

OTALIBA LIBÂNIO DE MORAIS NETO

**PADRÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE INFANTIL EM GOIÂNIA-GOIÁS, NAS
COORTES DE NASCIDOS VIVOS ENTRE 1992 E 1996**

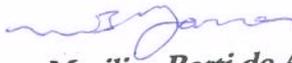
**CAMPINAS
2002**

UNICAMP
BIBLIOTECA CENTRAL

UNICAMP
BIBLIOTECA CENTRAL
SEÇÃO CIRCULANTE

OTALIBA LIBÂNIO DE MORAIS NETO

Este exemplar corresponde à versão final da Tese de Doutorado, apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Saúde Coletiva da Faculdade de Ciências Médicas da UNICAMP, para obtenção do Título de Doutor em Saúde Coletiva. Campinas, 06 de Fevereiro de 2002.


Prof. Dra. Marilisa Berti de Azevedo Barros
Orientadora

PADRÃO ESPACIAL DA MORTALIDADE INFANTIL EM GOIÂNIA-GOIÁS, NAS COORTES DE NASCIDOS VIVOS ENTRE 1992 E 1996

Tese de Doutorado apresentada à Pós-Graduação da Faculdade de Ciências Médicas da Universidade Estadual de Campinas para obtenção do título de Doutor em Saúde Coletiva.

ORIENTADORA: PROFA. DRA. MARILISA BERTI DE AZEVEDO BARROS

**CAMPINAS
2002**

UNIDADE BE
Nº CHAMADA T/UNICAMP
M792p
V _____ EX _____
TOMBO BC/ 50003
PROC 16-837102
C _____ DX _____
PREÇO R\$ 11,00
DATA _____
Nº CPD _____

CM00170706-B

BIB ID 248384

**FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA FACULDADE DE CIÊNCIAS MÉDICAS
UNICAMP**

M791p
M792p

Morais Neto, Otaliba Libânio de
Padrão espacial da mortalidade infantil em Goiânia-Goiás, nas
coortes de nascidos vivos entre 1992 e 1996 / Otaliba Libânio de
Morais Neto. Campinas, SP : [s.n.], 2002.

Orientador : Marilisa Berti de Azevedo Barros
Tese (Doutorado) - Universidade Estadual de Campinas. Faculdade
de Ciências Médicas.

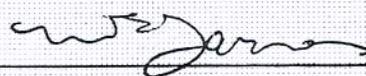
1. Mortalidade infantil. 2. Neonatologia. 3. Análise espacial
(Estatística). I. Marilisa Berti de Azevedo Barros. II. Universidade
Estadual de Campinas. Faculdade de Ciências Médicas. III. Título.

Banca examinadora da tese de Doutorado

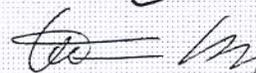
Orientador: Profa. Dra. Marilisa Berti de Azevedo Barros

Membros:

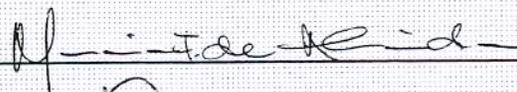
1. Profa. Dra. Marilisa Berti de Azevedo Barros



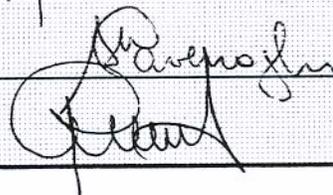
2. Prof. Dr. Christovam de Castro Barcellos Neto



3. Profa. Dra. Márcia Furquim de Almeida



4. Profa. Dra. Suzana Marta Cavenaghi



5. Prof. Dr. Marcos Cesar Ferreira

Curso de pós-graduação Saúde Coletiva da Faculdade de Ciências Médicas da Universidade Estadual de Campinas.

Data: 06/02/2002

0023064

Aos meus pais, Antônio e Irma.

Aos meus filhos, João Pedro e Mateus.

À Sônia, companheira de todos os
momentos.

