history of the infant mortality rate in America: "a reflection upon the past and a prophecy of the future", *Pediatrics*, 103(2):478-485.
- FIBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), 1998. *Estatísticas do Registro Civil, 1995*. Vol. 22, Rio de Janeiro: FIBGE.
- GOMES, J.O. & SANTO, A.H., 1997. Mortalidade infantil em município da região Centro-Oeste Paulista, Brasil, 1990 a 1992, *Revista de Saúde Pública*, 31(4):330-341.
- GOULD, J.B.; HERRCHEN, B.; PHAN, T.; BERA, S. & BRINDIS, C. 1998. Small-area analysis: targeting high-risk areas for adolescent pregnancy prevention programs. *Family Planning Perspectives*, 30(4):173-176.
- GUYER, B.; MacDORMAN, M.F.; MARTIN, J.A.; PETERS, K.D. & STROBINO, D.M., 1998. Annual Summary of Vital Statistics - 1997, *Pediatrics*, 102(6):1333-1349.
- HALPERN, R.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G. & TOMASI, E., 1998. Atenção pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993, *Cadernos de Saúde Pública*, 14(3):487-492.
- HARTZ, Z.M.A.; CHAMPAGNE, F.; LEAL, M.C. & CONTANDRIOPOULOS, A.-P., 1996. Mortalidade infantil "evitável" em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde, *Revista de Saúde Pública*, 30(4):310-318.
- HIEU, N.T & CHONGSUVIVATWONG, V., 1997. Impact of prenatal care on perinatal mortality, *Southeast Asian Journal of Tropical Medicine and Public Health*, 28(1):55-61.
- ISSLER, R.M.S.; GIUGLIANI, E.R.J.; KREUTZ, G.T.; MENESES, C.F.; JUSTO, E.B.; KREUTZ, V.M. & PIRES, M., 1996. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública*, 30(6):506-511.
- LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M.H.P.; LEBRÃO, M.L. & GOTLIEB, S.L.D., 1985. *Estatísticas de Saúde*. São Paulo: Editora Pedagógica e Universitária.

- LEAL, M.C. & SZWARCOWALD, C.L., 1996a. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 – Análise por grupo etário segundo região de residência, *Revista de Saúde Pública*, 30(5):403-412.
- LEAL, M.C. & SZWARCOWALD, C.L., 1996b. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979-1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência, *Cadernos de Saúde Pública*, 12(2):243-252.
- MARANHÃO, A.G.K.; JOAQUIM, M.M.C.; SIU, C.; KALUME, P.; CASTILHO, O. & LEAL, M.C. 1999. *Mortalidade perinatal e neonatal no Brasil*, Tema, RADIS, nº 17. ENSP/FIOCRUZ.
- MARCHARELLI, C.A. & OLIVEIRA, L.R., 1991. Perfil de risco de óbito de crianças menores de um ano residentes em localidade do Estado de São Paulo, Brasil, 1987, *Revista de Saúde Pública*, 25(2):121-128.
- MENEZES, A.M.B.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G; TOMASI, E.; HALPERN, R. & OLIVEIRA, A.L.B., 1998. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993, *Revista de Saúde Pública*, 32(3):209-216.
- MENEZES, A.M.B.; VICTORA, C.G; BARROS, F.C.; ALBERNAZ, E.; MENEZES, F.S.; JANNKE, H.A.; ALVES, C. & ROCHA, C., 1996. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais, *Cadernos de Saúde Pública*, 12(Supl. 1):79-86.
- ORVOS, H.; NYIRATI, I.; HAJDÚ, J.; PÁL, A.; NYÁRI, T. & KOVÁCS, L., 1999. Is adolescent pregnancy associated with adverse perinatal outcome?, *Journal of Perinatal Medicine*, 27(1):199-203.
- PINA, M.F., 1995. A implementação de um sistema de informações geográficas para estudos na área de saúde, in *Anais do XVII Congresso Brasileiro de Cartografia*, Salvador, Bahia.
- POLLARD, A.H.; YUSUF, F. & POLLARD, G.N., 1974. *Demographic Techniques*. Sidney: Pergamon Press.
- ROMERO, D.E. & SZWARCOWALD, C.L., 1999. Crisis económica y mortalidad infantil en Latinoamérica desde los años ochenta. *Cadernos de Saúde Pública*, no prelo.
- ROTH, J.; HENDRICKSON, J. SCHILLING, M. & STOWELL, D.W. 1998. The risk of teen mothers having low birth weight babies: implications of recent medical research for school health personnel. *Journal of School Health*, 68(7):271-275.
- SASTRY, N. 1996. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography*, 33(2):211-229.
- Secretaria da Saúde e do Meio Ambiente, Governo do Estado do Rio Grande do Sul, 1998. *Mortalidade infantil no Rio Grande do Sul*, Boletim Epidemiológico, nº 5.

- SIMÕES, C.C.S., 1997. *A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o Nordeste e o Sudeste*. Dissertação de Doutorado, Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.
- SIMÕES, C.C.S. & OLIVEIRA, L.A.P., 1986. Evolução da mortalidade infantil. In: *Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil – Aspectos Sócio-Econômicos da Mortalidade Infantil em Áreas Urbanas* (FIBGE, org.), 29-48. Rio de Janeiro: FIBGE.
- STOLZ, J.W. & McCORMICK, M.C., 1998. Restricting access to neonatal intensive care: effect on mortality and economic savings, *Pediatrics*, 101(3):344-348.
- SZWARCWALD, C.L.; LEAL, M.C.; CASTILHO, E.A. & ANDRADE, C.L.T., 1997. Mortalidade Infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária?, *Cadernos de Saúde Pública*, 13(3):503-516.
- TERRA DE SOUZA, A.C.; CUFINO, E.; PETERSON, K.E.; GARDNER, J.; AMARAL, M.I.V. & ASCHERIO, A. 1999. Variations in infant mortality rates among municipalities in the state of Ceará, Northeast Brazil: an ecological analysis, *International Journal of Epidemiology*, 28:267-275.
- TRAVASSOS, C. VIACAVA, F., FERNANDES, C. & ALMEIDA, C., 2000. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil, *Ciência e Saúde Coletiva*, ABRASCO, no prelo.
- WOOD, C.H. & CARVALHO, J., 1988. *The Demographic of Inequality in Brazil*. New York: Cambridge University Press.

Tabela 1: Coeficiente de Mortalidade Infantil (/ 1000 NV) e seus componentes, Município do Rio de Janeiro, 1979-96

Taxas	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1 dia	7,1	7,0	7,5	6,6	6,1	5,8	5,6	6,1	5,3	6,4	5,7	5,6	5,7	5,9	6,1	6,2	5,9	5,7
0-3 dias	11,5	12,5	13,2	11,2	10,6	10,1	9,9	10,1	9,3	10,4	8,5	8,7	8,7	9,5	9,8	10,3	9,9	9,2
3-6 dias	1,8	2,0	2,1	1,8	2,0	1,7	2,0	1,8	1,6	1,8	1,3	1,2	1,3	1,5	1,5	1,8	1,6	1,6
7-27 dias	4,7	4,4	3,8	3,5	3,1	3,4	3,4	3,6	3,1	3,9	2,8	2,9	2,3	2,4	3,0	3,1	3,2	3,2
≥ 28 dias	19,7	17,4	16,4	15,7	14,1	14,1	10,7	12,0	9,7	11,3	10,3	10,1	7,5	8,2	9,4	9,4	7,7	7,3
CMI	37,5	36,2	35,5	32,1	29,8	29,3	26,1	27,4	23,8	27,4	22,9	22,9	19,9	21,5	23,7	24,6	22,3	21,3

Fonte: Sistema de Informações sobre Mortalidade/MS, 1979-1996.

Tabela 2: Distribuição proporcional do coeficiente de mortalidade infantil (/ 1000 NV) por faixa etária. Município do Rio de Janeiro, 1995-1996.

Faixa Etária	Taxa de Mortalidade	Distribuição Proporcional (%)
0-23 horas	5,8	26,7
0-3 dias	9,5	43,8
0-6 dias	11,1	51,0
7-27 dias	3,2	14,8
> 28 dias	7,4	34,3
CMI	21,7	100,0

Fonte:

SMS/RJ,

1995-96.

Figura 1
Evolução temporal dos componentes da mortalidade infantil
Município do Rio de Janeiro, 1979-1996

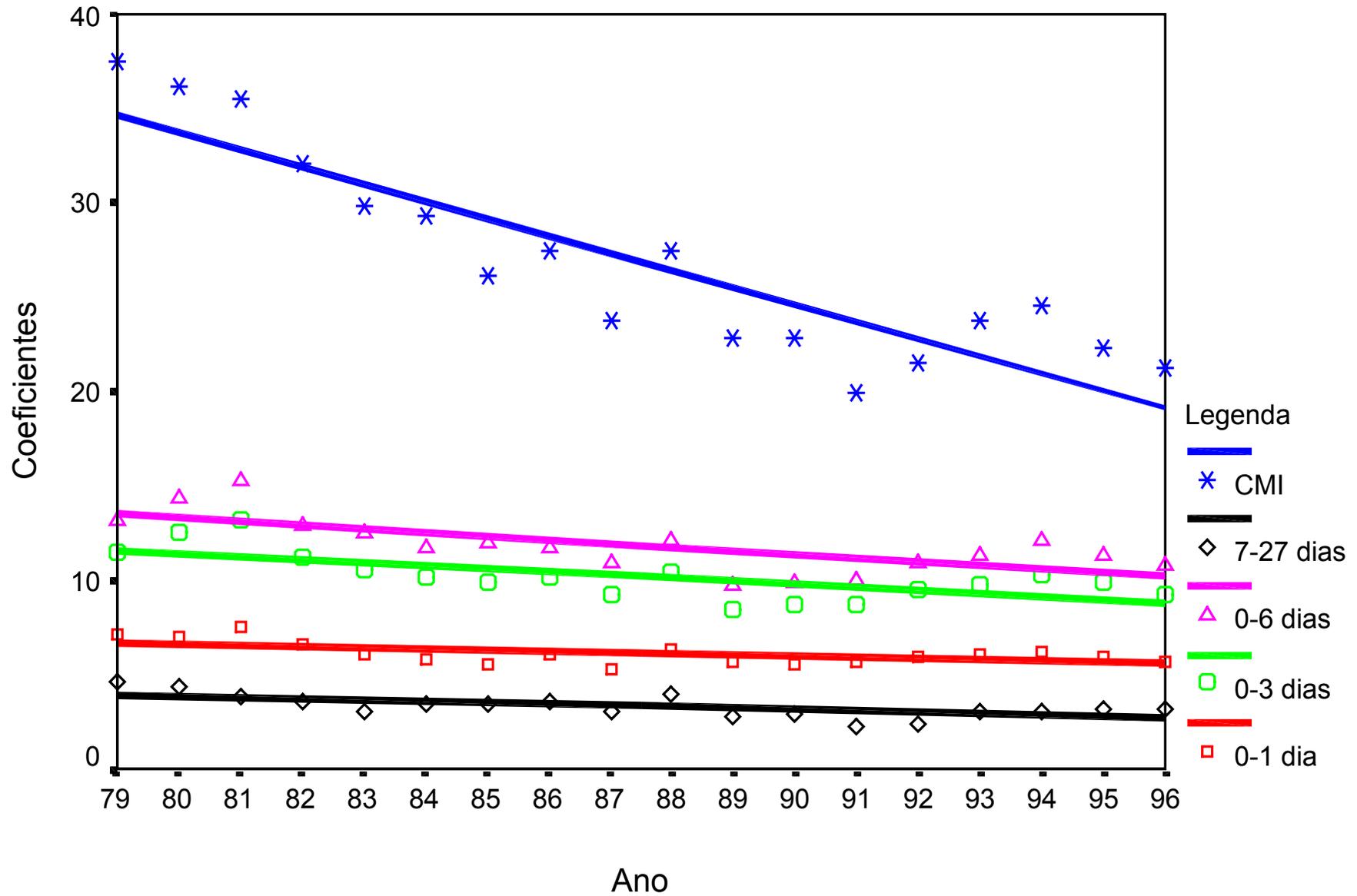
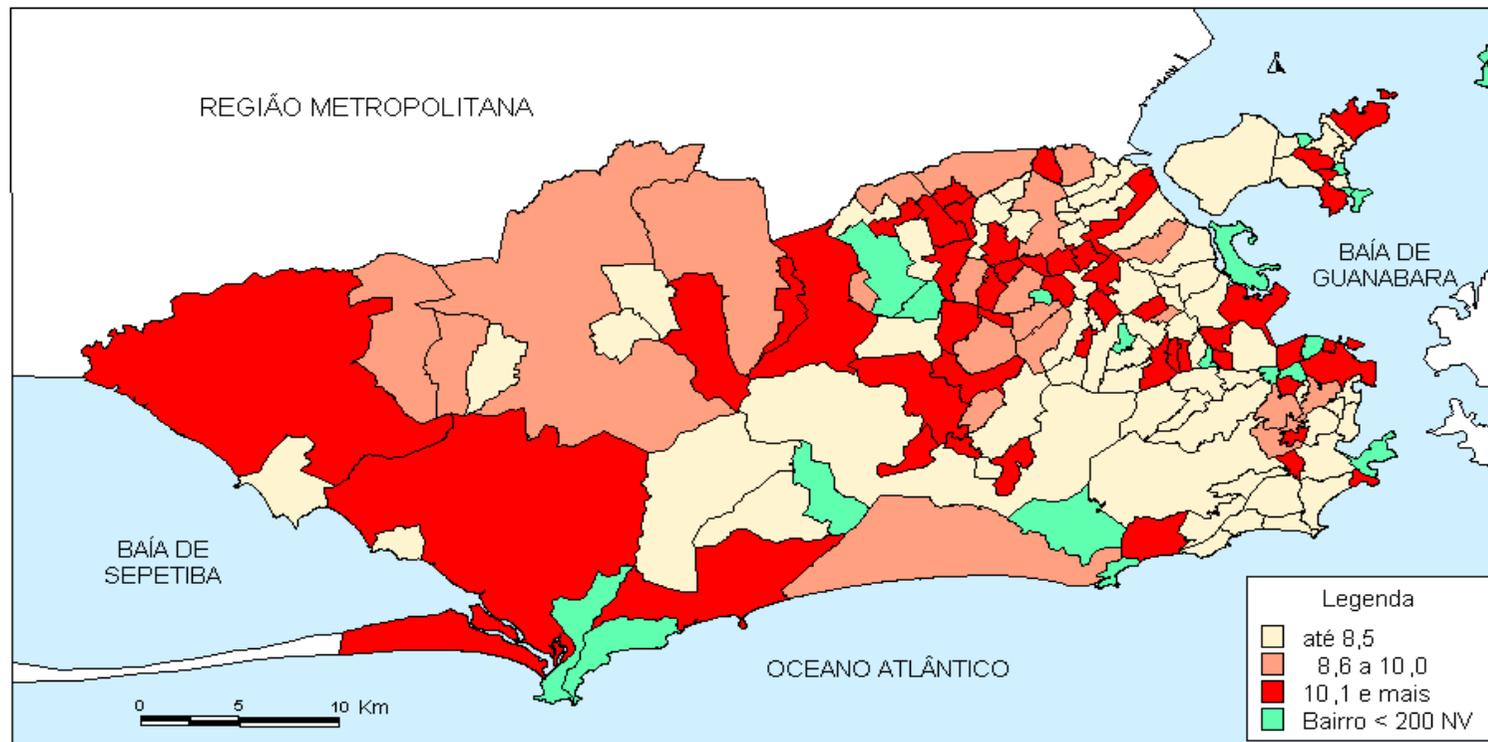
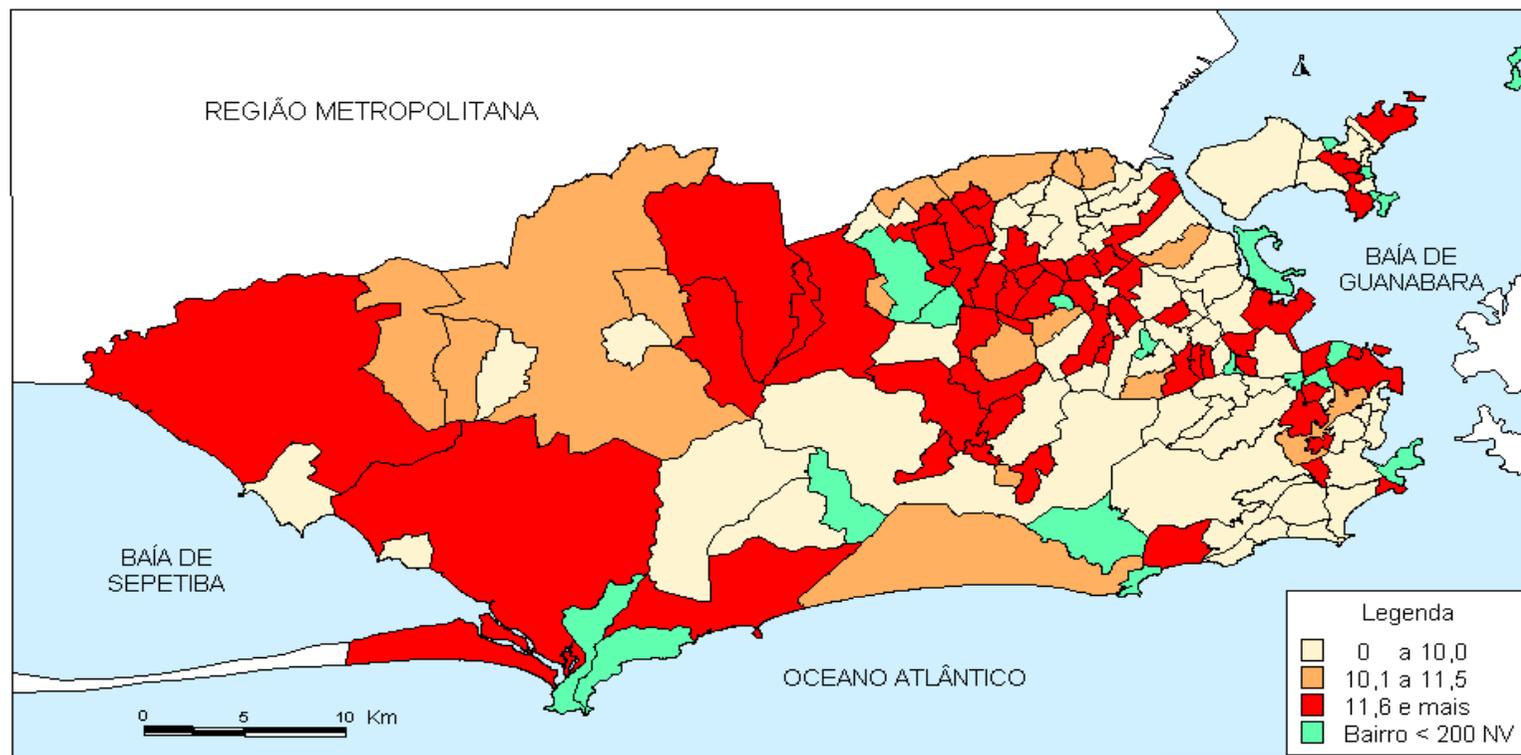


Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/1000 NV)
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-1996



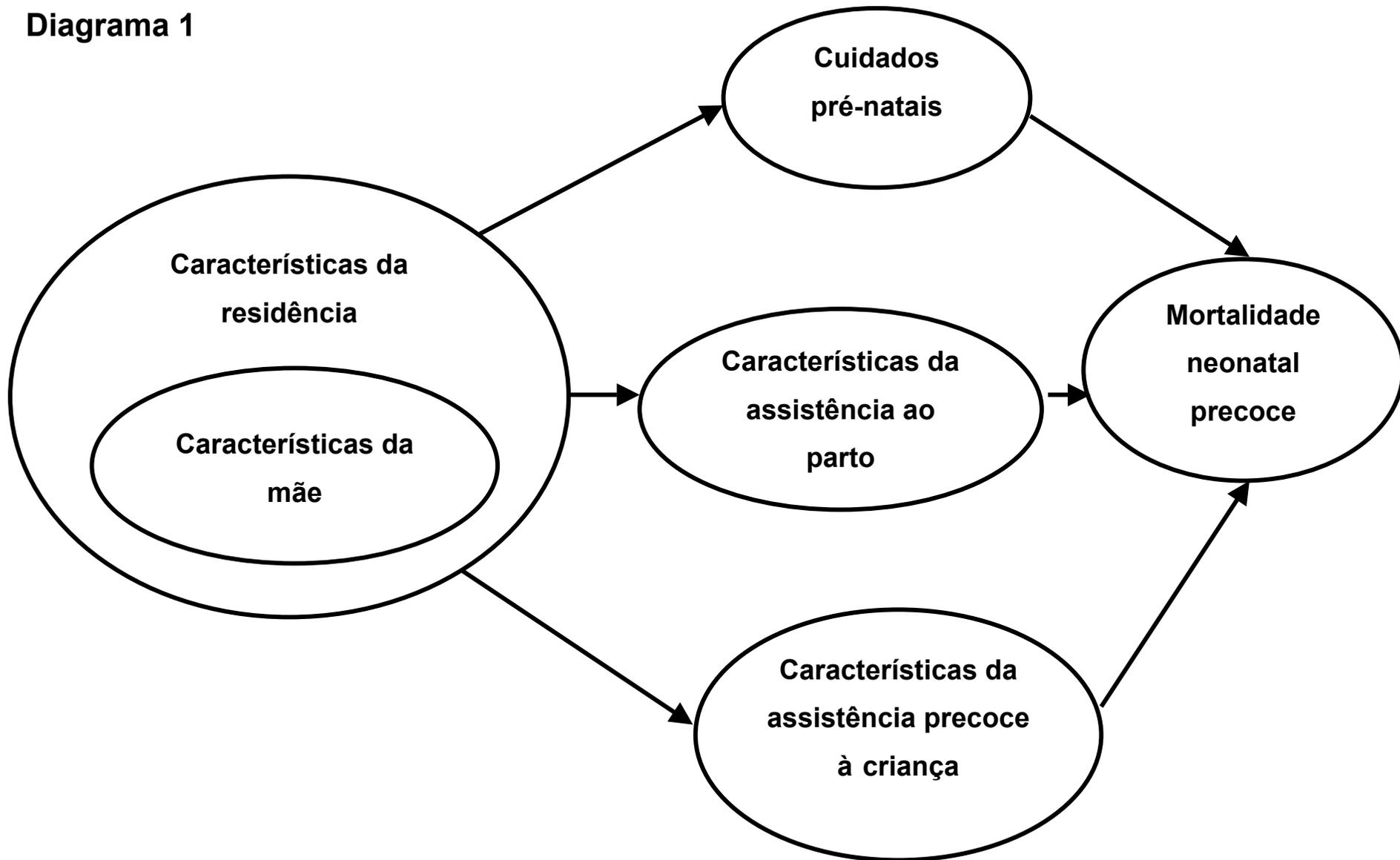
Fonte: SMS-RJ e SIG-Fiocruz

**Figura 3: Taxa de mortalidade neonatal precoce (/1000 NV)
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-1996**



Fonte: SMS-RJ e SIG-Fiocruz

Diagrama 1



II. Artigo 1 - Mortalidade nos três primeiros dias de vida: um estudo no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

Mortalidade nos três primeiros dias de vida: um estudo no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

Carla Lourenço Tavares de Andrade¹ e Célia Landmann Szwarcwald²

¹Mestranda em Saúde Pública da Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ - Brasil

²Pesquisador Titular. Departamento de Informações em Saúde da Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ - Brasil

INTRODUÇÃO

Ao analisarmos historicamente a evolução dos estudos sobre a mortalidade infantil, constata-se que, já no início do século XX, havia uma preocupação em distinguir as mortes ocorridas dentro do primeiro mês de vida, atribuídas aos fatores pré-natais e do parto, das mortes infantis ocorridas nos meses subsequentes, decorrentes das doenças dos sistemas respiratório e gastrointestinal (Brosco, 1999).