AGRADECIMENTOS

A realização deste trabalho só foi possível graças à colaboração direta e indireta de muitas pessoas. Agradeço a todas elas e, de forma particular,:

à Professora Doutora Marilisa Berti Azevedo Barros, pelo respeito e carinho agregados à orientação competente, e pela convivência nos últimos oito anos;

à Universidade Federal de Goiás, por ter me possibilitado a realização deste curso de doutorado, e em especial, aos colegas do Departamento de Saúde Coletiva, representados pelos chefes, Profa. Ledice Inácia Pereira Araújo e Prof. Mauro Elias Mendonça;

à Profa. e colega Dra. Celina Maria Turchi Martelli, pela importante contribuição durante a elaboração desta tese;

à Superintendência de Ações Básicas de Saúde da Secretaria Estadual de Saúde do Estado de Goiás, em especial ao Dr. Gélcio Sisteroli de Carvalho e a Sônia Maria Oliveira Bezerra, pelo apoio e fornecimento dos arquivos de dados do SIM e SINASC;

à Divisão de Informações em Saúde da Secretaria Municipal de Saúde de Goiânia, em especial a Maria Ana Rezende e Carlos Silva, pelo apoio e fornecimento dos arquivos de dados do SIM e SINASC e fotocópias dos documentos;

ao colega João Bosco Siqueira Júnior pela colaboração na análise de estatística espacial;

à estudante Aline Cristina de Andrade, à psicóloga Noemi de Assis e ao técnico em computação João B. Peres Júnior, pela valiosa contribuição na fase de coleta, conferência, codificação e digitação dos dados.

e, finalmente, à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro, na forma de bolsa de estudos para a realização do doutorado.

SUMÁRIO

LISTA DE QUADROS	xiii
LISTA DE FIGURAS	xv
LISTA DE ABREVIATURAS	xxi
RESUMO.....	xxiii
INTRODUÇÃO	01
Tendência da mortalidade infantil.....	01
Concepção de espaço geográfico nos estudos epidemiológicos	04
Mortalidade infantil e diferenciais no espaço urbano	22
A contribuição dos Sistemas de Informação Geográfica.....	28
Análise de dados espaciais em saúde	29
OBJETIVOS	45
Objetivo Geral.....	45
Objetivos específicos.....	45
MATERIAL E MÉTODOS	47
Área e População de estudo	47
Fonte de dados	47
Relacionamento entre bancos de dados	48
Banco de dados tabulares.....	49
Georreferenciamento	49
Mapas digitais	55
Delineamento do estudo	55
Análise de dados espaciais.....	55

Sumarização e visualização dos dados	56
- Análise exploratória dos dados.....	57
- Média móvel espacial.....	57
- Estimativa Bayesiana empírica.....	58
Autocorrelação espacial global.....	59
Diagrama de espalhamento de Moran (Moran Scatterplot)	61
Autocorrelação espacial local.....	62
Estatística Espacial Scan (Spatial Scan Statistic).....	63
RESULTADOS.....	65
Análise exploratória da mortalidade infantil.....	65
Autocorrelação espacial.....	97
Autocorrelação espacial global.....	97
Diagrama de espalhamento de Moran	99
Autocorrelação espacial local.....	101
Estatística espacial scan.....	133
DISCUSSÃO	145
Visualização e sumarização dos dados.....	145
Autocorrelação espacial.....	155
Identificação de aglomerados de alto e baixo risco de mortalidade infantil.....	156
Correlação entre os resultados observados e a organização do espaço urbano de Goiânia.....	177
Comparação dos resultados com outros estudos nacionais e internacionais	178
SUMMARY	183
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	185
APÊNDICE.....	193
Apêndice A. Número de óbitos infantis, nascidos vivos e probabilidade de morte por distrito urbano de planejamento	193