Nos estudos recentes da mortalidade infantil, os pesquisadores têm enfatizado a importância de analisar a influência dos fatores endógenos e exógenos do óbito à mortalidade infantil (Bercini, 1994). Os primeiros referem-se a fatores que influenciam, principalmente, o componente neonatal, que compreende os óbitos ocorridos desde o nascimento até o vigésimo sétimo dia de vida. Os últimos são relacionados a fatores que afetam a mortalidade pós-neonatal, correspondente aos óbitos ocorridos desde o vigésimo oitavo dia de vida até onze meses completos, já que estes são provenientes, na sua maioria, de condições ambientais desfavoráveis.

No Brasil, a evolução temporal do coeficiente de mortalidade infantil, nas últimas duas décadas, foi de descenso. Os decréscimos são atribuídos, principalmente, à queda da mortalidade infantil no período pós-neonatal, com a redução relevante das doenças diarreicas e infecciosas. Menos sensível às ações básicas de saúde, a mortalidade neonatal tem apresentado comportamento de estabilidade, em anos recentes (Maranhão *et al.*, 1999).

Em investigação realizada em Pelotas, Menezes *et al.* (1996) mostraram que a mortalidade por causas perinatais reduziu-se em apenas 28% na última década, enquanto que para outras causas como, por exemplo, a diarreia, a diminuição foi de 60%. Os autores afirmam que quando comparadas com outras

causas, as mortes por causas perinatais são mais difíceis de reduzir, pois dependem do conhecimento prévio de quais fatores influenciam essas mortes.

Particularmente, o componente neonatal precoce, definido pelas mortes nos seis primeiros dias de vida, tem sido vinculado à atenção médico-hospitalar na gestação e no parto, especificamente aos cuidados pré-natais, à assistência ao parto, ao atendimento precoce à criança e ao acesso à tecnologia médica nas unidades neonatais de terapia intensiva (Burton *et al.*, 1995; Stolz & McCormick, 1998).

Entretanto, em vertente explicativa complementar, além dos aspectos relacionados à assistência médico-hospitalar, trabalhos recentes têm mostrado a necessidade de incorporar indicadores de nível socioeconômico para explicar o excesso de óbitos que ocorrem próximos ao parto. Pesquisando fatores de risco para a mortalidade perinatal em Pelotas, Menezes *et al.* (1998) mostraram que para as famílias com renda abaixo de um salário mínimo, a mortalidade perinatal foi três vezes maior quando comparadas com as famílias de maior renda. No mesmo contexto, em um estudo no Município de Santo André, São Paulo, Almeida & Mello Jorge (1998) mostraram que o nível de escolaridade inferior ao primeiro grau completo foi um fator de risco relevante para baixo peso ao nascer.

Apreciações das variações geográficas da mortalidade neonatal também têm demonstrado a influência das desigualdades socioeconômicas no padrão espacial das mortes infantis precoces. Sloggett & Joshi (1998) constataram associações importantes entre o nível de privação social e o baixo peso ao nascer, em estudo ecológico na Grã-Bretanha. No Brasil, Issler *et al.* (1996), investigando a população residente de uma área específica da cidade de Porto Alegre, mostraram que entre as famílias de extrema pobreza, as crianças apresentaram maior taxa de mortalidade infantil e menor peso ao nascer, indicando a necessidade de ações de saúde especificamente dirigidas a determinados subgrupos populacionais.

Frente às extremas disparidades sociais encontradas no Município do Rio de Janeiro, este estudo tem como principal objetivo analisar de forma exploratória a distribuição espacial da mortalidade nos primeiros dias de vida, por Região Administrativa e por bairro do município, no período 1995-96, visando obter os fatores associados às taxas elevadas de mortalidade nos três primeiros dias de vida em algumas áreas da cidade. Considerando ambas as vertentes explicativas, são abordados aspectos relacionados tanto à assistência médico-hospitalar como

às condições socioeconômicas das mães, com base nas informações do Sistema de Nascimentos (SINASC).

MATERIAL E MÉTODOS

Considerando como unidades de análise a Região Administrativa (RA) e o bairro do Município do Rio de Janeiro, este estudo ecológico utilizou as bases digitais geradas no Laboratório de Geoprocessamento do DIS/CICT, no âmbito do Projeto SIG-FIOCRUZ.

O Sistema de Nascimentos (SINASC) e o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), ambos para os anos de 1995 e 1996 foram cedidos, gentilmente, pela Secretaria Municipal de Saúde do Município do Rio de Janeiro, como fontes de dados para a elaboração deste trabalho.

A taxa de mortalidade por mil nascidos vivos (NV) nos três primeiros dias de vida foi calculada como a taxa média no período 1995-96, sendo esta definida como o número de óbitos de 0 a 3 dias no período considerado dividido pelo número de nascidos vivos do período.

Para visualização geográfica da taxa de mortalidade sob estudo, foram elaborados mapas temáticos realizados no *software* MapInfo (1994) por Região Administrativa e por bairro, cujos limites geográficos estão apresentados, respectivamente, nas figuras A e B. Em cada mapa, foram definidas três faixas baseadas nos tercís da variável sob análise. Para os mapas por bairro, as mesmas faixas foram mantidas.

Nos conglomerados de bairros com altas taxas de mortalidade nos três primeiros dias de vida, definidas como aquelas com magnitude superior a 10 por 1000 nascidos vivos, foram identificados estabelecimentos de saúde que atendem grandes proporções de mães residentes nestas áreas. Posteriormente, foram calculadas as taxas de mortalidade nos três primeiros dias de vida por estabelecimento de saúde, para todos os estabelecimentos com mais de 200 nascimentos no período em estudo. Para fins comparativos, as taxas hospitalares foram também calculadas, especificamente, para o grupo de nascidos vivos filhos de mães residentes nos aglomerados de taxas altas e atendidas para o parto naquele estabelecimento de saúde.

Por meio do SIG/FIOCRUZ, foi possível visualizar geograficamente os hospitais com taxas elevadas. Elaborou-se uma segunda camada no mapa temático por bairros, localizando-se todos os estabelecimentos de saúde que detinham pelo menos 1% do número de nascimentos do Município do Rio de Janeiro com símbolos proporcionais ao tamanho da taxa hospitalar.

Seguindo o objetivo de obter fatores associados às taxas elevadas em algumas regiões específicas do município, foram construídos os seguintes indicadores: “proporção de mães que não fizeram pré-natal”; a “proporção de mães com 1º grau incompleto”; a “proporção de recém-nascidos de baixo peso” (< 2500 g); a “proporção de recém-nascidos prematuros” (idade gestacional < 37 semanas); a “proporção de nascimentos em estabelecimentos públicos”; e a “proporção de mães adolescentes” (mães < 20 anos de idade). Esses indicadores foram calculados em cada RA assim como nos conglomerados de bairros com taxas elevadas de mortalidade de 0-3 dias identificados previamente. Para cada uma das variáveis, foram excluídos dos denominadores o número de nascidos vivos com informação ignorada, respectivamente.

Para caracterizar, de alguma forma, o percurso de atendimento ao parto, procurou-se estabelecer se as mães são atendidas para o parto em estabelecimentos de saúde próximos à sua RA de residência. Com tal finalidade, foi criado o indicador “distância ponderada de atendimento ao parto” para determinar as Regiões Administrativas para as quais as parturientes que ali residem percorrem grandes distâncias para atendimento ao parto. Este indicador é calculado através da seguinte fórmula:

$$\delta_i = \sum_j^{26} p_{ij} d_{ij} \quad i = 1, \dots, 26$$

onde:

p_{ij} = proporção de parturientes residentes na RA i e atendidas na RA j

d_{ij} = distância (em km) entre as RAs i e j

Significa, então, que quanto maior for esse indicador, maior é a distância ponderada percorrida pelas parturientes residentes naquela RA. Cabe observar que a distância entre as Regiões Administrativas foi calculada através das coordenadas geográficas, latitude e longitude, dos seus centróides, informados pelo SIG-FIOCRUZ.

A seguir, considerando as RAs como unidades de análise, utilizou-se um procedimento “stepwise” de regressão linear múltipla para seleção das variáveis que conjuntamente mais contribuam à explicação da variável resposta, a “taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida”. Para esta variável, foi necessário utilizar a transformação da raiz quadrada para obter melhores aproximações à distribuição normal, conforme apresentado no Anexo 1.

No que se refere à análise das taxas hospitalares, com o intuito de controlar as diferenças existentes nas características das mães atendidas nos distintos estabelecimentos de saúde, foi realizado um procedimento de padronização das taxas hospitalares de mortalidade nos três primeiros dias de vida. O procedimento estatístico consistiu em utilizar o modelo de regressão linear múltipla com as seguintes variáveis independentes: “proporção de mães que não fizeram pré-natal”; “a proporção de mães adolescentes”; a “proporção de recém-nascidos de baixo peso”; e a “proporção de recém-nascidos prematuros”. A “proporção de mães com 1º grau incompleto” não foi considerada no modelo, por apresentar efeitos de colinearidade com as duas primeiras, e a distância ponderada, por ser um indicador referente às regiões administrativas. Foram incluídos na análise todos os hospitais com mais de 200 nascimentos no período de 1995-96. Os valores das taxas padronizadas foram estimados somando-se os resíduos da regressão ao valor predito para o Município do Rio de Janeiro, obtido por meio da substituição, no modelo linear, dos valores dos indicadores calculados para a totalidade do município (Kahn & Sempos, 1989). Os passos do procedimento de padronização estão detalhados no Anexo 2.

Todas as análises foram realizadas utilizando o *software* SPSS (1995).

RESULTADOS

Na Figura 1, apresenta-se a distribuição geográfica da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, por Região Administrativa, no Município do Rio de Janeiro. Destaca-se a presença de três aglomerados: o primeiro constituído das RAs de Santa Cruz e Guaratiba, Zona Oeste da Cidade do Rio de Janeiro; o segundo pelas RAs de Bangu e Madureira e o terceiro pelas RAs de São Cristóvão, Portuária e Centro.

Em um nível mais detalhado, os bairros do Município do Rio de Janeiro constituem-se nas unidades de estudo. Para efeito de comparação com o mapa anterior, foi mantida a mesma categorização da taxa de mortalidade. Para a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida foram encontrados aglomerados com altas taxas (acima de 10/1000 NV), dos quais dois apresentam maior destaque (Figura 2). O primeiro, denominado de “Aglomerado 1”, é composto pelos bairros de Santa Cruz, Guaratiba e Recreio dos Bandeirantes cuja taxa de mortalidade é aproximadamente 22% maior que a taxa do Município. Verifica-se que alguns poucos estabelecimentos de saúde (Hospital Pedro II, Maternidade Alexander Fleming, Casa de Saúde Santa Helena e Hospital Rocha Faria) detêm 62% dos óbitos, conforme os dados contidos na Tabela 1. Observa-se, ainda, que o Hospital Pedro Segundo é responsável por 23,6% dos nascidos vivos deste aglomerado, seguido pela Casa de Saúde Santa Helena com 19,1% dos nascidos vivos.

O segundo principal aglomerado, denominado de “Aglomerado 2”, é composto pelos bairros Senador Camará, Padre Miguel, Realengo, Ricardo de Albuquerque, Guadalupe, Costa Barros, Barros Filho, Marechal Hermes, Rocha Miranda, Oswaldo Cruz, Turiaçu, Vila Valqueire, Campinho, Tanque, Taquara, Curicica, Cidade de Deus, Vaz Lobo, Vicente de Carvalho, Cavalcanti, Vila Kosmos, Penha Circular, Engenho da Rainha e Pilares. Da mesma forma, aproximadamente 66% dos óbitos ocorreram em um pequeno número de estabelecimentos de saúde (Maternidade Alexander Fleming, Hospital Maternidade Carmela Dutra, Casa de Saúde e Maternidade Campinho, Hospital Raphael de Paula Souza, Casa de Saúde Santa Helena e Hospital Albert Schweitzer), como pode ser observado na Tabela 1. Neste aglomerado, as Casas de Saúde e Maternidade Campinho e a Casa de Saúde Santa Helena apresentam os maiores percentuais de nascidos vivos, com 16,3 e 11,4%, respectivamente.

A Figura 3 mostra a localização geográfica dos principais estabelecimentos de saúde que apresentaram altas taxas hospitalares de mortalidade nos três primeiros dias de vida, com símbolos proporcionais ao tamanho da taxa, em uma segunda escala do mapa temático das taxas por RA. Observa-se que a distribuição geográfica dos estabelecimentos de saúde com 200 nascimentos ou mais no período em estudo não é uniforme, pois em algumas RAs não existem estabelecimentos de saúde que atendem para o parto enquanto que em outras há um excesso. Analisando-se a distribuição percentual dos estabelecimentos

constantes no SINASC por região administrativa, foi possível constatar que a RA de Botafogo é a melhor assistida, com 14,9% dos estabelecimentos, seguida da RA de Bangu, com 9,5%. Já as RAs de Inhaúma, Paquetá, Anchieta, Santa Teresa, Pavuna e Guaratiba não dispõem de maternidades.

Na Tabela 2, são apresentados o percentual de partos atendidos por RA de residência da mãe segundo a RA de atendimento ao parto, a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida e a distância ponderada de atendimento ao parto (em km). De maneira geral, constata-se que as mães são atendidas para o parto em hospitais na mesma região de residência ou em RAs vizinhas. Examinando a questão especificamente para algumas RAs de taxas altas de mortalidade nos três primeiros dias de vida, temos que nas RAs de Guaratiba e Santa Cruz, a maioria dos partos é realizada na RA de Bangu. As distâncias ponderadas de atendimento ao parto para estas RAs são 17,1 km e 22,4 km, respectivamente, muito maiores do que a média municipal (7,8 km). Já na RA de residência de Madureira, 31,8% dos partos ocorrem na própria RA, 21,9% na RA do Méier e 6,1% na RA de Jacarepaguá, sendo ambas contíguas a ela. A distância ponderada de atendimento ao parto foi de 6,3 km, relativamente de pequena magnitude. Comportamento semelhante tem a RA de Bangu, onde 49,3% dos partos são realizados na própria RA e 24,0% na RA de Madureira. Neste caso, a distância ponderada de atendimento ao parto foi de 7,3 km, próxima da média do Município. Cabe notar que a RA de residência de Campo Grande, embora não seja pertencente aos aglomerados de taxas elevadas de mortalidade, teve a maioria dos seus partos também na RA de Bangu e valor da distância ponderada de atendimento ao parto elevada (10,9 km).

A taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida e os indicadores utilizados no presente estudo, estimados para os Aglomerados 1 e 2 e para a totalidade do Município do Rio de Janeiro, estão dispostos na Tabela 3. Verifica-se que no Aglomerado 1, a "proporção de mães adolescentes", a "proporção de mães que não fizeram pré-natal" e a "proporção de mães com 1º grau incompleto" apresentam valores mais elevados. Já no Aglomerado 2, os indicadores estão em patamar semelhante ao encontrado no município.

Calculando-se a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida por estabelecimento de saúde, verifica-se que, nos Aglomerados 1 e 2, as taxas foram relativamente altas (que apresentaram diferenças de pelo menos 1,0 por 1000 nascidos vivos), em comparação às estimativas para a totalidade do

Município do Rio de Janeiro, nos seguintes hospitais: Maternidade Alexander Fleming (Aglomerado 2), Hospital Raphael de Paula Souza (Aglomerado 2), Hospital Carmela Dutra (ambos os aglomerados), Casa de Saúde e Maternidade Campinho (ambos os aglomerados) e Casa de Saúde Santa Helena (Aglomerado 2). Ou seja, para um mesmo estabelecimento de saúde, taxas diferentes são encontradas para mães residentes em áreas distintas da cidade (Tabela 4).

Na Tabela 5, estão apresentados os resultados da regressão linear múltipla realizada por Região Administrativa. Pelo procedimento *stepwise*, as variáveis que permaneceram no modelo foram a "proporção de mães que não fizeram pré-natal", a "proporção de recém-nascidos prematuros" e a "distância ponderada de atendimento ao parto", todas com efeito positivo sobre a resposta.

Utilizando-se um procedimento de regressão múltipla para a padronização das taxas de mortalidade nos três primeiros dias de vida calculadas por estabelecimento de saúde, tal como descrito na metodologia, foram calculadas as taxas brutas e padronizadas para os 85 estabelecimentos de saúde analisados (com mais de 200 nascidos vivos no período 1995-96), que estão expostas no Anexo 3. O valor utilizado como padrão foi de 9,15 por 1000 NV, obtido pela substituição dos indicadores calculados para o município no modelo linear. Cabe mencionar que não foi possível trabalhar com o Hospital São Lucas por não ter informações disponíveis sobre a assistência pré-natal.

Na Tabela 6, estão dispostos a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida por estabelecimento de saúde e o seu posicionamento de acordo com o valor da taxa, antes e depois do procedimento de padronização, e o percentual de nascimentos atendidos no mesmo, para os hospitais que detiveram mais do que 1% dos nascimentos do município. A Maternidade Alexander Fleming do INAMPS (localizado na RA de Madureira), que é responsável por mais de 4% do total de nascidos vivos no Município do Rio de Janeiro, apresenta a taxa mais elevada, antes do procedimento de padronização, mas, depois do ajuste, passa a ocupar a 17^a posição, isto é, a quarta menor taxa. O Hospital Fernando Magalhães, que é uma maternidade de referência do município, aparece com a segunda maior taxa de mortalidade (23/1000 NV), ficando, entretanto, com taxa semelhante (9/1000 NV) à do município, após a padronização. Em situação inversa estão as Casa de Saúde Santa Helena e Casa de Saúde e Maternidade Campinho, que detêm as maiores proporções de nascimentos do município, de 8,8% e 7,2%, respectivamente. Apresentam taxas relativamente baixas antes da padronização,

mas os valores dobram de magnitude após a aplicação do procedimento. Chamam a atenção ainda o Hospital Albert Schweitzer, o Hospital Raphael de Paula Souza, o Hospital Pedro Segundo, e o Hospital Herculano Pinheiro que apresentam taxas relativamente elevadas, tanto antes como após a padronização. É importante destacar ainda que os estabelecimentos de saúde que mostraram aumentos das taxas após o ajuste, como as Casa de Saúde Santa Helena e Casa de Saúde e Maternidade Campinho são justamente os dois hospitais responsáveis pelas maiores proporções de partos de mães residentes no Aglomerado 2.

DISCUSSÃO

Neste trabalho, procurou-se analisar as variações espaciais da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, no Município do Rio de Janeiro, para o período de 1995-96. Tendo evidenciado que áreas específicas da cidade detêm altas taxas de mortalidade neonatal precoce, foram estudados fatores associados à assistência médica assim como ao perfil sócio-demográfico das gestantes que pudessem explicar as diferenças encontradas.

Neste sentido, foram utilizados indicadores e técnicas na elaboração da presente análise, não corriqueiramente empregadas. Dentre os indicadores, destaca-se a “distância ponderada de atendimento ao parto”, que estima a distância (em km) média percorrida pelas gestantes para o atendimento ao parto por área de residência. Embora com reconhecidas limitações, esta variável mostrou-se um preditor significativo da mortalidade nos três primeiros dias de vida.

Entre as limitações deste indicador, podemos citar, primeiramente, que por tratar-se de uma medida construída a partir de dados do SINASC, que contém apenas a RA de residência e o local de atendimento ao parto, não há possibilidades de medir, de fato, o percurso percorrido pelas parturientes. A distância é calculada tendo como ponto inicial o centróide da região administrativa e como ponto final o hospital onde foi realizado o parto. Em segundo lugar, as regiões administrativas do Rio possuem tamanhos de área diferenciados, sobretudo na Zona Oeste da cidade, o que implica em estimativas elevadas da “distância ponderada de atendimento ao parto”, quando ocorrem deslocamentos de gestantes residentes em RAs ali localizadas para RAs vizinhas.

Por outro lado, através deste indicador, pôde-se perceber a falta de homogeneidade espacial da atenção ao parto por unidade de área do município. Com uma concentração de estabelecimentos de saúde em Botafogo, as mulheres ali residentes percorrem uma distância de 1,9 km, em média, enquanto as moradoras de Guaratiba, desprovida de maternidades, se deslocam, em média, onze vezes mais (22,4 km). Vale notar, ainda, que o Aglomerado 1, que detém coeficientes de mortalidade de 0-3 dias de alta magnitude, é composto, justamente, por bairros que se situam em regiões administrativas que apresentam grandes valores da distância ponderada.

Na pesquisa de fatores relacionados à assistência médica que pudessem explicar as variações espaciais da mortalidade infantil precoce, observou-se que alguns poucos hospitais detêm altas taxas nos três primeiros dias de vida, sendo estas taxas bem mais elevadas do que a encontrada para a totalidade do município.

Uma técnica de análise introduzida neste estudo foi a padronização da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida por estabelecimento de saúde, levando-se em consideração as características da clientela atendida. Este procedimento foi bastante elucidativo no sentido de detectar hospitais que aparentemente eram responsáveis por elevadas taxas de mortalidade nos três primeiros dias de vida, mas que ao uniformizar-se o perfil da gestante atendida, passaram a apresentar valores em patamar compatível ao do restante da cidade.

Esses resultados favorecem a hipótese de que as mortes infantis precoces no Rio de Janeiro não ocorrem simplesmente por falhas na assistência ao parto, mas também pelas características das mães atendidas, relacionadas, principalmente, à falta de atendimento pré-natal adequado. Chama a atenção que no denominado Aglomerado 1, região onde a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida é 20% maior que no município, 10% não teve nenhuma consulta pré-natal.

O Aglomerado 1 é composto por bairros situados na Zona Oeste da cidade, que caracterizam-se pelo baixo nível socioeconômico, com grande proporção de mulheres que vivem em precárias condições de vida, de forma geral. Os nossos resultados indicam, pois, a necessidade de promoção de programas de atendimento pré-natal, que sejam abrangentes a todas as mulheres residentes no Rio de Janeiro, especificamente dirigidos às adolescentes e àquelas com baixo grau de escolaridade e que vivem em situação de pobreza.

São inúmeros os estudos, na literatura, que apontam para a importância do cuidado pré-natal (Aleman *et al.*, 1998; Bottoms *et al.*, 1999; Holt *et al.*, 2000). No Brasil, Halpern *et al.* (1998) estudaram todos os nascimentos que ocorreram nos hospitais de Pelotas, no Rio Grande do Sul, em 1993. Dentre as mulheres que não realizaram acompanhamento pré-natal (5%), a taxa de mortalidade perinatal foi três vezes maior quando comparada à obtida no grupo das que tiveram acompanhamento. Investigações recentes com o objetivo de testar a associação entre a mortalidade perinatal e a atenção pré-natal indicam que o início precoce do pré-natal e um número de 4 a 8 consultas durante a gravidez constituem-se em fatores relevantes de proteção (Forssas *et al.*, 1998; Hieu & Chongsuvivatwong, 1997; McDermott *et al.*, 1996; Seffah, 1999).

É interessante observar, entretanto, que se, por um lado, a taxa elevada de mortalidade nos primeiros dias de vida encontrada no Aglomerado 1 pode ser explicada pelas características das mães ali residentes, por outro, não pode-se concluir o mesmo para o Aglomerado 2. Neste último, todos os indicadores considerados têm valores semelhantes aos encontrados para a totalidade do município. Esses achados parecem sugerir que as taxas de mortalidade elevadas são decorrentes de falhas no atendimento ao parto em certos estabelecimentos de saúde.

Corroboram esta hipótese, os resultados do procedimento de padronização utilizado. Em alguns hospitais, responsáveis por grandes proporções de nascidos vivos filhos de mães residentes no Aglomerado 2, as taxas padronizadas de mortalidade de 0-3 dias foram elevadas, bem acima da média municipal. Isso significa que, em termos das variáveis utilizadas para o ajuste, as características das parturientes atendidas nestes hospitais não foram suficientes para explicar os valores altos encontrados. Muito pelo contrário, as taxas calculadas para as Casa de Saúde Santa Helena e Casa de Saúde e Maternidade Campinho, que atendem cerca de 28% dos partos das mulheres residentes no Aglomerado 2, sofreram aumentos relevantes, após a aplicação do procedimento.

Vale dizer, neste momento, que no procedimento de padronização das taxas de mortalidade neonatal de 0-3 dias por estabelecimento de saúde, não foram considerados alguns fatores, que poderiam ser importantes para a explicação das taxas hospitalares que permaneceram elevadas, restringindo-se apenas às variáveis constantes no SINASC. Entre esses, destacamos as causas de morte da criança, como as anomalias congênitas, além de doenças de risco

das mães, como as doenças sexualmente transmissíveis, a hipertensão e a diabetes, que, como apontado na literatura, são fatores relacionados à mortalidade neonatal precoce (Maranhão *et al.*, 1999).

Entretanto, embora se reconheça as limitações do método de ajuste das taxas, é importante chamar a atenção para a necessidade de uma investigação mais aprofundada da qualidade de atenção ao parto prestada por determinados estabelecimentos, que detêm taxas elevadas, mesmo após a homogeneização de fatores que se mostraram relevantes para a explicação do excesso de óbitos na totalidade do município.

Um outro aspecto a ser considerado refere-se aos óbitos fetais tardios. Como reconhecido, a classificação errônea dos óbitos infantis logo após o parto como natimortos pode levar a uma subestimação da mortalidade neonatal (Laurenti *et al.*, 1985), sugerindo que taxas hospitalares baixas no período neonatal precoce, em nível inferior ao patamar esperado, poderiam ser explicadas, talvez, por excessos nas taxas hospitalares de natimortalidade. Entretanto, as informações do sistema de óbitos fetais (SIM/MS) contêm, com pouca frequência, o peso ao nascer ou a idade gestacional da mãe preenchida, não permitindo identificar os óbitos fetais tardios, o que restringiu a presente investigação a apreciar somente os resultados de óbitos referentes aos nascidos vivos.

Como outra limitação do presente trabalho, pode-se destacar o fato de estarmos usando dados no nível ecológico, motivo pelo qual não nos é permitido estabelecer inferências no nível individual. Todavia, os resultados da análise apontaram para hipóteses a serem investigadas no nível individual e no nível dos estabelecimentos de saúde, e foram altamente relevantes para detectar situações críticas da mortalidade neonatal precoce em áreas específicas do Município do Rio de Janeiro.

Em suma, a presente análise apontou para variações espaciais importantes na mortalidade nos primeiros dias de vida da criança, com a presença de dois aglomerados de taxas elevadas. No primeiro aglomerado, o excesso de óbitos é explicado por um conjunto de problemas que se referem, sobretudo, às características socioeconômicas das mães, que se refletem tanto na ausência de acompanhamento pré-natal como no acesso dificultado à assistência ao parto. Por outro lado, no segundo aglomerado, taxas hospitalares altas, ainda que

controlados esses fatores, sugerem falhas na qualidade da atenção ao parto em determinados estabelecimentos, que merecem investigação particular.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALEMAN, J.; BRANNSTROM, I.; LILJESTRAND, J.; PENA, R.; PERSSON, L.A. & STEIDINGER, J., 1998. Saving more neonates in hospital: an intervention towards a sustainable reduction in neonatal mortality in a Nicaraguan hospital, *Trop Doct*, 28(2):88-92.
- ALMEIDA, M.F. & MELLO JORGE, M.H.P., 1998. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal, *Revista de Saúde Pública*, 32(3):217-224.
- BERCINI, L.O., 1994. Mortalidade neonatal de residentes em localidade urbana da região Sul do Brasil, *Revista de Saúde Pública*, 28(1):38-45.
- BROSCO, J.P., 1999. The early history of the infant mortality rate in America: "a reflection upon the past and a prophecy of the future", *Pediatrics*, 103(2):478-485.
- BOTTOMS, S.F.; PAUL, R.H.; MERCER, B.M.; MACPHERSON, C.A.; CARITIS, S.N.; MOAWAD, A.H.; VAN DORSTEN, J.P.; HAUTH, J.C.; THURNAU, G.R.; MODOVNIK, M.; MEIS, P.M.; ROBERTS J.M.; MCNELLIS, D. & IANS, J.D., 1999. Obstetric determinants of neonatal survival: antenatal predictors of neonatal survival and morbidity in extremely low birth weight infants, *Am J Obstet Gynecol*, 180(3 Pt 1):665-669.
- BURTON, P.R; DRAPER, E.; FENTON, A. & FIELD, D., 1995. Neonatal intensive care cots: estimating the population based requirement in Trent, UK, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 48:617-628.
- FORSSAS, E.; GISSLER, M. & HEMMINKI, E., 1998. Declining perinatal mortality in Finland between 1987 and 1994: contribution of different subgroups, *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol*, 80(2):177-181.
- HALPERN, R.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G. & TOMASI, E., 1998. Atenção pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993, *Cadernos de Saúde Pública*, 14(3):487-492.
- HIEU, NT & CHONGSUVIVATWONG, V, 1997. Impact of prenatal care on perinatal mortality, *Southeast Asian Journal of Tropical Medicine and Public Health*, 28(1):55-61.
- HOLT, J.; VOLD, I.N.; ODLAND, J.O. & FORDE, O.H., 2000. Perinatal deaths in a Norwegian county 1986-96 classified by the Nordic-Baltic perinatal classification: geographical contrasts as a basis for quality assessment, *Acta Obstet Gynecol Scand*, 79(2):107-112.

- ISSLER, R.M.S.; GIUGLIANI, E.R.J.; KREUTZ, G.T.; MENESES, C.F.; JUSTO, E.B.; KREUTZ, V.M. & PIRES, M., 1996. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública*, 30(6):506-511.
- KAHN, H.A. & SEMPOS, C.T. (1989). *Statistical Methods in Epidemiology*. Oxford University Press.
- LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M.H.P.; LEBRÃO, M.L. & GOTLIEB, S.L.D., 1985. *Estatísticas de Saúde*. São Paulo: E.P.U.
- MARANHÃO, A.G.K.; JOAQUIM, M.M.C.; SIU, C.; KALUME, P.; CASTILHO, O. & LEAL, M.C. 1999. *Mortalidade perinatal e neonatal no Brasil*, Tema, RADIS, nº 17. ENSP/FIOCRUZ.
- McDERMOTT, J.; STEKETEE, R. & WIRIMA, J., 1996. Perinatal mortality in rural Malawi, *Bull World Health Organ*, 74(2):165-171.
- MAPINFO, 1994. *MapInfo Reference*. New York: MapInfo Corporation.
- MENEZES, A.M.B.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G; TOMASI, E.; HALPERN, R. & OLIVEIRA, A.L.B., 1998. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993, *Revista de Saúde Pública*, 32(3):209-216.
- MENEZES, A.M.B.; VICTORA, C.G; BARROS, F.C.; ALBERNAZ, E.; MENEZES, F.S.; JANNKE, H.A.; ALVES, C. & ROCHA, C., 1996. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais, *Cadernos de Saúde Pública*, 12(Supl. 1):79-86.
- SEFFAH, J.D., 1999. Maternal and perinatal mortality and morbidity associated with transverse lie, *Int J Gynaecol Obstet*, 65(1):11-15.
- SLOGGETT, A. & JOSHI, H. 1998. Deprivation indicators as predictors of life events 1981-1992 based on the UK ONS longitudinal study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52:228-233.
- SPSS, 1995. *Base System Syntax Reference Guide*. Release 7.0. Chicago: SPSS Inc.
- STOLZ, J.W. & McCORMICK, M.C., 1998. Restricting access to neonatal intensive care: effect on mortality and economic savings, *Pediatrics*, 101(3):344-348.

Tabela 1: Percentual de óbitos de 0-3 dias e de nascidos vivos por estabelecimento de saúde nos aglomerados espaciais. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

AGLOMERADO 1			
Estabelecimento de Saúde	Nº Óbitos 0 – 3 dias	% óbitos	% nascidos vivos
Hospital Pedro II (SES RJ)	34	33,7	23,6
Mat. Alexander Fleming (INAMPS)	12	11,9	3,7
Casa de Saúde Santa Helena	9	8,9	19,1
Hospital Rocha Faria (SES RJ)	8	7,9	6,7
Outros	38	37,6	46,9
Total	101	100,0	100,0
AGLOMERADO 2			
Estabelecimento de Saúde	Nº Óbitos 0 – 3 dias	% óbitos	% nascidos vivos
Mat. Alexander Fleming (INAMPS)	102	24,3	9,8
Hosp. Mat. Carmela Dutra (INAMPS)	44	10,5	7,7
MS/Hosp Raphael de Paula Souza	41	9,8	5,0
Casa de Saúde e Mat. Campinho	41	9,8	16,3
Casa de Saúde Santa Helena	28	6,7	11,4
Hosp. Albert Schweitzer (SES RJ)	21	5,0	3,4
Outros	143	33,9	46,4
Total	420	100,0	100,0

Tabela 2: Proporção de partos por RA de residência da mãe e RA do atendimento ao parto, taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/ 1000 NV) e estimativas da distância ponderada por RA de residência (em km). Município do Rio de Janeiro, 1996

RA Residência	Taxa mortalidade 0-3 dias	RA Ocorrência	% partos RA Ocorrência	Distância Ponderada
Portuária	14,0	Portuária Centro São Cristóvão Outras	28,9 27,0 15,5 28,6	3,1
Centro	17,1	Centro Botafogo Portuária Outras	29,1 26,6 18,3 26,0	3,8
Rio Comprido	9,0	Centro Botafogo Tijuca Outras	33,1 32,0 9,1 25,8	3,7
Botafogo	5,5	Botafogo Centro Lagoa Outras	65,7 9,6 4,6 20,1	1,9
Copacabana	9,4	Botafogo Centro Lagoa Outras	57,3 14,5 8,0 20,2	5,3
Lagoa	6,2	Botafogo Lagoa Centro Outras	48,0 20,8 19,3 11,9	6,5
São Cristóvão	10,9	São Cristóvão Centro Botafogo Outras	31,4 22,0 8,0 38,6	3,4
Tijuca	7,2	Botafogo Tijuca Vila Isabel Outras	27,5 18,1 15,2 39,2	5,3
Vila Isabel	7,0	Vila Isabel Botafogo Tijuca Outras	26,0 20,7 14,5 38,8	4,1
Ramos	8,4	Ramos Centro Portuária Outras	23,7 16,6 11,0 48,7	5,7
Penha	8,5	Penha Ramos Centro Outras	18,5 13,4 11,9 56,2	7,4
Inhaúma	8,7	Méier Centro Madureira Outras	34,3 8,8 6,9 50,0	5,7
Méier	9,3	Méier Botafogo Tijuca Outras	38,7 12,3 12,0 37,0	5,0

RA Residência	Taxa mortalidade 0-3 dias	RA Ocorrência	% partos RA Ocorrência	Distância Ponderada
Irajá	8,2	Madureira Méier Botafogo Outras	15,4 12,0 8,4 64,2	8,9
Madureira	11,6	Madureira Méier Jacarepaguá Outras	31,8 21,9 6,1 40,2	6,3
Jacarepaguá	9,5	Jacarepaguá Madureira Méier Outras	34,6 23,2 8,1 34,1	7,3
Bangu	10,3	Bangu Madureira Méier Outras	49,3 24,0 5,4 21,3	7,3
Campo Grande	8,8	Bangu Campo Grande Madureira Outras	38,8 31,5 9,2 20,5	10,9
Santa Cruz	10,3	Bangu Santa Cruz Campo Grande Outras	29,6 27,3 14,0 29,1	17,1
Ilha do Governador	7,6	Ilha do Governador Botafogo Centro Outras	39,6 11,8 10,4 38,2	9,2
Paquetá	13,0	Centro Botafogo Tijuca Outras	46,2 17,9 7,7 28,2	18,4
Anchieta	10,0	Madureira Méier Bangu Outras	27,5 8,0 5,0 59,5	8,1
Santa Teresa	9,2	Botafogo Centro Portuária Outras	41,1 30,6 8,3 20,0	3,5
Barra da Tijuca	9,2	Botafogo Jacarepaguá Lagoa Outras	29,6 19,6 12,6 38,2	17,3
Pavuna	9,2	Madureira Méier Centro Outras	14,0 8,3 4,2 73,5	6,2
Guaratiba	16,2	Bangu Campo Grande Madureira Outras	33,8 32,9 7,1 26,2	22,4

Tabela 3: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida e outros indicadores para os Aglomerados 1 e 2 e para o Município do Rio de Janeiro, 1995-1996.

	Taxa mortalidade 0-3 dias (/1000 NV)	Proporção mães adolescentes	Proporção mães que não fizeram pré-natal	Proporção mães 1°. grau incompleto	Proporção recém-nascidos baixo peso	Proporção recém-nascidos prematuros	Proporção de nascimentos em hospitais públicos
Aglomerado 1	11,6	23,6	12,1	60,6	9,5	5,1	37,4
Aglomerado 2	12,9	20,0	7,7	47,0	9,7	6,8	36,6
Município RJ	9,5	18,8	7,5	46,7	9,6	6,8	37,9

Tabela 4: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida para os principais aglomerados e para o Município do Rio de Janeiro, 1995-1996.