LISTA DE QUADROS

Quadro 1. Número de óbitos infantis e nascidos vivos segundo a coorte de nascimento	65
Quadro 2. Óbitos, nascidos vivos, probabilidade de morte e distritos urbanos segundo quartis de risco de morte no período neonatal	71
Quadro 3. Óbitos, nascidos vivos, probabilidade de morte e distritos urbanos segundo quartis de risco de morte no período pós-neonatal.....	76
Quadro 4. Análise de autocorrelação espacial global da probabilidade de morte observada e estimativa bayesiana empírica nos períodos neonatal e pós-neonatal nos distritos urbanos de Goiânia, 1992-1996.....	98
Quadro 5. Análise de autocorrelação espacial global da probabilidade de morte observada e estimativa Bayesiana empírica nos períodos neonatal nos distritos urbanos de Goiânia, 1992-1996. Sem a interferência do distrito 56.....	99
Quadro 6. Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$)	134
Quadro 7. Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$). Excluindo-se os distrito 56 (extremo de alto risco)	135
Quadro 8. Probabilidade de morte pós-neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$).....	136

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Distritos urbanos de planejamento - Goiânia, 1996	51
Figura 2. Regiões administrativas de Goiânia, 1996.....	53
Figura 3. Nascidos vivos - Diagrama de ramos e folhas	67
Figura 4. Óbitos neonatais - Diagrama de ramos e folhas.....	68
Figura 5. Óbitos pós-neonatais - Diagrama de ramos e folhas	69
Figura 6. Probabilidade de morte neonatal.....	72
Figura 7. Probabilidade de morte observada no período neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	73
Figura 8. Probabilidade de morte pós-neonatal	77
Figura 9. Probabilidade de morte observada no período pós-neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	79
Figura 10. Média móvel espacial – Período neonatal	82
Figura 11. Média móvel espacial – Período pós-neonatal.....	83
Figura 12. Probabilidade de morte no período neonatal, média móvel espacial. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	85

Figura 13. Probabilidade de morte no período pós-neonatal, média móvel espacial. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	87
Figura 14. Probabilidade de morte neonatal – Estimativa bayesiana empírica	90
Figura 15. Probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	91
Figura 16. Probabilidade de morte pós-neonatal – Estimativa bayesiana empírica.....	94
Figura 17. Probabilidade de morte no período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	95
Figura 18. Probabilidade de morte neonatal observada, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	105
Figura 19. Probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	107
Figura 20. Probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica,* diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	109
Figura 21. Probabilidade de morte no período pós-neonatal observada, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	111
Figura 22. Probabilidade de morte no período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	113

Figura 23. Índice de Moran local, probabilidade de morte no período neonatal observada. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	115
Figura 24. Índice de Moran local, probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	117
Figura 25. Índice de Moran local, probabilidade de morte no período neonatal observada.* Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	119
Figura 26. Índice de Moran local, probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica.* Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	121
Figura 27. Estatística G_i^* , probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	123
Figura 28. Estatística G_i^* , probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica.** Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	125
Figura 29. Índice de Moran local, probabilidade de morte observada no período pós-neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	127
Figura 30. Índice de Moran local, probabilidade de morte no período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	129
Figura 31. Estatística G_i^* , probabilidade de morte no período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	131
Figura 32. Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996 (estatística scan, janela $\leq 30\%$).....	137

Figura 33. Probabilidade de morte neonatal,* aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996 (estatística scan, janela $\leq 30\%$).....	139
Figura 34. Probabilidade de morte neonatal,* aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996 (estatística scan, janela $\leq 20\%$).....	141
Figura 35. Probabilidade de morte pós-neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996 (estatística scan, janela $\leq 30\%$).....	143
Figura 36. Probabilidade de morte no período neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	149
Figura 37. Probabilidade de morte no período pós-neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	151
Figura 38. Probabilidade de morte infantil. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996.....	153
Figura 39. Índice de Moran local, probabilidade de morte neonatal. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996	161
Figura 40. Estatística G_i^* , Probabilidade de morte neonatal, estatística bayesiana empírica	163
Figura 41. Autocorrelação local, probabilidade de morte no período pós-neonatal.....	165
Figura 42. Índice de Moran local, estimativa bayesiana empírica, períodos neonatal e pós-neonatal.....	167
Figura 43. Estatística G_i^* , estimativa bayesiana empírica, períodos neonatal e pós-neonatal.....	169

Figura 44. Estadística G_i^* , estadística espacial scan, período neonatal..... 173

Figura 45. Estadística G_i^* e estadística espacial scan, período pós-neonatal 175

LISTA DE ABREVIATURAS

CAR	modelo auto-regressivo condicional
CEASA	Central de Abastecimento de Alimentos
CMI	coeficiente de mortalidade infantil
COMDATA	Companhia de Processamento de Dados de Goiânia
DN	declaração de nascido vivo
DO	declaração de óbito
ESDA	análise exploratória de dados espaciais
FIBGE	Fundação Instituto Brasileiro de Geociências e Estatística
ICV	índice de condição de vida
IPLAN	Instituto de Planejamento Municipal
LISA	indicadores locais de associação espacial
MCMC	cadeias de Markov Monte Carlo
MIP	mortalidade infantil proporcional
NV	nascidos vivos
RA	região administrativa
RIPSA	Rede Interagencial de Informações em Saúde
RPM	razão padronizada de mortalidade
SAR	modelos auto-regressivos simultâneos
SIG	Sistema de Informação Geográfica
SIM	sistema de informações sobre mortalidade
SINASC	sistema de informações sobre nascidos vivos

TMI taxa de mortalidade infantil
TRO terapia de reidratação oral
UFG Universidade Federal de Goiás

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi investigar o padrão de ocorrência espacial da mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal no espaço urbano do município de Goiânia, identificando a existência de dependência espacial e de aglomerados de alto risco.

A população de estudo foi a coorte de 101.000 nascidos vivos residentes em Goiânia nos anos de 1992 a 1996 identificada por meio da declaração de nascido vivo, documento base do sistema de informações sobre nascidos vivos. Utilizando-se o procedimento de *linkage* de bancos de óbitos e nascimentos, foram calculadas as probabilidades de morte neonatal e pós-neonatal. Para minimizar as flutuações aleatórias das probabilidades de morte, foram calculadas estimativas bayesiana empírica das probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal. A unidade geográfica de análise do padrão espacial foram os 65 distritos urbanos de planejamento do município. Foram utilizadas as seguintes técnicas de análise espacial: (i) técnicas de análise exploratória de dados espaciais, tais como, Moran global, Moran local e estatística G_i^* local e (ii) a estatística espacial scan para identificação de aglomerados de alto e baixo risco de mortalidade infantil.

A mortalidade infantil no período neonatal apresentou um padrão de risco heterogêneo, com distritos de alto risco distribuídos em todas as regiões do município, inclusive a região Central. No período neonatal, a autocorrelação espacial não foi estatisticamente significativa, para as duas medidas: probabilidade de morte observada e estimativa bayesiana empírica. No entanto, ao refazer a análise eliminando-se a interferência do valor extremo de alto risco do distrito 56, a autocorrelação espacial foi significativa.

INTRODUÇÃO

Tendência da mortalidade infantil

A mortalidade infantil apresenta uma tendência internacional de queda, que se mostra mais pronunciada nos países considerados desenvolvidos. Segundo César (1989), no período compreendido entre 1950-1955 e 1975-1980, os coeficientes de mortalidade infantil reduziram-se em 66% nos países desenvolvidos e em 40% nos países em desenvolvimento.

Em alguns desses países, as taxas de mortalidade infantil atingiram patamares de 4 a 6 óbitos por mil nascidos vivos – Japão, Suécia, Holanda, Austrália, Canadá etc. (Barreto, 1998). Na América Latina, em meados da década de 1990 a taxa média de mortalidade infantil era de 32 óbitos por mil nascidos vivos. O grupo de países com os coeficientes mais elevados eram Haiti, Bolívia, República Dominicana e Nicarágua, com taxas acima de 45 por mil. O Brasil situava-se no segundo grupo de maior risco, juntamente com El Salvador, Guatemala e Peru. A mortalidade infantil do Brasil era aproximadamente três vezes superior à do Chile e cinco vezes superior à de Cuba (Ungerer, 1999). O estudo de Romero & Szwarcwald (2000), em que investiga a mortalidade infantil e a associação desse indicador com o nível socioeconômico de nove países da América Latina, mostra um agravamento das desigualdades entre os países com relação aos indicadores socioeconômicos e a mortalidade infantil, embora persista a tendência de redução das taxas de mortalidade infantil. No período 1990-1995, as taxas eram de 14 por mil nascidos vivos no Chile e 47 por mil no Brasil. Na década de 1970 a taxa de mortalidade infantil

do Brasil era 1,7 vezes a da Costa Rica; já nos anos 90, essa razão elevou-se para 3,4 (Romero & Szwarcwald, 2000).