Estabelecimento de Saúde	Aglomerado 1	Aglomerado 2	Município do Rio de Janeiro
Mat. Alexander Fleming (INAMPS)	25,6	30,9	24,6
Hosp. Albert Schweitzer (SES RJ)	-	18,4	19,7
MS/Hosp Raphael de Paula Souza	18,1	24,2	16,3
Hospital Pedro II (SES RJ)	15,1	-	15,1
Hosp. Mat. Carmela Dutra (INAMPS)	16,5	15,1	11,8
Casa de Saúde e Mat. Campinho	7,6	7,4	6,4
Casa de Saúde Santa Helena	6,6	7,3	6,1
Hospital Rocha Faria (SES RJ)	12,6	-	13,9

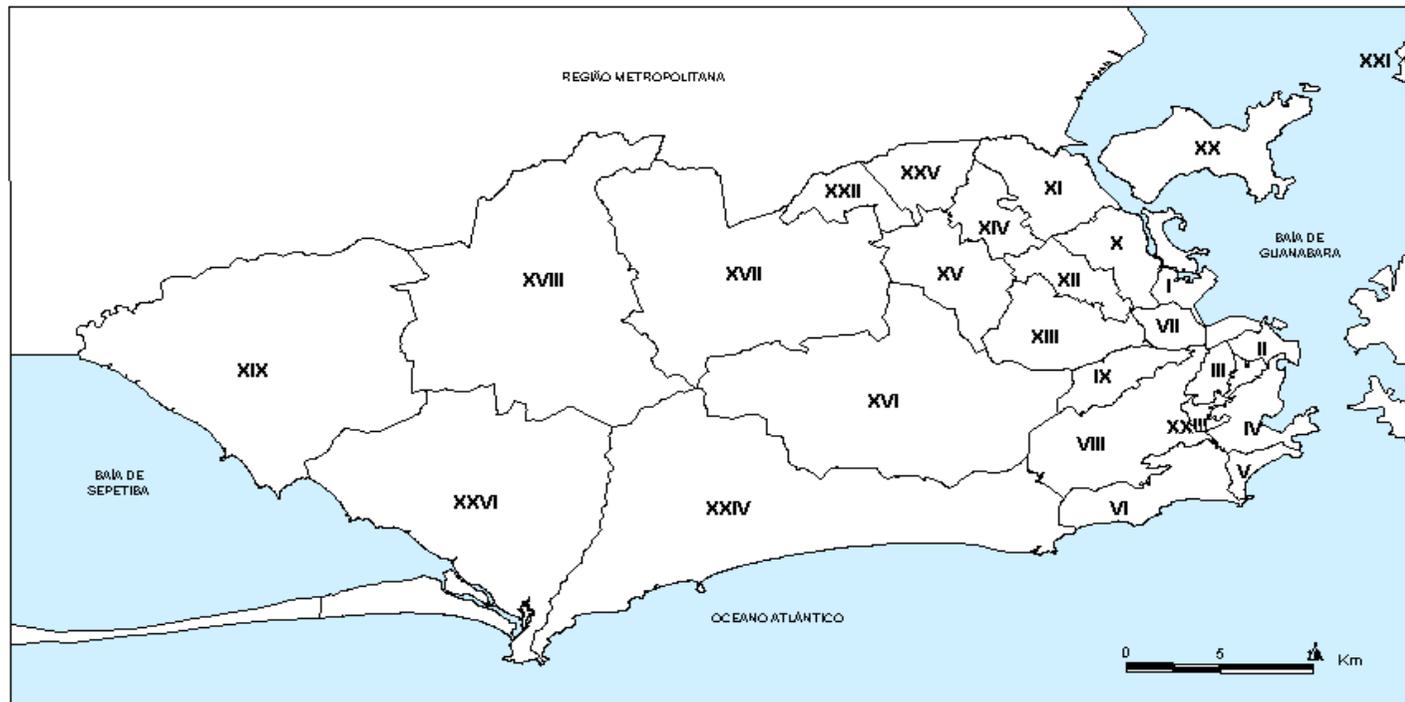
Tabela 5: Resultados da regressão linear, tendo como unidade de análise as regiões administrativas e como variável resposta a raiz quadrada da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida

MÉTODO STEPWISE		
Variáveis incluídas	Coefficiente	Significância
Constante	0,051	0,935
Proporção de mães que não fizeram pré-natal	0,132	0,000
Proporção de recém-nascidos prematuros	0,263	0,000
Distância ponderada de atendimento ao parto	0,031	0,016
Variáveis excluídas	Coefficiente	Significância
Proporção de mães adolescentes	-0,488	0,224
Proporção de recém-nascidos com baixo peso	-0,042	0,271
Proporção de nascimentos em hospitais públicos	-0,273	0,647
Proporção de mães com 1º grau incompleto	-0,346	0,301

Tabela 6: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, antes e depois do procedimento de padronização e percentual de nascimentos atendidos por estabelecimento de saúde. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

ESTABELECIMENTO DE SAÚDE	RA	Tx 0-3 d	Posição	Tx Padr	Posição	% NV
Maternidade Alexander Fleming	15	24,6	1	5,5	17	4,31
Inst Mun. M Fernando Magalhães	7	23,1	2	8,9	11	2,41
SES RJ Hosp. Albert Schweitzer	17	19,7	3	12,7	2	1,16
MS Hosp. Raphael de Paula Souza	16	16,3	4	10,5	5	1,99
SES RJ Hosp. Pedro Segundo	19	15,1	5	12,9	1	1,85
SES RJ Hosp. Rocha Faria	18	14,0	6	10,3	7	2,40
UIS Herculano Pinheiro	15	12,7	7	10,4	6	1,04
Maternidade Carmela Dutra	13	11,8	8	5,9	16	6,97
Maternidade Praça XV	2	9,7	9	6,3	15	4,20
INAMPS Hosp. Geral Bonsucesso	10	9,5	10	5,3	18	2,29
Maternidade Escola UFRJ	4	9,4	11	8,3	13	2,32
Associação Pro Matre	1	9,0	12	10,2	8	3,22
Santa Casa de Misericórdia	2	8,6	13	9,5	9	1,95
Hosp. Mun. Miguel Couto	6	7,6	14	3,7	20	1,80
Casa de S. e Matern. Campinho	15	6,4	15	12,5	3	7,16
Casa de Saúde Santa Helena	17	6,1	16	11,1	4	8,84
Cumi Sta Terezinha/Panamerican	8	5,5	17	8,7	12	3,14
Fundação Clara Basbaum	4	5,2	18	9,4	10	1,55
Casa de Saúde Laranjeiras	4	3,1	19	3,3	19	2,12
Casa de Saúde São Jose	4	2,8	20	7,4	14	2,91

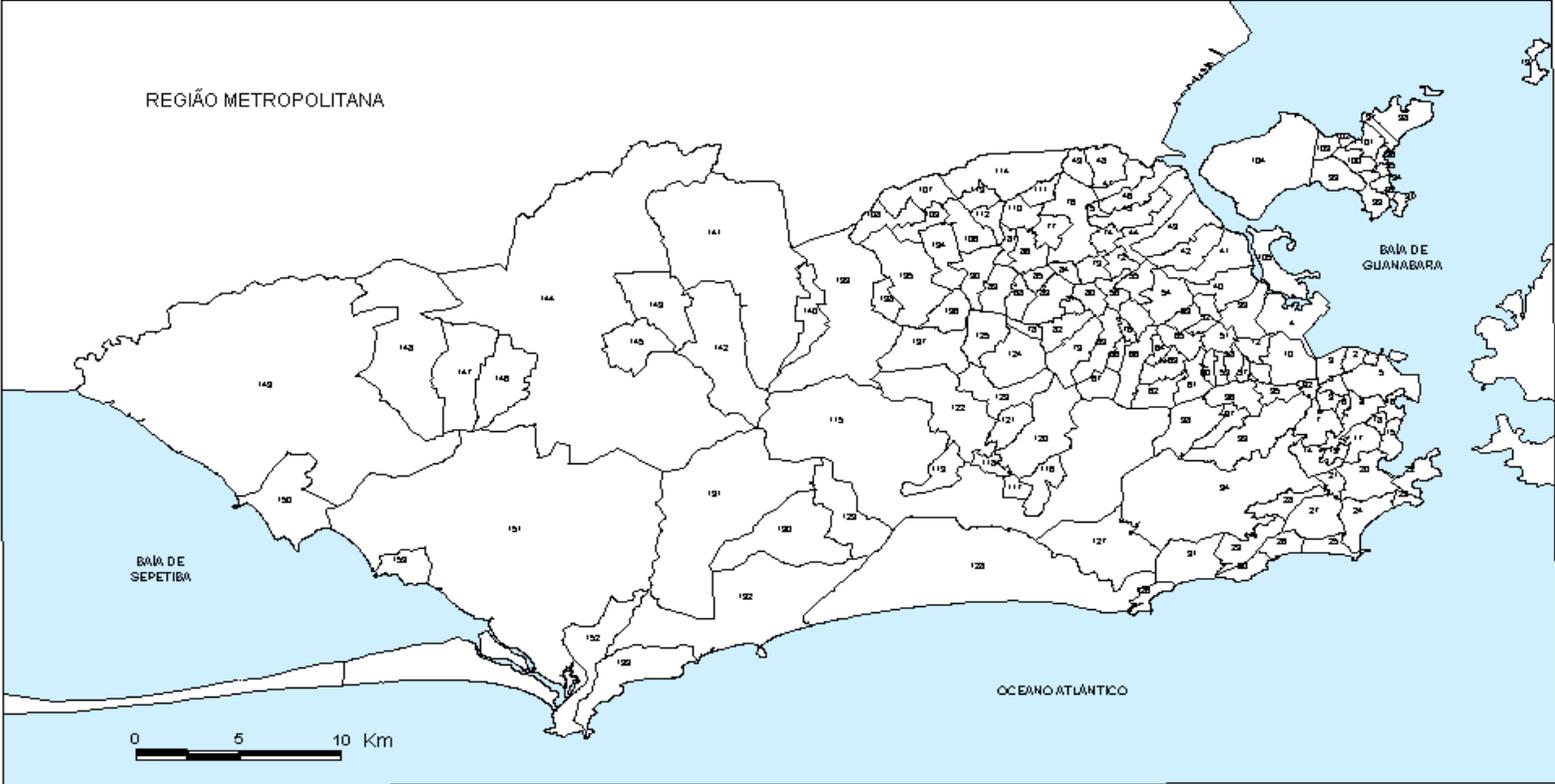
Figura A: Localização das Regiões Administrativas do Município do Rio de Janeiro



Fonte: SIG-FIOCRUZ

I - Portuária	VI - Lagoa	XI - Penha	XVI - Jacarepaguá	XXI - Ilha de Paquetá
II - Centro	VII - São Cristóvão	XII - Inhaúma	XVII - Bangu	XXII - Anchieta
III - Rio Comprido	VIII - Tijuca	XIII - Méier	XVIII - Campo Grande	XXIII - Santa Tereza
IV - Botafogo	IX - Vila Isabel	XIV - Irajá	XIX - Santa Cruz	XXIV - Barra da Tijuca
V - Copacabana	X - Ramos	XV - Madureira	XX - Ilha do Governador	XXV - Pavuna
				XXVI - Guaratiba

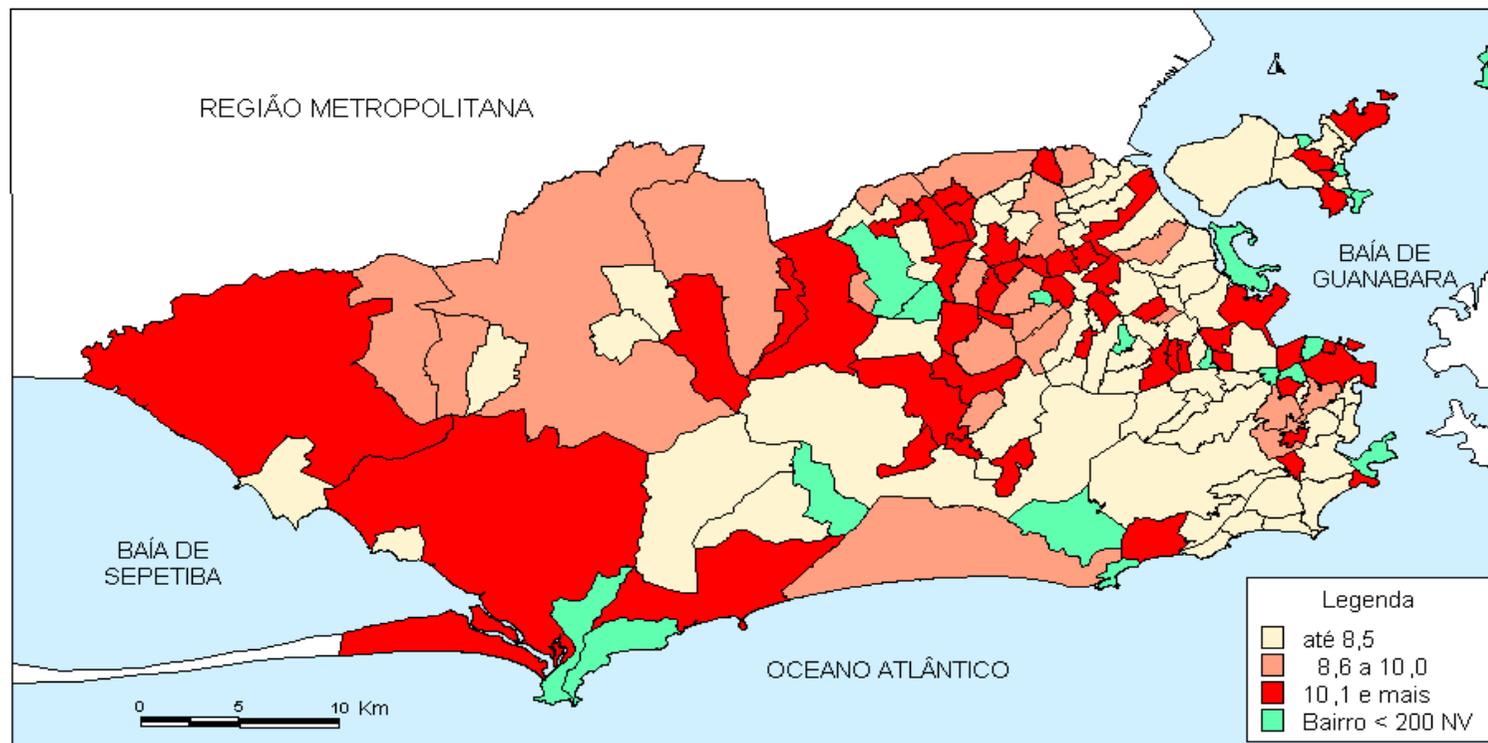
Figura B: Localização dos bairros do Município do Rio de Janeiro



BAIRROS DO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO (IPLANRIO)

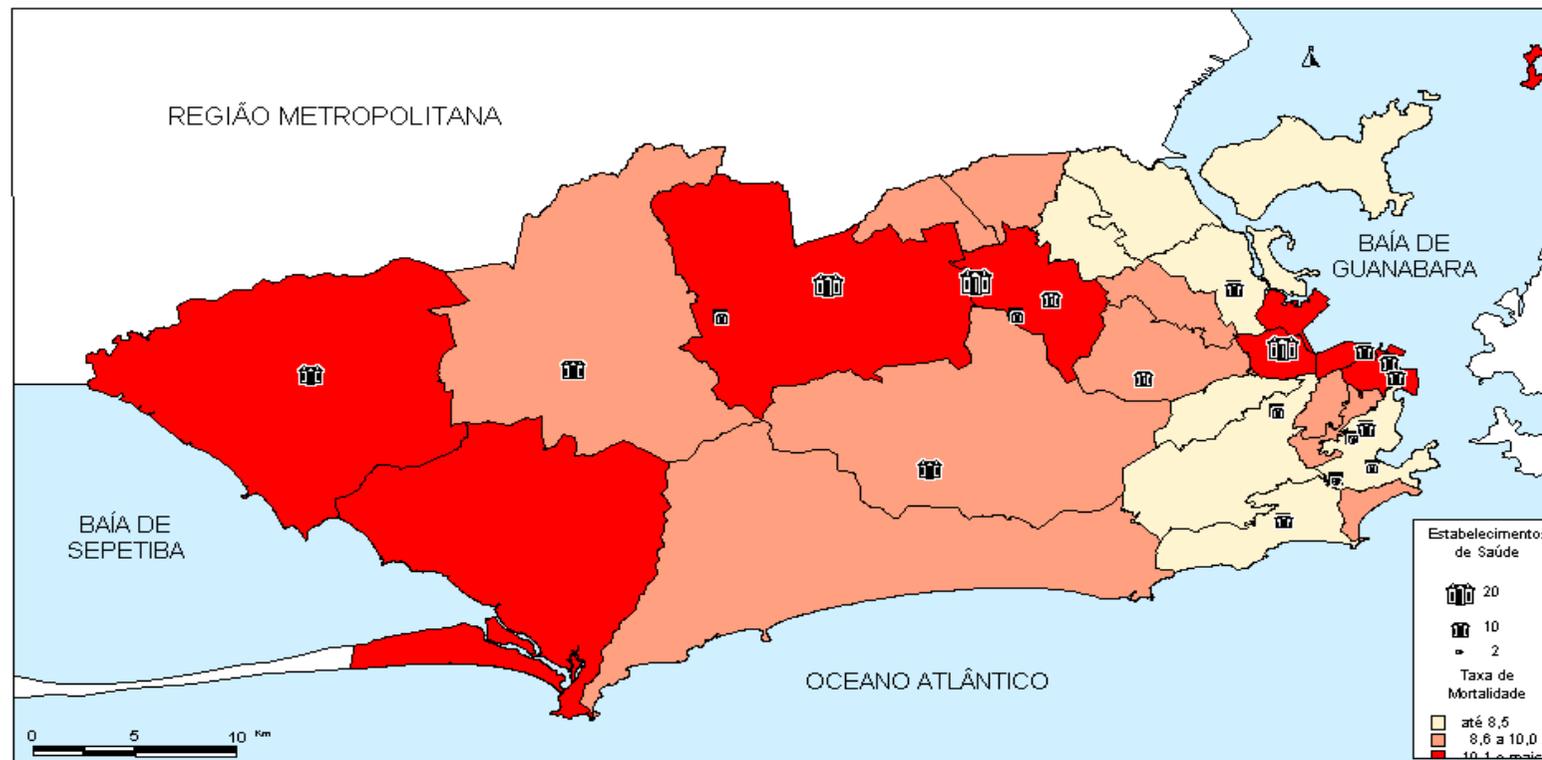
CÓDIGO	NOME DO BAIRRO	CÓDIGO	NOME DO BAIRRO	CÓDIGO	NOME DO BAIRRO
1	SAÚDE	52	MARIA DA GRAÇA	104	GALEÃO
2	GAMBOA	53	DEL CASTILHO	105	C. UNIVERSITÁRIA
3	STO. CRISTO	54	INHAÚMA	106	GUADALUPE
4	CAJU	55	ENGENHO RAINHA	107	ANCHIETA
5	CENTRO	56	TOMAS COELHO	108	PQ. ANCHIETA
6	CATUMBI	57	S. Fco. XAVIER	109	R.ALBUQUERQUE
7	RIO COMPRIDO	58	ROCHA	110	COELHO NETO
8	CIDADE NOVA	59	RIACHUELO	111	ACARI
9	ESTÁCIO	60	SAMPAIO	112	BARROS FILHO
10	S. CRISTÓVÃO	61	ENGENHO NOVO	113	COSTA BARROS
11	MANGUEIRA	62	LINS VASCONCELOS	114	PAVUNA
12	BENFICA	63	MÉIER	115	JACAREPAGUÁ
13	PAQUETÁ	64	TODOS OS SANTOS	116	ANIL
14	STA TERESA	65	CACHAMBI	117	GARDÊNIA AZUL
15	FLAMENGO	66	ENGENHO DENTRO	118	CIDADE DE DEUS
16	GLÓRIA	67	ÁGUA SANTA	119	CURICICA
17	LARANJEIRAS	68	ENCANTADO	120	FREGUESIA (JACAREP)
18	CATETE	69	PIEDADE	121	PECHINCHA
19	COSME VELHO	70	ABOLIÇÃO	122	TAQUARA
20	BOTAFOGO	71	PILARÉS	123	TANQUE
21	HUMAITÁ	72	VILA KOSMOS	124	PCA. SECA
22	URCA	73	VIC.CARVALHO	125	VILA VALQUEIRE
23	LEME	74	VILA DA PENHA	126	JOÁ
24	COPACABANA	75	VISTA ALEGRE	127	ITANHANGA
25	IPANEMA	76	IRAJÁ	128	BARRA DA TIJUCA
26	LEBLON	78	CAMPINHO	129	CAMORIM
27	LAGOA	79	Q. BOCAIÚVA	130	VARGEM PEQUENA
28	JD.BOTÂNICO	80	CAVALCANTI	131	VARGEM GRANDE
29	GÁVEA	81	ENG. LEAL	132	REC. BANDEIRANTES
30	VIDIGAL	82	CASCADURA	133	GRUMARI
31	S. CONRADO	83	MADUREIRA	134	DEODORO
32	PCA. BANDEIRA	84	VAZ LOBO	135	VILA MILITAR
33	TIJUCA	85	TURIAÇU	136	CAMPO AFONSOS
34	ALTO BOA VISTA	86	ROCHA MIRANDA	137	JD.SULACAP
35	MARACANÃ	87	HONÓRIO GURGEL	138	MAG.BASTOS
36	VILA ISABEL	88	OSWALDO CRUZ	139	REALENGO
37	ANDARAÍ	89	BENTO RIBEIRO	140	PADRE MIGUEL
38	GRAJAÚ	90	MAL. HERMES	141	BANGU
39	MANGUINHOS	91	RIBEIRA	142	SEM. CAMARA
40	BONSUCESSO	92	ZUMBI	143	SANTÍSSIMO
41	RAMOS	93	CACUIA	144	CAMPO GRANDE
42	OLARIA	94	PITANGUEIRAS	145	SEM.VASCONCELOS
43	PENHA	95	PR. BANDEIRA	146	INHOAÍBA
44	PENHA CIRCULAR	96	COCOTA	147	COSMOS
45	BRÁS DE PINA	97	BANCÁRIOS	148	PACIÊNCIA
46	CORDOVIL	98	FREGUESIA (ILHA)	149	SANTA CRUZ
47	PARADA LUCAS	99	JD. GUANABARA	150	SEPETIBA
48	VIGÁRIO GERAL	100	JD. CARIOCA	151	GUARATIBA
49	JD.AMÉRICA	101	TAUÁ	152	B. DE GUARATIBA
50	HIGIENÓPOLIS	102	MONERO	153	PEDRA GUARATIBA
51	JACARÉ	103	PORTUGUESA		

Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/1000 NV)
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-1996



Fonte: SMS-RJ e SIG-Fiocruz

Figura 3: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/1000 NV) e Estabelecimentos de Saúde Região Administrativa, Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