No Brasil, a taxa de mortalidade infantil sofreu um decréscimo de aproximadamente 71% entre o período de 1930 e 1990, embora tenham sido observados períodos de estabilização e até mesmo de aumento desse indicador (Simões & Monteiro, 1995; Monteiro & Nazário, 1995; Paim & Costa, 1993; Costa et al., 2001). No período de 1990 a 1998, persiste a tendência de queda, com uma redução média de 33% (Simões, 2001; RIPSAs, 2001).

Nas grandes regiões do país, as maiores quedas no período compreendido entre 1980-1990 e entre 1990-1998 ocorreram nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em contraposição às regiões Norte e Nordeste. Houve uma ampliação dos diferenciais de mortalidade entre a região Nordeste e as regiões Sul e Sudeste, reforçando as desigualdades regionais (Simões, 2001). Um estudo de Monteiro, Benício, Freitas (1997) mostrou uma aceleração na tendência de queda da mortalidade infantil na área urbana da região Nordeste, reduzindo o diferencial entre a área urbana dessa região e a da região Centro-Sul e aumentando o diferencial entre as áreas rural urbana da região Nordeste.

O componente pós-neonatal (óbitos ocorridos entre 28 dias e 365 dias de vida) foi o principal responsável pela tendência de declínio da mortalidade infantil nas últimas décadas. Atualmente, o componente neonatal (óbitos infantis nos primeiros 27 dias de vida) é o responsável pela maior parcela do risco de óbito infantil, especialmente nas regiões de taxas mais baixas como as regiões Sudeste e Sul (Simões & Monteiro, 1995; Monteiro & Nazário, 1995; Maranhão et al., 1999).

No município de Goiânia, a taxa de mortalidade infantil (TMI) apresenta a mesma tendência que se observa no restante do país. A TMI decresceu de 278,8 óbitos por mil, em 1941

para 46,6, em 1968 (Yunes & Ronchezal, 1974); e, nas décadas de 1970 e 1980 apresentou uma redução de 49%, passando de 42,3 óbitos por mil nascidos vivos, em 1978, para 21,6, em 1989.

Em 1978, as doenças infecciosas e parasitárias eram responsáveis por 33,1% dos óbitos infantis, com taxa de 14,0 óbitos por mil, enquanto as causas perinatais eram responsáveis por 27,8% dos óbitos, com coeficiente de 11,8 por mil nascidos vivos. No ano de 1989, houve uma inversão desse padrão, com as causas perinatais sendo responsáveis por 54,8% dos óbitos e as infecciosas e parasitárias, por apenas 11,6%. Os coeficientes foram de 11,8 e 2,5, respectivamente, para os dois grupos de causas (Brasil, 1993). Esses dados mostram que o fator responsável pela inversão do padrão de causas foram as doenças infecciosas e parasitárias, com uma redução de 82% no coeficiente de mortalidade infantil, enquanto o coeficiente das causas perinatais manteve-se constante.

Para os anos de 1992 a 1998 (Morais Neto, 1996; Moraes Neto, 1998), a TMI manteve-se estável, variando de 19,1 a 18,6 óbitos por mil nascidos vivos. Nos distritos sanitários de Goiânia, as probabilidades de morte infantil apresentam diferenciais importantes: no período neonatal as taxas apresentam, entre os anos de 1992 a 1998, uma tendência de estabilidade, exceto na região Oeste. Os maiores riscos concentram-se nas regiões Norte, Sul, Mendanha e Noroeste. No período pós-neonatal, a tendência em geral é de queda, principalmente na região Noroeste. O risco nessa região passou de 12,4 por mil em 1992 para 6,0 em 1998, registrando, portanto, uma redução de 51% no período (Morais Neto, 1998; Lemos, 1999).

Embora venha se mantendo a tendência de queda nas taxas da mortalidade infantil em todo o Brasil, mesmo quando vistos estados e municípios em particular, persistem como desafios: (i) o enfrentamento dos determinantes da mortalidade neonatal – causas perinatais – que exige uma intervenção mais intensiva quanto à acessibilidade e à qualidade das ações de

assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido, aliadas à melhoria da qualidade de vida; (ii) a redução das desigualdades do risco de morte infantil entre as diferentes regiões do país, entre os diferentes municípios de um estado e entre diferentes grupos ou estratos populacionais no interior dos municípios e (iii) a redução da desigualdade do Brasil em relação aos países da América Latina e países desenvolvidos quanto ao risco de morte infantil.

A maior parte dos estudos sobre a mortalidade infantil investigou as desigualdades no risco de morte infantil e no acesso aos serviços de saúde entre estratos populacionais, identificando os de maior risco (Monteiro, 1982; Guimarães & Fischmann, 1986; Paim et al., 1987; Paim & Costa, 1993). No entanto, são escassos os estudos realizados e mais raros os publicados que utilizam as bases de dados dos sistemas de informações sobre nascidos vivos (SINASC) e de mortalidade (SIM), bem como o procedimento de *linkage* entre essas bases de dados, com o objetivo de investigar os diferenciais de mortalidade infantil entre áreas geográficas, com base em abordagens metodológicas analíticas de investigação do padrão de ocorrência da mortalidade infantil e de seus componentes no espaço intra-urbano, utilizando técnicas de análise espacial de dados.

Concepção de espaço geográfico nos estudos epidemiológicos

Não existe uma linearidade ou evolução na utilização do conceito de espaço geográfico. A forma como a categoria espaço é utilizada relaciona-se com a concepção teórica e metodológica subjacente ao paradigma que os autores utilizam como referência em sua produção científica, sejam os cientistas oriundos da epidemiologia ou os da geografia (Susser & Susser,

1996; Santos, 1996). Em essência, o que se vislumbra ao se analisar a utilização das categorias espaço, espaço geográfico, espaço humano, lugar, paisagem, território – e estas são as diversas denominações que aparecem na literatura – são diferentes formas de compreender as dimensões do corpo e espaço e as relações que se estabelecem entre elas. Para Czeresnia & Ribeiro (2000) são as teorias e concepções da doença que ao longo do tempo orientam, do ponto de vista epistemológico, as diferentes concepções de espaço utilizadas pela epidemiologia.

Para Susser & Susser (1996), a evolução da epidemiologia moderna pode ser dividida em três fases peculiares, que se distinguem com base nos paradigmas dominantes em cada uma: (i) a era das estatísticas sanitárias, cujo paradigma é a teoria dos miasmas, característica do período anterior a 1875; (ii) a era da epidemiologia das doenças infecciosas, com o paradigma da teoria do germe, que pode ser caracterizada no final do século XIX até meados do século XX e (iii) a era da epidemiologia das doenças crônicas, que se firmou após a segunda guerra mundial e que apresenta como paradigma a teoria da “caixa-preta”.

Na era das estatísticas sanitárias, a concepção hegemônica de causalidade das doenças era a teoria dos miasmas, que compreendia as doenças como resultantes das emanações de fluídos das matérias orgânicas em decomposição que contaminam o ar e o meio ambiente. Segundo esse paradigma, a causa das doenças encontrava-se no ambiente e, portanto, as intervenções para a prevenção e controle dos problemas de saúde deveriam se dar no meio ambiente, por meio de ações de saneamento tais como drenagem de águas contaminadas, suprimento de água potável para o consumo humano e destinação adequada dos dejetos e do lixo.

Personalidades importantes como Chadwick (1800-1890), William Farr (1807-1883), John Simon (1816-1904) e seus seguidores, no campo da saúde pública e da epidemiologia, produziram análises fundamentais sobre o perfil de morbidade e mortalidade das

populações das grandes cidades da época, explicitando as principais causas, as idades e os principais grupos sociais acometidos pelas doenças, com ênfase na explicitação de que as endemias e epidemias eram consequência da situação de degradação social existente na época.