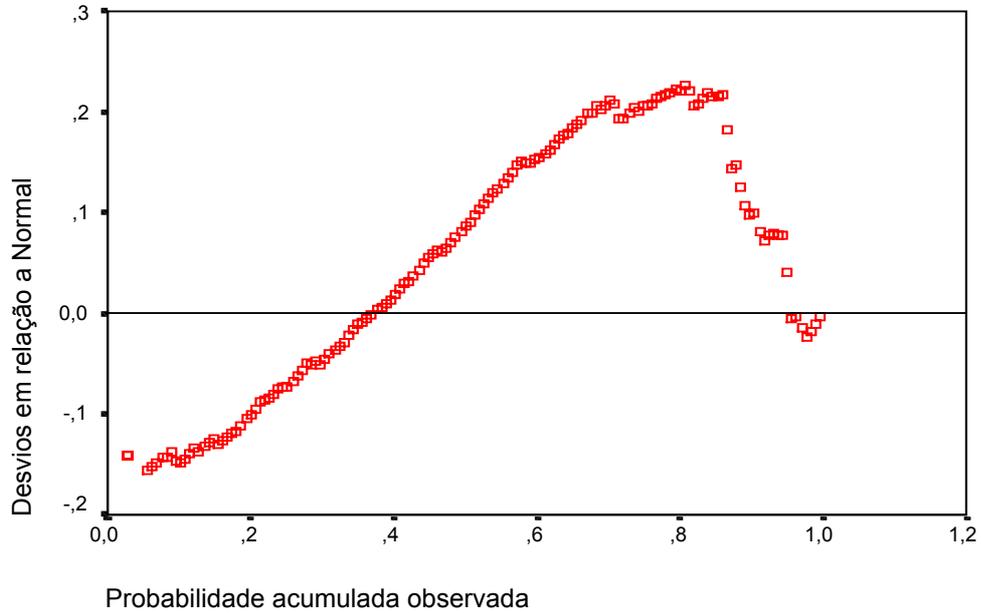


Fonte: SMS-RJ e SIG-FIOCRUZ

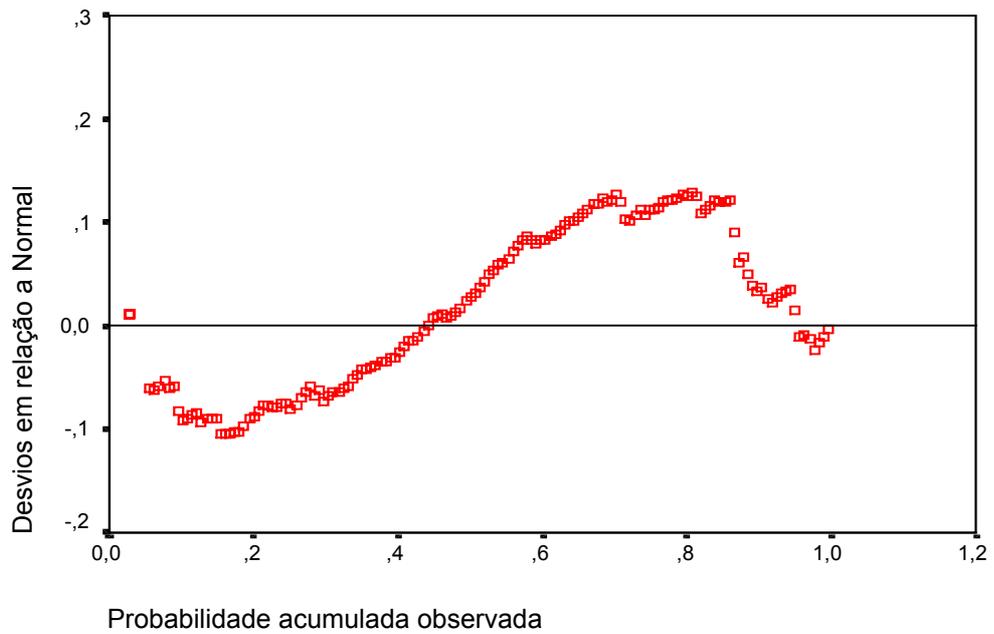
ANEXO 1

Desvios em relação ao gráfico de probabilidade da distribuição normal

Taxa mortalidade 0-3 dias de vida



Raiz quadrada da taxa mortalidade 0-3 dias



ANEXO 2

PROCEDIMENTO DE PADRONIZAÇÃO

Para os estabelecimentos de saúde incluídos na análise, ajustou-se, primeiramente, o seguinte modelo de regressão linear múltipla:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{4i} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, 85$$

onde:

y_i = taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida

x_{1i} = observações da “proporção de mães adolescentes por estabelecimento de saúde”

x_{2i} = observações da “proporção de recém-nascidos de baixo peso por estabelecimento de saúde”

x_{3i} = observações da “proporção de recém-nascidos prematuros por estabelecimento de saúde”

x_{4i} = observações da “proporção de mães que não fizeram pré-natal por estabelecimento de saúde”

Encontrou-se:

$$\hat{\alpha}_0 = -2,853$$

$$\hat{\alpha}_1 = 0,0729$$

$$\hat{\alpha}_2 = 0,685$$

$$\hat{\alpha}_3 = 0,440$$

$$\hat{\alpha}_4 = 0,142$$

Sejam e_i , $i = 1, \dots, 85$, os resíduos da regressão.

Para o Município do Rio de Janeiro (Tabela 3, Artigo 1), temos que:

$$x_{10} = 18,8$$

$$x_{20} = 9,6$$

$$x_{30} = 6,8$$

$$x_{40} = 7,5$$

Para cada estabelecimento de saúde, obtém-se o valor estimado da taxa padronizada de mortalidade nos três primeiros dias de vida igual a:

$$y_i' = c + e_i$$

onde

$$c = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 X_{10} + \hat{\alpha}_2 X_{20} + \hat{\alpha}_3 X_{30} + \hat{\alpha}_4 X_{40}$$

e e_i o resíduo correspondente.

ANEXO 3

Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, antes e depois do procedimento de padronização e percentual de nascimentos atendidos por estabelecimento de saúde. Município do Rio de Janeiro, 1995-96

ESTABELECIMENTO DE SAÚDE	RA	Tx 0-3 d	Posição	Tx Padr	Posição	% NV
Casa de Saúde Santa Helena	17	6,13	41	11,14	23	8,84
Casa de S. e Matern. Campinho	15	6,36	38	12,54	17	7,16
Maternidade Carmela Dutra	13	11,84	18	5,86	66	6,97
Maternidade Alexander Fleming	15	24,57	2	5,53	71	4,31
Maternidade Praça.XV	2	9,65	24	6,30	61	4,20
Associação Pro Matre	1	8,96	28	10,19	28	3,22
Cumi Sta Terezinha/Panamerican	8	5,48	46	8,66	40	3,14
Casa de Saúde São Jose	4	2,79	59	7,40	55	2,91
Inst Mun. M Fernando Magalhães	7	23,11	5	8,85	38	2,41
SES RJ Hosp. Rocha Faria	18	13,95	14	10,31	27	2,40
Maternidade Escola UFRJ	4	9,40	26	8,33	44	2,32
INAMPS Hosp. Geral Bonsucesso	10	9,49	25	5,28	73	2,29
Casa de Saúde Laranjeiras	4	3,10	57	3,32	82	2,12
MS Hosp. Raphael de Paula Souza	16	16,32	11	10,47	24	1,99
Santa Casa de Misericórdia	2	8,58	30	9,52	32	1,95
SES RJ Hosp. Pedro Segundo	19	15,08	12	12,90	13	1,85
Hosp. Mun. Miguel Couto	6	7,58	35	3,06	83	1,80
Fundação Clara Basbaum	4	5,23	47	9,42	35	1,55
SES RJ Hosp. Albert Schweitzer	17	19,69	6	12,74	14	1,16
UIS Herculano Pinheiro	15	12,68	17	10,44	25	1,04
Casa de S. e Mat. Rio de Janeiro	16	2,56	61	9,44	34	,99
Casa de Portugal	3	2,06	65	8,38	43	,98
Casa de Saúde N.S. do Carmo	18	8,38	33	11,81	19	,97
SES RJ Hosp. Getulio Vargas	11	4,77	50	3,02	84	,95
Hospital Naval Marcilio Dias	13	17,09	9	19,16	3	,89
MS FIOCRUZ Fernandez Figueira	4	41,98	1	22,59	2	,87
INAMPS Hosp. Andaraí	9	12,84	16	9,64	31	,87
Casa de S. e Matern. Joari	18	,60	69	5,72	69	,85
Casa de Saúde Renault Lambert	16	6,32	39	9,95	29	,80
Clinica Jabour	17	5,13	49	12,55	16	,79
Amparo Feminino De 1912	3	,00	70	8,73	39	,71
Promed e Prosaude C. Ass. Medica	17	3,14	56	5,96	63	,65
HU Pedro Ernesto	9	18,53	8	6,69	59	,63
Hosp.Ven.Ord.3 S.Franc.Penit.	8	2,59	60	7,96	51	,59
Hospital Central Aeronáutica	3	5,19	48	8,32	45	,58
HU Gaffree e Guinle	8	9,13	27	5,98	62	,55
Hospital Clínicas Dr. Balbino	10	10,16	22	12,60	15	,55
Hospital Central Exército HCE	7	4,68	51	9,50	33	,54
Clin.Cirurg.Santa Barbara	4	,00	70	4,52	77	,50
Clin.Obst.Sta.Maria Madalena	20	8,35	34	12,45	18	,48
Hosp. Mun. Paulino Werneck	20	11,59	20	5,89	64	,48
Hospital Central Policia Milit	3	8,45	32	12,99	12	,48
Clinica São Vicente	6	8,50	31	15,74	6	,48

ESTABELECIMENTO DE SAÚDE	RA	Tx 0-3 d	Posição	Tx Padr	Posição	% NV
Golden Cross A.I.S.Sirio Liban	9	2,31	63	3,82	81	,44
Hosp. Mun. Salgado Filho	13	18,93	7	13,77	9	,43
Hospital Central Do Iaserj	2	5,92	43	6,75	57	,43
Policl/Hosp.Clin Jacarepagua	16	1,37	68	4,38	80	,37
Policlinica de Botafogo	4	5,76	44	6,58	60	,35
Casa de Saúde Grande Rio	11	1,49	67	5,27	74	,34
Climede C.S.Matern/Provida	14	,00	70	2,11	85	,32
H.Metropolitano/Fabiano Cristo	13	1,63	66	7,79	54	,31
INAMPS Hosp. Serv. do Estado	1	23,33	4	4,38	79	,30
HC Riocor-Med Center-S.Jeronim	16	8,73	29	11,81	20	,29
Centro Diag. e Trat. Pro-Saude	19	3,63	55	6,73	58	,28
Parthos/Maternidade Ord.Carmo	2	3,76	54	8,00	49	,27
Clinica Dr. Aloao Ltda	7	5,67	45	5,49	72	,27
Casa de Saúde Dr.Camilo Jorge	13	,00	70	4,47	78	,27
Hospital Rio Mar	24	11,63	19	13,68	10	,26
Semic - Serv.Med.Ind.Com.Ltda	4	5,93	42	5,84	67	,26
Hospital Central Cp. Bombeiros	3	9,92	23	15,26	7	,26
Semic - Filial Madureira	15	6,37	37	8,07	48	,24
Ser-Baby Hos. Materno Infantil	17	23,91	3	25,12	1	,23
Advanced - Hosp Pio Xii	4	4,47	52	10,36	26	,23
Casa de S. e Mat. Souza Cruz	17	2,26	64	11,79	21	,22
Clin. Reunidas São Vitor	8	,00	70	5,87	65	,22
Hospital de Clinicas Bangu	17	16,36	10	17,53	5	,22
Golden Cross A.I.S.H.Sta.Cruz	19	,00	70	4,72	76	,21
Casa de Saúde Bonsucesso	10	,00	70	5,76	68	,20
Clinica Medica São Bernardo	24	2,54	62	8,61	41	,20
Cl.Esp. Med. Odont.Machado/Cemom	11	,00	70	8,46	42	,20
Casa de Saúde Rosa Barca	20	,00	70	5,68	70	,19
Clin. Méd. Cir. São S. Sebastião	6	2,89	58	9,91	30	,18
Soc. Bem. Israeli/Hos. Albert Sab	9	,00	70	8,20	47	,17
Policlinica Brasil Portugal	13	,00	70	7,81	53	,17
Fund. Bela Lopes De Oliveira	4	,00	70	9,09	37	,17
Casa de Saúde Santa Lucia	4	6,25	40	9,25	36	,16
Casa de Saúde São Luiz	20	,00	70	5,02	75	,15
Clinica São Marcelo	6	,00	70	6,85	56	,15
Hospital Italiano	9	10,24	21	13,84	8	,15
Hospital Cardoso Rodrigues	15	6,97	36	8,21	46	,15
Casa de Saúde Santa Maria	4	4,10	53	11,75	22	,12
Clinica Samor de Campo Grande	18	,00	70	7,83	52	,11
Hospital Tijuca - Semeg	8	13,51	15	13,30	11	,11
Real e Ben. Soc. Port. de Benef.	23	,00	70	7,97	50	,11
Hospital Adventista Silvestre	4	14,93	13	18,31	4	,10

III. Artigo 2 – Análise espacial da mortalidade nos três primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

Análise espacial da mortalidade nos três primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996

Carla Lourenço Tavares de Andrade¹ e Célia Landmann Szwarcwald²

¹*Mestranda em Saúde Pública da Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ – Brasil.*

²*Pesquisador Titular. Departamento de Informações em Saúde da Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro, RJ – Brasil.*

INTRODUÇÃO

No Brasil, vários estudos têm demonstrado a tendência de declínio da mortalidade infantil (Menezes, *et al.*, 1996). Entretanto, a evolução de decréscimo não é homogênea no país, com um padrão que obedece às desigualdades regionais e, sobretudo, à iniquidade das condições socioeconômicas (Menezes *et al.*, 1998).

Diferenças importantes também são encontradas por grupo etário. Enquanto o decréscimo do componente pós-neonatal é nítido em todas as regiões do país, trabalhos recentes mostram que a mortalidade neonatal tem apresentado pouco declínio ou estabilidade como nos casos dos estados do Rio Grande do Sul (Secretaria de Saúde e do Meio Ambiente, RS, 1998) e do Rio de Janeiro (Leal & Szwarcwald, 1996).

Adicionalmente, estudos recentes têm relacionado o comportamento evolutivo dos indicadores de saúde, dentre eles a mortalidade infantil, à distribuição de renda da população, enfatizando a relevância da pobreza relativa e a maneira como ela exclui pessoas, social e materialmente, das oportunidades proporcionadas pela sociedade (Kaplan, 1996; Wilkinson, 1997).

A acentuação da desigualdade na distribuição de renda de vários países foi acompanhada por um importante crescimento na concentração residencial da pobreza (Kawachi & Kennedy, 1997), aumentando particularmente as disparidades sociais nas grandes cidades e, em paralelo, as variações intra-urbanas das condições de saúde (Massey, 1996).

No que diz respeito às diferenças da mortalidade infantil frente às desigualdades socioeconômicas nas grandes cidades, pesquisas realizadas em diversos países têm identificado grandes variações no padrão deste indicador nos

centros urbanos. Rip et al. (1987), em estudo realizado na área metropolitana da Cidade do Cabo, África do Sul, cujo objetivo foi determinar a variação espacial da mortalidade neonatal no nível do subúrbio dentro da cidade, os resultados demonstraram a hipótese de uma relação inversa entre o nível socioeconômico e a taxa de mortalidade infantil. Através da análise espacial, variações na taxa de mortalidade infantil foram significativamente correlacionadas com as variações do nível socioeconômico.

Issler *et al.* (1996), no Brasil, em estudo de população urbana de uma área específica da cidade de Porto Alegre, teve o objetivo de testar a hipótese de que em uma população de baixo nível socioeconômico, diferentes níveis de pobreza podem acarretar em distintas condições de saúde. Os autores mostraram que entre as famílias de extrema pobreza, as crianças apresentaram maior taxa de mortalidade infantil e menor peso ao nascer, identificando, assim, subgrupos da população que necessitam de ações de saúde específicas.

No caso particular do município do Rio de Janeiro, acompanhando o aumento da desigualdade na distribuição de renda no país nas últimas duas décadas, houve uma expansão relevante de comunidades faveladas, que se concentraram geograficamente em certas áreas da cidade (Corrêa, 1996).

Este trabalho tem o objetivo principal de realizar uma análise espacial da mortalidade nos primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, visando estabelecer a distribuição espacial da taxa de mortalidade neonatal precoce no sentido de entender quais os fatores responsáveis pelas variações espaciais. Com este fim, os bairros da cidade são considerados como unidade ecológica de análise e as variações espaciais da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida são estudadas frente a alguns indicadores como as condições socioeconômicas e as características das mães dos recém-nascidos.

MATERIAL E MÉTODOS

Trata-se de um estudo ecológico considerando como unidades de análise os 153 bairros do Município do Rio de Janeiro.

A base digital para os bairros utilizada neste trabalho foi gerada no Laboratório de Geoprocessamento do DIS/CICT, no âmbito do Projeto SIG-

FIOCRUZ. O mapa do Município do Rio de Janeiro por bairros, com as respectivas denominações, está apresentado na Figura A.

As fontes de dados foram provenientes de três tipos de sistemas: o de nascidos vivos (SINASC); o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), ambos cedidos gentilmente pela Secretaria Municipal de Saúde do Município do Rio de Janeiro para elaboração deste trabalho, e as informações do Censo Demográfico de 1991 referentes aos chefes de domicílios, fornecidas pela FIBGE (1994), onde os dados por setor censitário foram agregados por bairros, através do SIG-FIOCRUZ.

Para a análise da mortalidade nos três primeiros dias de vida, a taxa média de mortalidade por mil nascidos vivos (/ 1000 NV) foi calculada pela divisão do número de óbitos ocorridos nos três primeiros dias de vida no período 1995-96 pelo número de nascidos vivos no mesmo período. Com o objetivo de evitar viés na estimativa das taxas acarretado por denominadores pequenos, os bairros onde o número de nascidos vivos, no período 1995-96, foi menor do que 400 não foram considerados na análise estatística espacial. O limite inferior de 400 nascidos vivos foi escolhido para obter-se um intervalo de 95% de confiança com tamanho bilateral no máximo igual à taxa média municipal (9,5/1000 NV).

A visualização da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida por bairro do Município do Rio de Janeiro foi feita através de mapa temático elaborado com o *software* MapInfo (1994), definindo-se como ponto de corte um terço das observações para cada faixa.

Os indicadores utilizados para os bairros do Município do Rio de Janeiro estão descritos a seguir.

1) Indicadores sócio-demográficos (provenientes do Censo Demográfico, 1991)

1.1) Proporção de mulheres em idade fértil analfabetas – calculada como a divisão entre o número de mulheres de 15 a 49 anos analfabetas e o total de mulheres de 15 a 49 anos.

1.2) Proporção de pessoas residentes em favelas em 1996 - calculada como a divisão entre o número de pessoas residentes em favelas e a população total.

1.3) Densidade de população favelada, por km², em 1996 – calculada como a divisão entre o número de pessoas residentes em favelas e a área do bairro.

1.4) Proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo – calculada como a divisão entre o número de chefes sem rendimento adicionado aos que ganham até um salário mínimo e o número total de chefes (excluídos os sem declaração).

2) Indicadores provenientes do arquivo de nascidos vivos, 1995 e 1996

2.1) Proporção de mães adolescentes – calculada como a divisão entre o número de mães de 10 a 19 anos de idade e o número total de mães (excluindo-se as de idade ignorada).

2.2) Proporção de partos cesáreos – calculada como a divisão entre o número de partos do tipo cesárea e o número de nascidos vivos, excluindo-se os de tipo de parto ignorado.

2.3) Coeficiente geral de natalidade, em 1996 – calculado como a divisão entre o número de nascidos vivos e a população total.

2.4) Proporção de nascimentos em estabelecimentos de saúde privados – calculado como a divisão entre o número de nascidos vivos em hospitais privados e o número de nascidos vivos, excluindo-se os de estabelecimentos ignorados.

2.5) Proporção de mães que não fizeram pré-natal – calculado como a divisão entre o número de mães que não fizeram pré-natal e o número de nascidos vivos, excluindo-se os ignorados.

Para a “taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida“, para a “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996“, para a “densidade de população favelada, por km², em 1996” e para o “coeficiente geral de natalidade, em 1996” foi utilizada a transformação do tipo raiz quadrada. Já para a “proporção de mulheres em idade fértil analfabetas“, para a “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo“, para a “proporção de mães adolescentes” e para a “proporção de partos cesáreos” foi utilizada a transformação do tipo logaritmo neperiano. Estas transformações foram escolhidas porque resultaram em melhores aproximações para a distribuição normal. Não houve nenhum tipo de transformação para os indicadores “proporção de nascimentos em estabelecimentos de saúde privados” e “proporção de mães que não fizeram pré-natal”.

Preliminarmente, para descrever a associação entre todas as variáveis estudadas, foi construída a matriz de correlações, através do *software* SPSS (1995).

A análise estatística espacial dos dados foi realizada utilizando as técnicas de Cliff & Ord (1981), apropriadas para "dados de áreas" (*lattice data*). Esta metodologia é adequada quando deseja-se estudar a distribuição espacial de algum fenômeno como, no nosso exemplo, a taxa de mortalidade nos três primeiros dias em uma base cartográfica predefinida, e testar a hipótese de independência espacial dos dados. Como medidas da dependência espacial, são utilizados coeficientes de autocorrelação espacial, como o coeficiente I de Moran (1950) ou o coeficiente c de Geary (1954).

No caso da presente análise, para mensurar a autocorrelação espacial da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, utilizou-se o coeficiente de Moran dado por:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum z_i^2} \quad i, j = 1, \dots, 153 \text{ bairros}$$

onde:

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

$$z_i = x_i - \bar{x}$$

x_i = taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida

w_{ij} = ponderação espacial atribuída ao par de bairros (i,j)

Este índice é entendido como um coeficiente de correlação entre valores da mesma variável mensurada em locais vizinhos i e j. Varia, em geral, entre -1 e 1, embora possam ocorrer exceções. Para testar o coeficiente de autocorrelação, a hipótese nula é definida como a de não correlação, e a hipótese alternativa, por uma matriz de ponderações espaciais (w_{ij}), que expressam a proximidade entre as áreas geográficas e podem ser definidas por meio da contiguidade, da distância, ou quaisquer outros critérios de vizinhança entre as localidades.

Demonstra-se que I tem uma distribuição assintótica normal (Sen, 1990), e, portanto, utiliza-se a aproximação normal para o coeficiente I padronizado para testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial.

O cálculo da média e variância do coeficiente I pode ser feito sob duas suposições: normalidade (N) ou aleatoriedade (R). Na primeira, os dados são observações independentes de uma distribuição normal. Já na segunda, o método não assume nenhuma distribuição específica (Cliff & Ord, 1981). Assim a média e variância sob as duas suposições são, assim, definidas:

$$E_N(I) = E_R(I) = \frac{-1}{n-1} \quad (1)$$

$$Var_N(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{S_0^2 (n^2 - 1)} \quad (2)$$

$$Var_R(I) = \frac{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - b_2[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)^3 S_0^2} \quad (3)$$

onde:

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$$

$$S_2 = \sum_i (w_{i.} + w_{.i})^2 \quad \text{onde:} \quad w_{.i} = \sum_j w_{ji} \quad \text{e} \quad w_{i.} = \sum_j w_{ij}$$

Na presente análise, a variável escolhida para objeto de investigação espacial foi a raiz quadrada da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, cuja aproximação para a distribuição normal foi bastante satisfatória (Figura 1). A análise espacial foi feita utilizando-se o *software* S-Plus (Mathsoft, 1996).

Para que o coeficiente I de Moran fosse calculado, foi necessária a construção de uma matriz de vizinhança para os 153 bairros do Município do Rio de Janeiro. Esta foi definida por bairros contíguos, com pelo menos um ponto em comum. As ponderações w_{ij} foram consideradas como o inverso da distância entre os centróides dos bairros i e j .

Para testar a hipótese de independência espacial, o teste de significância de I foi feito a partir da suposição de normalidade das observações, calculando-se o índice padronizado como:

$$I_{padr} = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad \text{onde a média e a variância são calculadas através das fórmulas (1) e (2)}$$

que tem distribuição assintótica normal padrão (Sen, 1990).

No caso de significância estatística do coeficiente I_{padr} de autocorrelação espacial para a variável relativa à taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, as variáveis independentes consideradas foram estudadas quanto à sua associação aos conglomerados espaciais encontrados na análise dos dados.

Em semelhança aos modelos de regressão múltipla utilizados para seleção das variáveis mais relevantes à explicação da resposta, o procedimento utilizado para escolher os fatores mais explicativos dos conglomerados espaciais foi um procedimento passo a passo, proposto por Anselin (1992), baseado em minimizar o coeficiente I padronizado, calculado por meio dos resíduos da regressão da variável resposta com as variáveis independentes, até que este perca a sua significância.

A idéia intuitiva deste procedimento está em apontar quais as variáveis que mais explicam a dependência espacial da resposta, no sentido que, controlados os efeitos destas variáveis mediante os resíduos do modelo de regressão, a autocorrelação espacial perderia a sua significância estatística inicial.

A aplicação deste procedimento requer o cálculo do coeficiente de autocorrelação I para os resíduos da regressão, que são correlacionados, implicando uma modificação no cálculo da média e da variância do coeficiente I , como demonstrado por Sen (1990).

Neste trabalho, para o uso do procedimento passo a passo foi preciso modificar as estimativas do coeficiente I padronizado, elaboradas pelo software SPlus, que não incorpora as alterações dos momentos de I citadas anteriormente. Com tal propósito, foi elaborado um programa em linguagem C, que calcula o coeficiente I padronizado com as devidas correções. Detalhes do procedimento estão no Anexo 1.

No primeiro passo, realizou-se uma regressão simples entre a variável resposta (raiz quadrada da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida) e

cada variável independente, calculando-se os resíduos correspondentes e o coeficiente de autocorrelação (I) com os resíduos assim obtidos. A primeira variável selecionada como o indicador com maior contribuição à dependência espacial foi aquela cujos resíduos demonstraram o menor I padronizado. No segundo passo, repetiu-se o mesmo procedimento, mas a regressão foi composta de duas variáveis independentes, incluindo sempre a variável selecionada no passo 1. O procedimento foi repetido até obter-se coeficiente I padronizado não significativo, no nível de significância de 10%.

RESULTADOS

O mapa temático por bairros para a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida está disposto na Figura 2. Observa-se nitidamente a presença de dois aglomerados. Um, denominado “Aglomerado 1”, composto pelos bairros de Santa Cruz, Guaratiba e Recreio dos Bandeirantes e o outro, denominado “Aglomerado 2”, pelos bairros de Senador Camará, Padre Miguel, Realengo, Ricardo de Albuquerque, Guadalupe, Costa Barros, Barros Filho, Marechal Hermes, Rocha Miranda, Oswaldo Cruz, Turiaçu, Vila Valqueire, Campinho, Tanque, Taquara, Curicica, Cidade de Deus, Vaz Lobo, Vicente de Carvalho, Cavalcanti, Vila Kosmos, Penha Circular, Engenho da Rainha e Pilares.

O primeiro aglomerado concentra-se na Zona Oeste da cidade e a maioria dos bairros envolvidos pertencem às regiões administrativas (RA) de Santa Cruz e Guaratiba, áreas, reconhecidamente, de baixo nível socioeconômico. Diferentemente do primeiro, o segundo conglomerado é disperso e se constitui de bairros das RAs de Bangu, Madureira, Jacarepaguá, Penha, Irajá e Anchieta.

Na Tabela 1, estão dispostos os resultados da análise estatística espacial da variável resposta, a raiz quadrada da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida. O coeficiente de Moran de autocorrelação espacial é igual a 0,1303 e foi significativo no nível de 1% (valor de $p = 0,005275$), indicando ocorrência de dependência espacial e corroborando os achados de conglomerados de taxas elevadas visualizados na Figura 2.

A matriz dos coeficientes de correlação entre todos os indicadores considerados para os bairros do Município do Rio de Janeiro está apresentada na Tabela 2. Os indicadores que são forte e positivamente correlacionados à variável

relacionada à mortalidade nos três primeiros dias de vida são a “proporção de mães adolescentes”, a “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo” e a “proporção de mães que não fizeram pré-natal”. Evidencia-se, assim, que quanto maior a proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo, a proporção de mães adolescentes e a proporção de mães que não fizeram pré-natal, maior é a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida. Chama a atenção que essas três variáveis são igualmente correlacionadas entre si, constituindo-se em um conjunto de fatores associado ao excesso de óbitos nos primeiros dias de vida.

A proporção de partos cesáreos é a única variável correlacionada inversa e significativamente à mortalidade nos três primeiros dias de vida. Entretanto, a proporção de cesarianas apresenta, por outro lado, associação positiva com a proporção de nascimentos em estabelecimentos privados, o que parece explicar, pelo menos em parte, a associação inversa encontrada com a resposta (Tabela 2).

A partir do procedimento para a seleção da variável mais explicativa dos aglomerados espaciais, tal qual exposto na metodologia, constata-se que a variável “proporção de mães adolescentes” é aquela que tem maior poder de explicação. O coeficiente de Moran, calculado com os resíduos correspondentes a esta variável é o menos significativo, apresentando o maior valor de p ($I = 0,0917$; $p = 0,08533$).

Observa-se que, após a escolha da variável “proporção de mães adolescentes”, o coeficiente de autocorrelação padronizado perde a significância estatística no nível de 5%, e o procedimento poderia ter sido interrompido no primeiro passo. Entretanto, com o intuito de explorar um pouco mais a distribuição espacial da variável sob investigação, prosseguimos até o coeficiente padronizado perder a significância no nível de 10%.

No segundo passo, a variável com maior poder explicativo do componente espacial, após o ajuste para a “proporção de mães adolescentes”, foi “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996” ($I = 0,0892$; $p = 0,09361$). Após o ajuste da regressão múltipla com as duas variáveis independentes: “proporção de mães adolescentes” e “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996”, observa-se que ainda é necessário mais um passo, pois o limite de 10% para rejeição não foi obtido. No terceiro e último passo, a variável que obteve o maior poder explicativo do componente espacial, após o ajuste para a “proporção de

mães adolescentes” e “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996”, foi “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo” ($I = 0,0822$; $p = 0,1200$). Após o ajuste da regressão múltipla com as três variáveis independentes: “proporção de mães adolescentes”, “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996” e “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo”, percebe-se que os resíduos não demonstram autocorrelação espacial, ou seja, têm distribuição espacial aleatória.

A distribuição geográfica da proporção de mães adolescentes e a proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo encontra-se, respectivamente, nas Figuras 3 e 4. Nota-se padrão semelhante entre as duas proporções, quando conglomerados de taxas elevadas encontram-se na Zona Oeste e parte da Zona Norte do Município do Rio de Janeiro, evidenciando mesmo comportamento da taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida.

DISCUSSÃO

Análise espacial, campo da Estatística que estuda quantitativamente fenômenos que se manifestam no espaço, tem como uma de suas aplicações a análise exploratória de dados epidemiológicos (Mayer, 1983). A primeira etapa deste tipo de análise consiste em pesquisar a ocorrência de autocorrelação espacial. Quando se verifica que há a dependência espacial, a lógica posterior da análise é identificar as variáveis explicativas dos conglomerados geográficos encontrados, que se constituem no conjunto dos possíveis fatores de risco.

Sob esta ótica, vários estudos no nível ecológico têm mostrado contribuições relevantes à pesquisa epidemiológica, na medida em que apontam caminhos para investigar potenciais associações com as variações espaciais da doença.

Andes & Davis (1995) evidenciaram a importância dos estudos de análise espacial, para identificar contextos geográficos importantes na explicação das variações da mortalidade infantil no Alasca. Os autores concluem que as técnicas utilizadas forneceram uma base descritiva das condições geográficas da mortalidade infantil, que possibilitou sugerir modelos analíticos para investigação posterior.

No presente trabalho, estabeleceu-se, primeiramente, a existência de dependência espacial na taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, significando que a distribuição geográfica deste indicador não é aleatória.

Em uma segunda etapa, procurou-se estabelecer através de procedimento passo a passo as variáveis que melhor explicassem o componente espacial. A variável mais explicativa foi a “proporção de mães adolescentes”, que sozinha foi responsável pela perda de significância da autocorrelação espacial no nível de significância de 5%. Este indicador foi também o que mostrou a maior correlação com a taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida.

Nos passos seguintes do procedimento de escolha das variáveis, a “proporção de pessoas residentes em favelas” seguida da “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo” foram os outros dois indicadores selecionados, indicando que as variações espaciais da mortalidade nos três primeiros dias são explicadas, pelo menos parcialmente, pela concentração residencial da pobreza.

Como comentado por Massey (1996), o fato de a pobreza estar geograficamente agregada tem profundas implicações para a natureza da vida social. A concentração de jovens em comunidades carentes, como as favelas, é relacionada ao bem-estar emocional e comportamentos ditos “de risco” que influenciam a sua saúde, como o uso de drogas e álcool, a violência, as infecções sexualmente transmissíveis e a gravidez precoce entre as meninas adolescentes (Sells & Blum, 1996).

A literatura internacional aponta para resultados compatíveis aos nossos. Em estudo ecológico na Inglaterra, Slogget & Joshi (1998) estudaram a associação entre o grau de privação social e alguns agravos de saúde. Os resultados mostraram forte associação com a gravidez na adolescência.

Boulton-Jones *et al.* (1995), em estudo ecológico na Escócia, analisaram as relações entre as taxas de concepção entre adolescentes e o nível de pobreza da área de residência. Foram evidenciadas enormes diferenças nas taxas de concepção, de 4 a 5 vezes maior entre as que viviam em situação de grande privação social quando comparadas às que residiam nas áreas mais ricas.

Em estudo espacial das taxas de fecundidade de adolescentes de 15 a 17 anos de idade na Califórnia, EUA, Gould *et al.* (1998) enfatizaram a importância de investigar as diferenças entre pequenas áreas geográficas. Foram encontradas

variações relevantes nos níveis de pobreza e educação assim como nos cuidados pré-natais.

A associação entre a idade jovem da mãe e resultados adversos do recém-nascido tem sido objeto de pesquisa recente (Fraser *et al.*, 1995; Roth *et al.*, 1998). Os achados levam a concluir que, embora os fatores de natureza biológica sejam importantes, como imaturidade do sistema reprodutivo e ganho inadequado de peso durante a gravidez, a falta de atendimento pré-natal das adolescentes associada à pobreza e níveis baixos de instrução têm desempenhado papel preponderante na morbi-mortalidade dos recém-nascidos.

Na nossa análise, mostrou-se, igualmente, alta correlação ecológica entre a falta de atenção pré-natal e a proporção de mães adolescentes. Podemos, assim, hipotetizar que a mortalidade infantil sofre a influência de fatores em níveis distintos, os individuais, como os relacionados ao comportamento da adolescente em relação à gestação, ao seu estilo de vida, ao seu grau de instrução, e os coletivos, relacionados ao grau de privação social e à marginalidade da comunidade em que ela reside.

Sastry (1996), ao analisar dados de mortalidade na infância no Brasil, teve dentre seus objetos de estudo, entender como o contexto ambiental e social em que a criança reside afeta o seu risco de morrer, além de analisar como as características do seu domicílio podem modificar os efeitos contextuais da comunidade. Embora as características da comunidade de residência tenham mostrado associações relevantes com o risco de morrer na infância, os efeitos foram, em geral, mediados pelos atributos da mãe, como, por exemplo, o nível materno de educação.

A investigação da hipótese dos efeitos contextuais da privação social, mediados pelas características das mães requer o uso de outras metodologias que lidem com informações agregadas em diferentes níveis, como a modelagem em múltiplos níveis (Goldstein, 1995; Hox, 1995), e será objeto de pesquisa no futuro próximo.

Para finalizar, vale dizer que o uso da metodologia estatística espacial na nossa análise permitiu uma compreensão maior da distribuição geográfica da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, identificando os problemas relacionados à gravidez em adolescentes e à marginalidade social como as questões mais relevantemente associadas.

No que se refere ao procedimento passo a passo introduzido na análise, apesar de apresentar a mesma restrição dos procedimentos *stepwise* de regressão múltipla, ou seja, a de realizar múltiplos testes de hipóteses com um nível de significância único, pode-se dizer que a sua aplicação mostrou resultados importantes e coerentes com os achados na literatura. A seleção das variáveis mais explicativas dos conglomerados espaciais possibilitou identificar potenciais fatores associados ao risco do recém-nascido de morrer nos primeiros dias de vida, que poderão dar margens a investigações mais analíticas, tanto no nível individual como no coletivo, e subsidiar os programas preventivos, contribuindo ao declínio da mortalidade infantil no município.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDES, N. & DAVIS, J.E. 1995. Linking public health data using geographic information system techniques: Alaskan community characteristics and infant mortality. *Statistics in Medicine*, 14:481-490.
- ANSELIN, L. 1992. SpaceStat Tutorial A workbook for using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data. Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown.
- BOULTON-JONES, C.; McILWAINE, G. & McINNENY, K. 1995. Teenage pregnancy and deprivation. *British Medical Journal*, 310(11):398-399.
- CLIFF, A.D. & ORD, J.K., 1981. *Spatial process: models and applications*. London, Pion.
- CORRÊA, R.L. 1996. *Trajetórias Geográficas*. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil.
- FIBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), 1994. *Censo Demográfico*. Brasil, 1991. Rio de Janeiro: FIBGE.
- FRASER, A.M.; BROCKERT, J.E. & WARD, R.H. 1995. Association of young maternal age with adverse reproductive outcomes. *The New England Journal of Medicine*, 332(17): 1114-1117.
- GEARY, R.C., 1954. The contiguity ratio and statistical mapping. *The incorporated statistician*, 5:115-145.
- GOLDSTEIN, H. 1995. *Multilevel Statistical Models*. London, Edward Arnold.
- GOULD, J.B.; HERRCHEN, B.; PHAN, T.; BERA, S. & BRINDIS, C. 1998. Small-area analysis: targeting high-risk areas for adolescent pregnancy prevention programs. *Family Planning Perspectives*, 30(4):173-176.

- HOX, J.J. 1995. *Applied Multilevel Analysis*. TT-Publikaties, Amsterdam.
- ISSLER, R.M.S.; GIUGLIANI, E.R.J.; KREUTZ, G.T.; MENESES, C.F.; JUSTO, E.B.; KREUTZ, V.M. & PIRES, M., 1996. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública*, 30(6):506-511.
- KAPLAN, G.A. 1996. People and places: Contrasting perspectives on the association between social class and health. *International Journal of Health Services*, 26:507-19.
- KAWACHI, I. & KENNEDY, B.P. 1997. Health and social cohesion: why care about income inequality? *British Medical Journal*, 314:1037-1040.
- LEAL, M.C. & SZWARCOWALD, C.L., 1996. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 – Análise por grupo etário segundo região de residência. *Revista de Saúde Pública*, 30(5):403-412.
- MAPINFO, 1994. *MapInfo Reference*. New York: MapInfo Corporation.
- MASSEY, D.S. 1996. The age of extremes: concentrated affluence and poverty in the twenty-first century. *Demography* 33:395-412.
- Mathsoft, 1996. *S+SPATIALSTATS User's Manual, Version 1.0*, Seattle: MathSoft, Inc.
- MAYER, J.D., 1983. The role of spatial analysis and geographic data in the detection of disease causation. *Social Science and Medicine*, 17:1212-1221.
- MENEZES, A.M.B.; VICTORA, C.G; BARROS, F.C.; ALBERNAZ, E.; MENEZES, F.S.; JANNKE, H.A.; ALVES, C. & ROCHA, C., 1996. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. *Cadernos de Saúde Pública*, 12(Supl. 1):79-86.
- MENEZES, A.M.B.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G; TOMASI, E.; HALPERN, R. & OLIVEIRA, A.L.B., 1998. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Revista de Saúde Pública*, 32(3):209-216.
- MORAN, P.A.P., 1950. Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37:17-23.
- RIP, M.R.; KEEN, C.S. & WOODS, D.L., 1987. Intra-urban variations of neonatal and post-neonatal mortality in a developing city. *Social Science and Medicine*, 25(8):889-894.
- ROTH, J.; HENDRICKSON, J. SCHILLING, M. & STOWELL, D.W. 1998. The risk of teen mothers having low birth weight babies: implications of recent medical research for school health personnel. *Journal of School Health*, 68(7):271-275.

- SASTRY, N. 1996. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography*, 33(2):211-229.
- Secretaria da Saúde e do Meio Ambiente, Governo do Estado do Rio Grande do Sul, 1998. *Mortalidade infantil no Rio Grande do Sul*, Boletim Epidemiológico, nº 5.
- SELLS, C.W. & BLUM, R.Wm. 1996. Morbidity and mortality among US adolescents: an overview of data and trends. *American Journal of Public Health*, 86(4):513-519.
- SEN, A., 1990. *Distribution of spatial correlation statistics*. Spatial Statistics: Past, Present and Future. Institute of Mathematical Geography.
- SLOGGETT, A. & JOSHI, H. 1998. Deprivation indicators as predictors of life events 1981-1992 based on the UK ONS longitudinal study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52:228-233.
- SPSS, 1995. *Base System Syntax Reference Guide*. Release 7.0. Chicago: SPSS Inc.
- WILKINSON, R.G. 1997. Comment: Income, inequality, and social cohesion. *American Journal of Public Health* 87:1504-1506.

Tabela 1: Coeficientes I de Moran, I padronizado e correspondentes níveis descritivos de significância

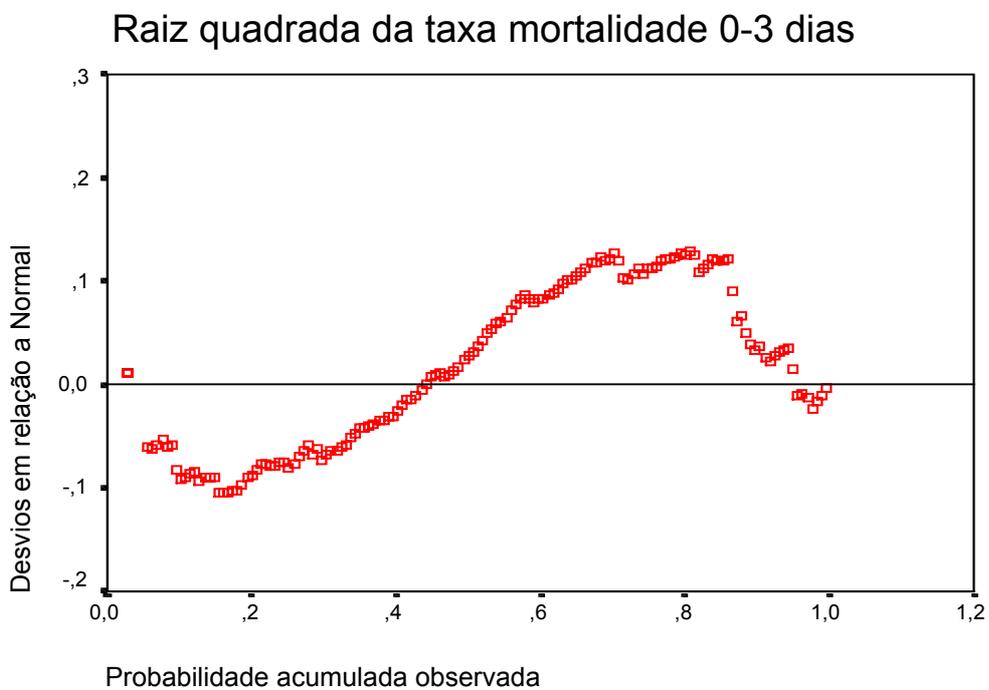
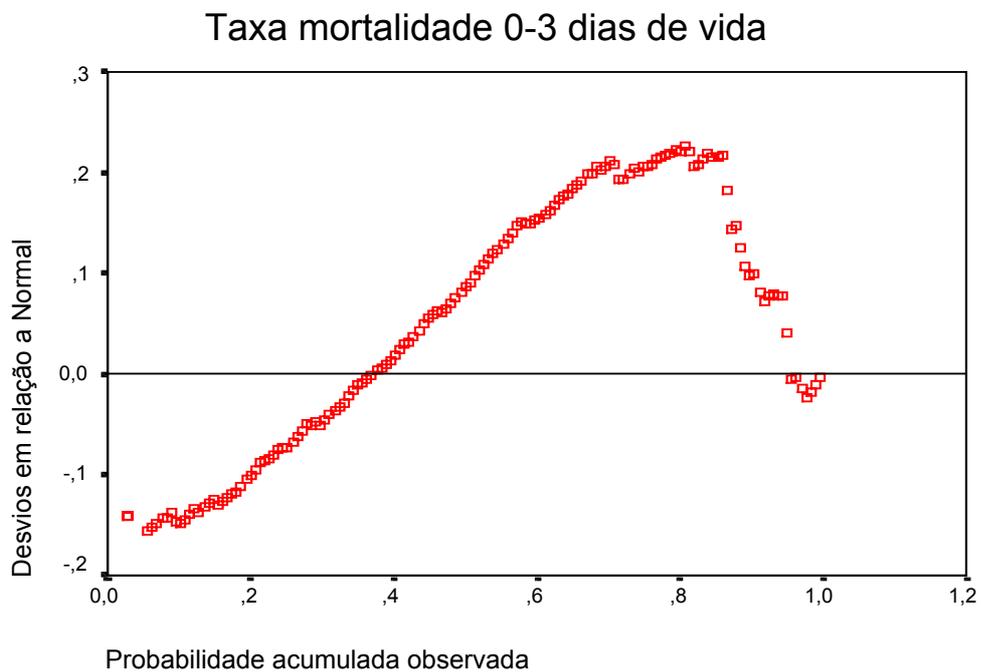
SEM AJUSTE	I	I padronizado	p
Raiz quadrada taxa mortalidade 0-3 dias	0,1303	2,7889	0,00528
1º PASSO: Taxa mortalidade 0-3 dias ajustada por	I	I padronizado	p
Proporção de mães adolescentes	0,0917	1,7215	0,08533
Proporção chefes com rendimento até um salário mínimo	0,0970	1,8143	0,06953
Proporção de mães que não fizeram pré-natal	0,1307	2,4046	0,01623
Proporção de partos cesáreos	0,1379	2,5307	0,01137
Proporção nascimentos em estabelecimentos privados	0,1583	2,8881	0,00387
Proporção de mulheres em idade fértil analfabetas	0,1626	2,9634	0,00304
Densidade de população favelada, por km ² , em 1996	0,1661	3,0247	0,00249
Proporção de pessoas residentes em favelas em 1996	0,1707	3,1053	0,00191
Coeficiente geral de natalidade, em 1996	0,1846	3,3487	0,00081
2º PASSO: Taxa mortalidade 0-3 dias ajustada por “proporção de mães adolescentes” e por:	I	I padronizado	p
Proporção de pessoas residentes em favelas em 1996	0,0892	1,6777	0,09361
Proporção chefes com rendimento até um salário mínimo	0,0895	1,6829	0,09238
Proporção de mulheres em idade fértil analfabetas	0,0912	1,7127	0,08694
Proporção de mães que não fizeram pré-natal	0,0913	1,7139	0,08655
Densidade de população favelada, por km ² , em 1996	0,0914	1,7162	0,08617
Proporção de partos cesáreos	0,0937	1,7565	0,07892
Proporção nascimentos em estabelecimentos privados	0,0980	1,8318	0,06691
Coeficiente geral de natalidade, em 1996	0,1165	2,1559	0,03113
3º PASSO: Taxa mortalidade 0-3 dias ajustada por “proporção de mães adolescentes”, por “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996” e por:	I	I padronizado	p
Proporção chefes com rendimento até um salário mínimo	0,0822	1,5549	0,12000
Proporção de mães que não fizeram pré-natal	0,0888	1,6714	0,09466
Proporção de mulheres em idade fértil analfabetas	0,0926	1,7365	0,08249
Coeficiente geral de natalidade, em 1996	0,0946	1,7714	0,07652
Proporção de partos cesáreos	0,1034	1,9264	0,05402
Densidade de população favelada, por km ² , em 1996	0,1040	1,9369	0,05286
Proporção nascimentos em estabelecimentos privados	0,1065	1,9807	0,04765

Tabela 2: Coeficientes de correlação entre os indicadores

	Raiz Quadrada taxa mortalidade nos três primeiros dias	Log neperiano proporção chefes com rendimento até um salário min.	Log neperiano proporção de partos cesáreos	Log neperiano proporção de mães adolescentes	Log neperiano proporção de mulheres analfabetas	Raiz quadrada densidade de pop. favel., 1996	Raiz quadrada da proporção de pessoas residentes em favelas, 1996	Raiz quadrada coeficiente geral natalidade	Proporção nascim. estabel. privados	Proporção mães que não fizeram pré-natal
Raiz quadrada taxa mortalidade nos três primeiros dias	1,000	0,335**	-0,313**	0,412**	0,161	0,025	0,122	0,055	-0,150	0,274**
Log neperiano proporção chefes com rendimento até um salário mínimo	0,335**	1,000	-0,836**	0,890**	0,669**	0,443**	0,556**	0,286**	-0,525**	0,785**
Log neperiano proporção de partos cesáreos	-0,313**	-0,836**	1,000	-0,826**	-0,742**	-0,503**	-0,585**	-0,309**	0,622**	-0,819**
Log neperiano proporção de mães adolescentes	0,412**	0,890**	-0,826**	1,000	0,609**	0,412**	0,537**	0,316**	-0,558**	0,726**
Log neperiano proporção de mulheres analfabetas	0,161	0,669**	-0,742**	0,609**	1,000	0,592**	0,792**	0,045	-0,467**	0,569**
Raiz Quadrada densidade de pop. favelada, 1996	0,025	0,443**	-0,503**	0,412**	0,592**	1,000	0,852**	-0,090	-0,543**	0,341**
Raiz quadrada da proporção de pessoas residentes em favelas, 1996	0,122	0,556**	-0,585**	0,537**	0,792**	0,852**	1,000	-0,056	-0,552**	0,379**
Raiz quadrada coeficiente geral de natalidade	0,055	0,286**	-0,309**	0,316**	0,045	-0,090	-0,056	1,000	-0,262**	0,263**
Proporção de nascim estabel. privados	-0,150	-0,525**	0,622**	-0,558**	-0,467**	-0,543**	-0,552**	-0,262**	1,000	-0,360**
Proporção mães que não fizeram pré-natal	0,274**	0,785**	-0,819**	0,726**	0,569**	0,341**	0,379**	0,263**	-0,360**	1,000

** Correlação é significativa no nível

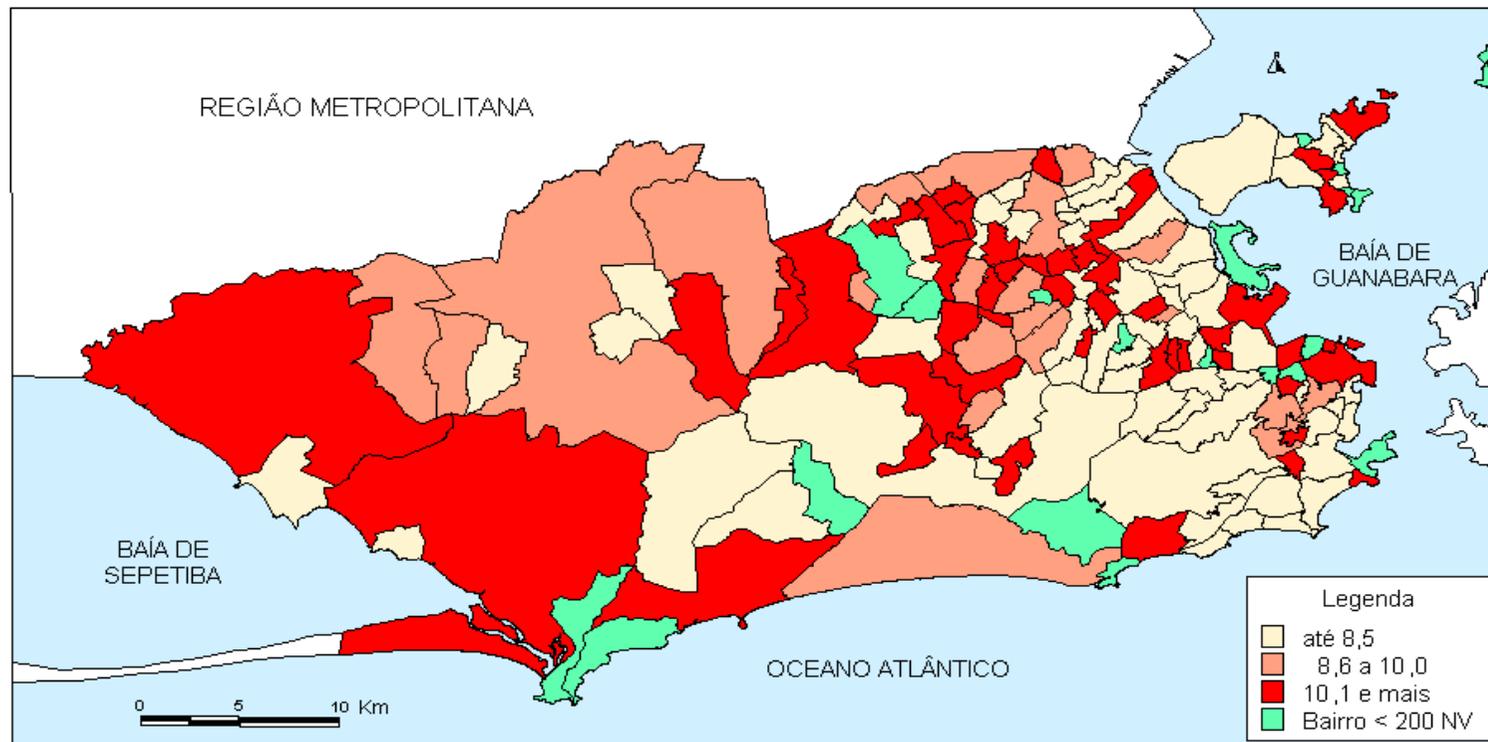
Figura 1: Desvios em relação ao gráfico de probabilidade da distribuição normal



BAIRROS DO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO (IPLANRIO)

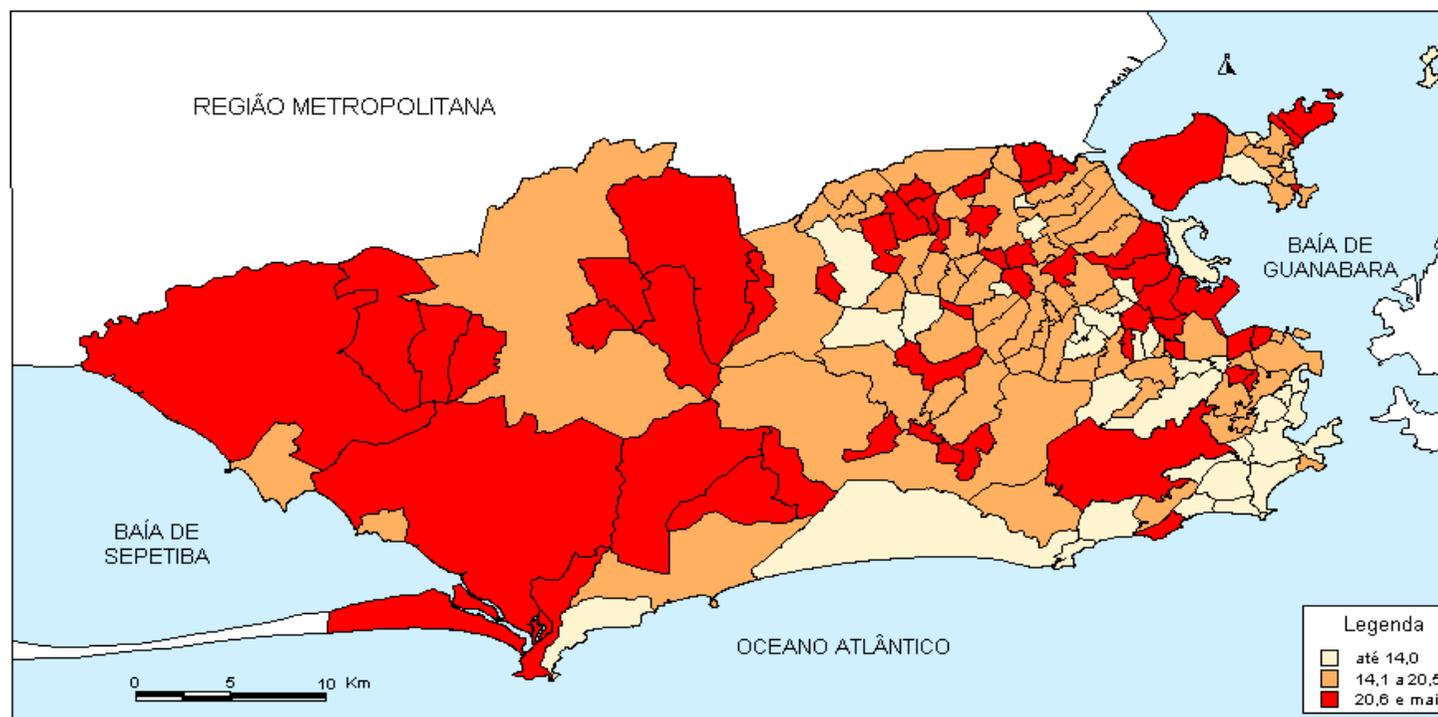
CÓDIGO	NOME DO BAIRRO	CÓDIGO	NOME DO BAIRRO	CÓDIGO	NOME DO BAIRRO
1	SAÚDE	52	MARIA DA GRAÇA	104	GALEÃO
2	GAMBOA	53	DEL CASTILHO	105	C. UNIVERSITÁRIA
3	STO. CRISTO	54	INHAÚMA	106	GUADALUPE
4	CAJU	55	ENGENHO RAINHA	107	ANCHIETA
5	CENTRO	56	TOMAS COELHO	108	PQ. ANCHIETA
6	CATUMBI	57	S. Fco. XAVIER	109	R.ALBUQUERQUE
7	RIO COMPRIDO	58	ROCHA	110	COELHO NETO
8	CIDADE NOVA	59	RIACHUELO	111	ACARI
9	ESTÁCIO	60	SAMPAIO	112	BARROS FILHO
10	S. CRISTÓVÃO	61	ENGENHO NOVO	113	COSTA BARROS
11	MANGUEIRA	62	LINS VASCONCELOS	114	PAVUNA
12	BENFICA	63	MÉIER	115	JACAREPAGUÁ
13	PAQUETÁ	64	TODOS OS SANTOS	116	ANIL
14	STA TERESA	65	CACHAMBI	117	GARDÊNIA AZUL
15	FLAMENGO	66	ENGENHO DENTRO	118	CIDADE DE DEUS
16	GLÓRIA	67	ÁGUA SANTA	119	CURICICA
17	LARANJEIRAS	68	ENCANTADO	120	FREGUESIA (JACAREP)
18	CATETE	69	PIEDADE	121	PECHINCHA
19	COSME VELHO	70	ABOLIÇÃO	122	TAQUARA
20	BOTAFOGO	71	PILARÉS	123	TANQUE
21	HUMAITÁ	72	VILA KOSMOS	124	PCA. SECA
22	URCA	73	VIC.CARVALHO	125	VILA VALQUEIRE
23	LEME	74	VILA DA PENHA	126	JOÁ
24	COPACABANA	75	VISTA ALEGRE	127	ITANHANGA
25	IPANEMA	76	IRAJÁ	128	BARRA DA TIJUCA
26	LEBLON	78	CAMPINHO	129	CAMORIM
27	LAGOA	79	Q. BOCAIÚVA	130	VARGEM PEQUENA
28	JD.BOTÂNICO	80	CAVALCANTI	131	VARGEM GRANDE
29	GÁVEA	81	ENG. LEAL	132	REC. BANDEIRANTES
30	VIDIGAL	82	CASCADURA	133	GRUMARI
31	S. CONRADO	83	MADUREIRA	134	DEODORO
32	PCA. BANDEIRA	84	VAZ LOBO	135	VILA MILITAR
33	TIJUCA	85	TURIAÇU	136	CAMPO AFONSOS
34	ALTO BOA VISTA	86	ROCHA MIRANDA	137	JD.SULACAP
35	MARACANÃ	87	HONÓRIO GURGEL	138	MAG.BASTOS
36	VILA ISABEL	88	OSWALDO CRUZ	139	REALENGO
37	ANDARAÍ	89	BENTO RIBEIRO	140	PADRE MIGUEL
38	GRAJAÚ	90	MAL. HERMES	141	BANGU
39	MANGUINHOS	91	RIBEIRA	142	SEM. CAMARA
40	BONSUCESSO	92	ZUMBI	143	SANTÍSSIMO
41	RAMOS	93	CACUIA	144	CAMPO GRANDE
42	OLARIA	94	PITANGUEIRAS	145	SEM.VASCONCELOS
43	PENHA	95	PR. BANDEIRA	146	INHOAÍBA
44	PENHA CIRCULAR	96	COCOTA	147	COSMOS
45	BRÁS DE PINA	97	BANCÁRIOS	148	PACIÊNCIA
46	CORDOVIL	98	FREGUESIA (ILHA)	149	SANTA CRUZ
47	PARADA LUCAS	99	JD. GUANABARA	150	SEPETIBA
48	VIGÁRIO GERAL	100	JD. CARIOCA	151	GUARATIBA
49	JD.AMÉRICA	101	TAUÁ	152	B. DE GUARATIBA
50	HIGIENÓPOLIS	102	MONERO	153	PEDRA GUARATIBA
51	JACARÉ	103	PORTUGUESA		

Figura 2: Taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida (/1000 NV)
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-1996



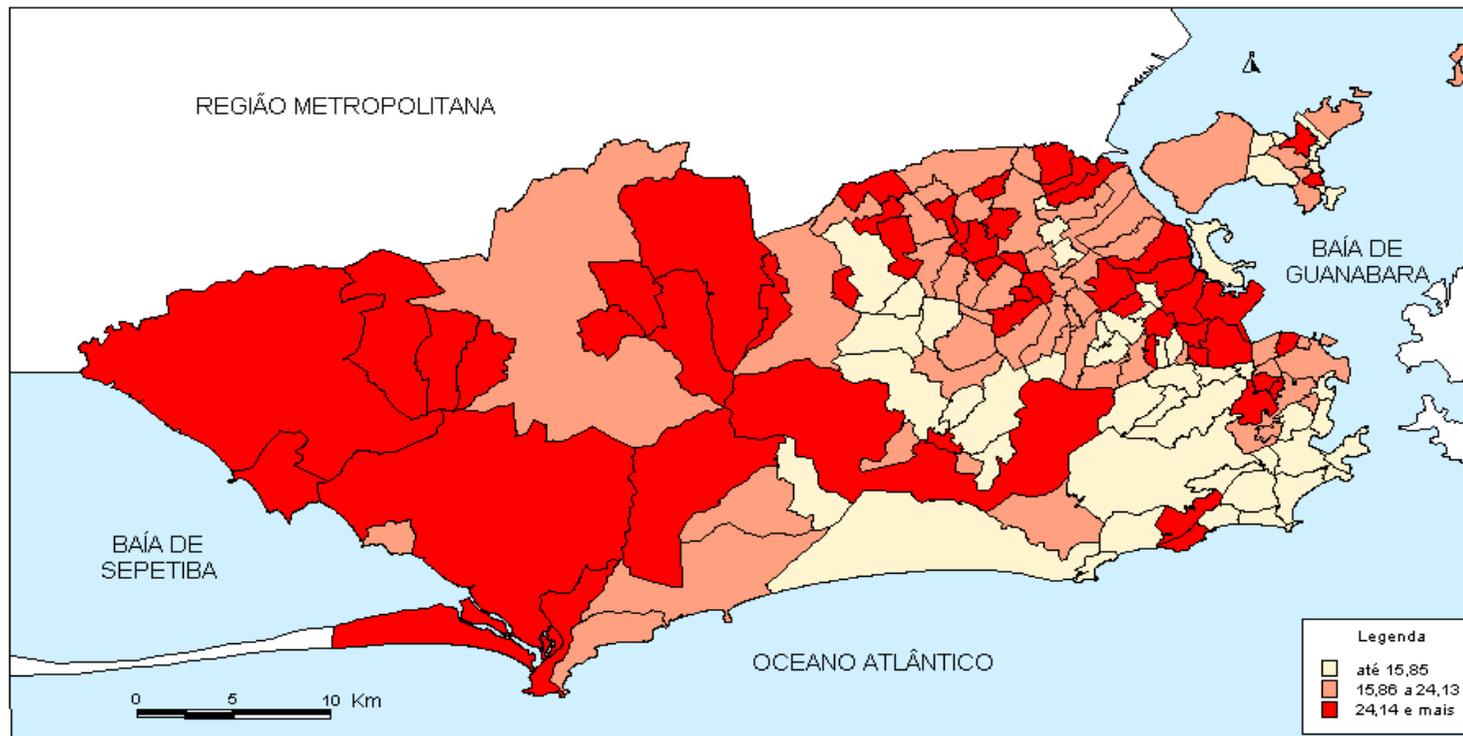
Fonte: SMS-RJ e SIG-Fiocruz

**Figura 3: Distribuição geográfica da proporção de mães adolescentes de 10 a 19 anos
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1995-96**



Fonte: SMS-RJ e SIG-FIOCRUZ

**Figura 4: Distribuição geográfica da proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo
Bairros do Município do Rio de Janeiro, 1991**



Fonte: FIBGE, 1991

ANEXO 1

PROCEDIMENTO PASSO A PASSO PARA A SELEÇÃO DE VARIÁVEIS MAIS EXPLICATIVAS DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Em um modelo clássico de regressão linear,

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

O vetor de erros $\boldsymbol{\varepsilon}$ tem supostamente distribuição normal com média $\mathbf{0}$ e matriz de variâncias-covariâncias $\sigma^2\mathbf{I}$.

Entretanto, o vetor \mathbf{e} , estimador de mínimos quadrados do vetor $\boldsymbol{\varepsilon}$ tem matriz de variâncias-covariâncias igual a:

$$E(\mathbf{ee}') = \sigma^2[\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']$$

que não é uma matriz diagonal. Ou seja, os resíduos estimados após o ajuste do modelo linear são correlacionados, existindo ou não autocorrelação espacial.

Segue-se que para os resíduos de uma regressão, os valores dos momentos do coeficiente de Moran I não são aqueles dados pelas fórmulas descritas no texto (seção Material e Métodos, fórmulas (1) e (2), Artigo 2).

O objetivo deste anexo é mostrar as alterações para o cálculo do coeficiente I padronizado. As alterações a serem feitas são nos momentos de I, segundo as seguintes fórmulas (Cliff & Ord, 1981):

$$E(I) = -\frac{n \operatorname{tr}(\mathbf{A})}{(n-k)S_0}$$

$$\operatorname{var}(I) = \frac{n^2}{S_0^2(n-k)(n-k+2)} \left\{ S_1 + 2 \operatorname{tr}(\mathbf{A}^2) - \operatorname{tr}(\mathbf{B}) - \frac{2 [\operatorname{tr}(\mathbf{A})]^2}{n-k} \right\}$$

onde

$$S_0 = \sum_i^n \sum_j^n w_{ij} \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_i^n \sum_j^n (w_{ij} + w_{ji})^2$$

Para a estimação da variância, Cliff & Ord (1981) propuseram um procedimento com 5 etapas descritas abaixo:

Etapa 1: Formar a matriz

$$\mathbf{U} = \frac{1}{2}(\mathbf{W} + \mathbf{W}')$$

se \mathbf{W} não for uma matriz simétrica, onde \mathbf{W} é a matriz de ponderações espaciais.

Etapa 2: Calcular $\mathbf{Z} = \mathbf{UX}$

Etapa 3: Calcular o produto das matrizes

$$\mathbf{C}_1 = \mathbf{X}'\mathbf{Z} \text{ e } \mathbf{C}_2 = \mathbf{Z}'\mathbf{Z}$$

Etapa 4: Calcular $\mathbf{G} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ e formar as matrizes

$$\mathbf{A} = \mathbf{GC}_1, \mathbf{B} = \mathbf{GC}_2 \text{ e } \mathbf{A}^2$$

Etapa 5: Calcular os traços das matrizes formadas na etapa 4.

No nosso caso, a matriz de vizinhanças espaciais (\mathbf{W}) é simétrica e portanto $\mathbf{U} = \mathbf{W}$. Esta matriz é um objeto do SPlus, mas considera apenas os pares com ponderações diferentes de zero. Por isso, foi necessário elaborar um programa em linguagem C para formar uma matriz ($n \times n$). O programa é dado a seguir:

```
#include<stdio.h>
#include<math.h>
#define N 789

int main(void)
{
double w[N],x4[N];
int x1[N],x2[N],x3[N],t,i,j,n,i2,ni,d;

for(i=0;i<154;i++){
w[i]=0;
}
i2=1;

for(n=0;n<N;++n){
```

```

scanf("%d%d%d%d%lf%d",&x1[n],&x2[n],&x3[n],&x4[n],&t);
ni=x2[n];
d=ni-i2;
/*printf("%4d %4d\n",ni,i2);*/
if(d>0)
{
for(i=1;i<154;i++){
printf("%3.2f ",w[i]);}
for(i=0;i<154;i++){
w[i]=0;}
printf("\n");
}
j=x3[n];
w[j]=x4[n];
i2=ni;
}
for(i=1;i<154;i++){
printf("%3.2f ",w[i]);}
return(0);
}

```

A matriz **X** é também um objeto do SPlus.

A partir da definição completa da matriz **W**, utilizou-se o SPlus para calcular as matrizes **A**, **B**, **A²** e seus respectivos traços.

Dadas essas fórmulas, como para cada variável independente considerada teve que se repetir o cálculo do I padronizado, elaborou-se um outro programa em linguagem C, o qual encontra-se descrito a seguir:

```

#include<stdio.h>
#include<math.h>

int main(void)
{
double s0,s1,sw2,ta,tb,ta2,i,ei,var,ip;
int n,k;

```

```
scanf("%d%d%lf%lf%lf%lf%lf%lf",&n,&k,&s0,&sw2,&ta,&tb,&ta2,&i);
ei=-n*ta/((n-k)*s0);
s1=2*sw2;
var=n*n*(s1+2*ta2-tb-(2*ta*ta/(n-k)))/(s0*s0*(n-k)*(n-k+2));
ip=(i-ei)/sqrt(var);
printf("%8.5f %8.5f %8.5f",ei,var,ip);
return(0);
}
```

IV. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Para o desenvolvimento do presente trabalho, partiu-se de uma hipótese inicial de investigação, para a qual se pressupôs que fatores de natureza diversa são associados à mortalidade neonatal precoce, fatores estes que se relacionam tanto à assistência médico-hospitalar ao parto e à atenção pré-natal, como também às condições socioeconômicas da mãe, seja por meio dos atributos da área de residência da mãe, no nível coletivo, seja por intermédio das características da mãe, no nível individual, como a idade, o grau de instrução, e o estilo de vida.

Os resultados da análise exploratória espacial realizada com a mortalidade nos três primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, de 1995 a 1996, favorecem fortemente a hipótese inicial da pesquisa, em vários sentidos.

Primeiramente, a análise mostrou a existência de variações espaciais que evidenciam as desigualdades intra-urbanas na taxa de mortalidade neonatal precoce, nos três primeiros dias de vida, sendo encontrados dois aglomerados de bairros, em regiões distintas da cidade, com taxas mais elevadas que os demais bairros. Um dos aglomerados situa-se na Zona-Oeste, é composto por bairros que têm situação socioeconômica precária, e caracteriza-se pelo baixo nível de escolaridade das mães, por grandes proporções de mães adolescentes, pela ausência de acompanhamento pré-natal por expressiva parcela das gestantes e pelo difícil acesso aos estabelecimentos de saúde, em termos da distância da área de residência até a maternidade pública mais próxima. Já o segundo conglomerado é descrito por indicadores semelhantes aos obtidos para a totalidade do município, e as taxas elevadas são relacionadas à qualidade da assistência médico-hospitalar prestada por determinados estabelecimentos de saúde.

A existência de dependência espacial na taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida, obtidos através da análise estatística espacial, complementa os achados anteriores, pois estes resultados significam que a distribuição geográfica deste indicador não é aleatória.

O procedimento passo a passo para a seleção dos fatores mais explicativos dos conglomerados geográficos, usado na análise estatística espacial, resultou na escolha da proporção de mães adolescentes como a variável mais relevante. Por sua vez, a análise de correlações, no nível ecológico

de bairros, mostrou fortes e significativas associações entre a falta de atenção pré-natal, a proporção de mães adolescentes, o grau de escolaridade e a concentração de pobreza do bairro de residência.

Na literatura, vários estudos apontam para a associação entre gravidez na adolescência e vários desfechos adversos. Orvos *et al.* (1999), para estabelecer os efeitos da gravidez na adolescência em relação à mortalidade perinatal, realizaram um estudo retrospectivo, na Hungria, de todas as mães com menos de 18 anos de idade e com mais de 24 semanas completas de gestação, entre 1991 e 1996. Foi evidenciado que quanto mais nova a mãe, maior o risco de ter um desfecho desfavorável, destacando-se a necessidade de melhorar os cuidados pré-natais e intensificar a atenção durante o parto entre as mães adolescentes. Adicionalmente, os autores recomendam a implementação de programas sociais, dirigidos especificamente aos jovens de baixo nível socioeconômico, para a prevenção da gestação precoce.

Em vertente complementar, Stern (1997) examina a gravidez na adolescência como um problema sério de saúde pública não só pelos efeitos adversos na saúde da mãe e da criança mas igualmente pela sua contribuição à persistência da pobreza. O mecanismo explicativo de transmissão da pobreza recai no argumento de que a gestação precoce corta as possibilidades de uma educação completa da mãe, limita suas possibilidades de um emprego bem remunerado, o que, por sua vez, reduz o acesso de recursos que lhe permitiriam dar uma educação adequada a seus filhos, de tal modo que esta situação se perpetua como um círculo vicioso. Alguns exemplos que comprovam esse argumento são citados pelo mesmo autor que aponta que a gravidez na adolescência tende a repetir-se por gerações sucessivas, a conduzir a uniões instáveis e a famílias chefiadas por mulheres, e a se refletir nas condições precárias de educação dos filhos.

Com relação à assistência pré-natal, como já visto, anteriormente, no interior do presente trabalho, a sua importância é consagrada tanto no âmbito nacional como no internacional (Schooll *et al.*, 1994; Macharelli & Oliveira, 1991; Menezes *et al.*, 1998). As discussões atuais referem-se ao momento de início do pré-natal e ao número adequado de consultas (Halpern *et al.*, 1998; Hieu & Chongsuvivatwong, 1997). Hill (1999) enfatizou a importância da atenção pré-natal iniciando no primeiro trimestre de gravidez para obtenção de melhores desfechos.

Em relação aos aspectos metodológicos, a nossa análise foi desenvolvida por meio da elaboração de indicadores originais e a introdução de algumas técnicas específicas não utilizadas, freqüentemente, nos estudos epidemiológicos.

Nesse contexto, destaca-se, primeiramente, no nível da Região Administrativa (RA), o indicador “distância ponderada de atendimento ao parto” (medido em km) cuja finalidade é calcular a distância percorrida por uma gestante da sua RA de residência até a RA onde foi realizado o parto. Foi demonstrado que parturientes que residem em certas áreas da cidade têm que percorrer grandes distâncias para o atendimento, enquanto outras são beneficiadas por um percurso mais curto. Esse indicador serviu para chamar a atenção para a não homogeneidade da distribuição geográfica dos estabelecimentos de saúde, pois foi constatado que algumas Regiões Administrativas são detentoras de grande número de hospitais, enquanto outras sofrem pela carência desses.

Em segundo lugar, evidencia-se a inclusão de um método de padronização por intermédio de um modelo de regressão linear múltipla. Partindo do mesmo pressuposto que embasa o método epidemiológico tradicional de padronização de taxas de mortalidade, para o qual supõe-se que as taxas só devem ser comparadas após o ajuste das composições populacionais, a regressão múltipla permitiu comparar taxas hospitalares de mortalidade de 0-3 dias, controlando as diferenças da clientela atendida nos distintos estabelecimentos de saúde.

Esse procedimento de padronização das taxas hospitalares de mortalidade nos três primeiros dias de vida, embora com algumas restrições, forneceu resultados interessantes no sentido de identificar estabelecimentos de saúde que antes da padronização possuíam altas taxas de mortalidade, mas que após o procedimento, apresentaram valores que se aproximaram da taxa municipal. Em consistência aos achados anteriores, esses resultados levaram-nos a inferir que as mortes infantis em momentos próximos ao parto não ocorrem apenas por falhas na assistência hospitalar, mas são reflexos de um contexto onde são ressaltadas as desigualdades sociais, caracterizadas aqui pelo acompanhamento pré-natal inadequado, educação incompleta das mulheres e gestação na adolescência.

Por outro lado, em situação oposta, foram identificados alguns estabelecimentos de saúde que antes do procedimento de padronização apresentaram taxas de mortalidade relativamente baixas, mas que após o ajuste, passaram a ter magnitude elevada, acima do valor médio observado para a

totalidade do município. Ou seja, se as parturientes atendidas em determinados hospitais tivessem as mesmas características que a população de parturientes do Rio de Janeiro, em termos dos fatores considerados para o ajuste, as taxas desses estabelecimentos seriam bem mais elevadas do que a da população geral. Apesar de reconhecer as limitações do procedimento de padronização, que se restringiu às variáveis associadas aos resultados adversos do recém-nascido presentes no SINASC, os resultados sugerem que esses hospitais merecem investigação específica em relação à assistência prestada ao parto.

Ainda em relação à metodologia, ressalta-se a importância da utilização de um Sistema de Informações Geográficas (SIG) em paralelo às técnicas de análise espacial, que se mostraram essenciais para o desenvolvimento do presente trabalho. Através do SIG foram identificados aglomerados de bairros que apresentaram elevadas taxas de mortalidade, constituindo-se, assim, em uma ferramenta relevante para estabelecer as variações geográficas intra-urbanas da mortalidade neonatal precoce no município do Rio de Janeiro.

A importância do uso de um SIG para identificar fatores potenciais de risco tem sido apontada em vários trabalhos recentes. Dentre eles, destaca-se o desenvolvido por Crosse *et al.* (1997), que estabeleceu a distribuição geográfica da proporção de baixo peso ao nascer, na cidade de London, Canadá, considerando como unidades de análise os setores censitários. Os autores concluíram que a aproximação metodológica utilizada permitiu estabelecer com mais propriedade fatores de risco locais, das pequenas áreas, sendo, portanto, fundamental para o desenvolvimento de estratégias locais de prevenção do baixo peso ao nascer.

Complementando a análise geográfica, as técnicas de análise espacial deram o respaldo estatístico necessário aos achados mediante o uso da metodologia de Cliff & Ord (1981) e da utilização de um procedimento passo a passo para a seleção dos fatores explicativos dos conglomerados espaciais, implementando a idéia pioneira de Anselin (1992). A esse respeito, vale dizer que esse procedimento será objeto de estudo mais aprofundado, visando detectar, em cada passo, se a variável contribui significativamente para a diferença entre as covariâncias espaciais, obtidas em passos consecutivos (Szwarcwald *et al.*, 1999).

Além dos resultados encontrados no presente trabalho, evidencia-se que o estudo possibilitou também levantar algumas hipóteses de investigação tanto no nível individual, no dos estabelecimentos de saúde, como no da comunidade.

No que se refere ao nível individual, pôde-se apontar para a importância de desenvolver um estudo entre as gestantes adolescentes, buscando-se explicar as relações entre as características próprias da adolescência e os efeitos adversos do recém-nascido. Adicionalmente, dada a distribuição geográfica não homogênea dos hospitais que atendem para o parto, e, em decorrência, as grandes distâncias que algumas parturientes têm que percorrer para o atendimento ao parto, considera-se que a análise do percurso da parturiente até o nascimento da criança, incluindo distância, meios de transporte, procura de vaga para internação, entre outros, poderia fornecer contribuições relevantes ao problema da mortalidade perinatal.

Já no nível do estabelecimento de saúde, estabeleceu-se que seria apropriado avaliar a qualidade da assistência prestada ao parto em determinados estabelecimentos de saúde que, mesmo após o procedimento de padronização, permaneceram com elevadas taxas hospitalares de mortalidade em período próximo ao momento do nascimento.

Quanto às investigações no nível da comunidade, julga-se fundamental identificar as falhas na atuação dos programas de atenção materno-infantil vigentes nas comunidades carentes, para que melhores resultados possam ser alcançados mediante estratégias locais de implementação das ações.

No que diz respeito às limitações do nosso trabalho, vale dizer que muitas delas foram citadas anteriormente, nos artigos que compõem esta dissertação. Entretanto, vale destacar mais uma vez que este estudo é de base secundária, restringindo-se ao estudo das variáveis constantes no formulário de nascido vivo (SINASC), que nem sempre se constituem no melhor conjunto de variáveis para determinadas inferências, assim como, dentre as variáveis disponíveis, nem sempre a categorização, pré-estabelecida no preenchimento do formulário, é a desejada. Um exemplo refere-se à variável “atendimento pré-natal” que, subdividida em categorias no formulário, não permite calcular o número médio de consultas. Erros no preenchimento do peso ao nascer também não puderam ser considerados.

Por fim, acrescenta-se que objetivou-se com este trabalho, identificar fatores que pudessem contribuir à redução da mortalidade neonatal precoce no

Município do Rio de Janeiro. Verificou-se que as características individuais das mães, os atributos da área de residência, a atenção pré-natal adequada e a qualidade da assistência médico-hospitalar prestada são inter-relacionados e desempenham papel importante nesse processo.

Todavia, é preciso ter em mente que é fundamental que a mãe esteja disposta a participar dos programas de prevenção oferecidos pelos serviços de saúde, a fim de que bons resultados possam ser alcançados. Segundo Sen (1999) “O público tem que ser visto não somente como um paciente, mas também como um agente de mudança”.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANSELIN, L. 1992. SpaceStat Tutorial A workbook for using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data. Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown.
- CLIFF, A.D. & ORD, J.K., 1981. *Spatial process: models and applications*. London, Pion.
- CROSSE, E.A.; ALDER, R.J.; OSTBYE, T. & CAMPBELL, M.K., 1997. Small area variation in low birthweight: looking beyond socioeconomic predictors, *Canadian Journal of Public Health*, 88(1):57-61.
- HALPERN, R.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G. & TOMASI, E., 1998. Atenção pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993, *Cadernos de Saúde Pública*, 14(3):487-492.
- HIEU, NT & CHONGSUWIVATWONG, V, 1997. Impact of prenatal care on perinatal mortality, *Southeast Asian Journal of Tropical Medicine and Public Health*, 28(1):55-61.
- HILL, W.C., 1999. Jumping the broom toward eliminating health disparities, *American Journal of Obstetrics and Gynecology*, 180(6): 1315-1321.
- MARCHARELLI, C.A. & OLIVEIRA, L.R., 1991. Perfil de risco de óbito de crianças menores de um ano residentes em localidade do Estado de São Paulo, Brasil, 1987, *Revista de Saúde Pública*, 25(2):121-128.
- MENEZES, A.M.B.; BARROS, F.C.; VICTORA, C.G; TOMASI, E.; HALPERN, R. & OLIVEIRA, A.L.B., 1998. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993, *Revista de Saúde Pública*, 32(3):209-216.
- ORVOS, H.; NYIRATI, I.; HAJDÚ, J.; PÁL, A.; NYÁRI, T. & KOVÁCS, L., 1999. Is adolescent pregnancy associated with adverse perinatal outcome?, *Journal of Perinatal Medicine*, 27(1):199-203.
- SCHOOL, T.O.; HEDIGER, M.L. & BELSKY, D.H., 1994. Prenatal care and maternal health during adolescent pregnancy: a review and meta-analysis, *Journal of Adolescent Health*, 15:444-456.
- SEN, A., 1999. Health in development. *Bulletin of the World Health Organization*, 77(8):619-623.
- STERN, C., 1997. El embarazo en la adolescencia como problema público: una visión crítica, *Salud Publica de Mexico*, 39(2):137-143.
- SZWARCWALD, C.L.; ANDRADE, C.L.T. & NOBRE, F.F., 1999. The analysis and interpretation of disease clusters and ecological studieseographic. *Imperial College School of Medicine*, 16-17 dez, Norfolk Place, Londres, Inglaterra.