Segundo estudiosos como Rosen (1994), Susser & Susser (1996) e Costa & Teixeira (1999), os sanitaristas desse período, embora estivessem equivocados em relação a teoria causal das doenças, compreendendo-as como oriundas das emanações pútridas, foram responsáveis por realizar investigações que mostraram como determinante de doenças e de mortalidade a conformação de aglomerados espaciais (*clustering*). Além disso, as intervenções propostas com base nessas análises promoveram melhorias importantes nas condições de saúde e na qualidade de vida das populações.

A concepção de espaço subjacente a esse paradigma pode ser compreendida a partir das características do período, expressas anteriormente, e, também, pela leitura de trabalhos, como o de John Snow (1813-1858), médico epidemiologista, que analisa as causas da epidemia de cólera em Londres entre os anos 1849 e 1854. Esse pesquisador identifica o consumo de água contaminada, fornecida por algumas empresas, como a causa da epidemia, a partir do mapeamento tanto da localização das bombas fornecedoras de água de cada companhia, como dos casos de cólera, identificando conglomerados de casos e fazendo inferências sobre as origens da doença e sugerindo medidas para seu controle (Snow, 1990). Assim, subjaz a esse paradigma a visão de um espaço (des)organizado pela ação do homem; portanto, um espaço que não é simplesmente um lugar natural, mas ordenado pelo homem dentro de um contexto histórico. Desse modo, a análise do comportamento das doenças no espaço permite identificar grupos com maior risco de adoecer e morrer, o que orienta intervenções humanas visando alterar o contexto e melhorar suas condições de vida.

Na era da epidemiologia das doenças infecciosas ou da teoria do germe, caracterizada pela descoberta dos microrganismos e pela instauração do laboratório como espaço fundamental do conhecimento em saúde, os micro-organismos (agentes) assumem o papel central, em detrimento do indivíduo ou do ambiente. Em consequência, a concepção do espaço enquanto determinante das condições de saúde, passa por um processo de naturalização, segundo o qual as leis que o regem seriam as mesmas que regem a natureza física e biológica.

Conforme esse paradigma, o modelo de causalidade das doenças é o da unicausalidade, ou seja, cada agente é responsável por uma patologia específica. Esse modelo permitiu a análise racional a partir de uma base objetiva – fornecida pelo laboratório – do caos que reinava no contexto das doenças infecciosas da época: a presença de um microrganismo era necessária e suficiente para a causação de uma determinada doença.

A vigência desse paradigma perdurou desde os últimos anos do século XIX até a primeira metade do século XX, quando as explicações sobre as exposições ambientais e a dinâmica das doenças na população entraram em declínio, sendo substituídas pelo enfoque do controle dos agentes (Susser & Susser, 1996).

Ao contrário da era anterior, no paradigma das doenças infecciosas, apesar de existir uma explicação plausível da causação das doenças do ponto de vista etiológico, as medidas de intervenção propostas, centradas no controle dos agentes, embora necessárias, apresentaram impacto secundário na melhoria dos padrões de saúde, quando comparadas ao desenvolvimento econômico, que possibilitou uma significativa melhoria nos padrões de nutrição e de vida da população (Susser & Susser, 1996).

Na era bacteriológica, o espaço não se apresenta como uma categoria relevante, a não ser como receptáculo dos agentes e hospedeiros. O espaço do laboratório é a síntese desse

entendimento: o lugar onde se reproduz a relação entre o agente e o doente sob total controle do pesquisador, que modula todos os passos dessa relação para, posteriormente, aplicar os resultados no ambiente real. O espaço, além de receptáculo do agente, é o alvo em que são verificados os resultados do laboratório. O papel do homem na relação com o meio é, segundo essa visão, de passividade.

Em contraposição ao período anterior, a era da “epidemiologia das doenças crônicas” foi caracterizada pela identificação da maioria dos agentes infecciosos, pelo controle da maioria das epidemias, pelo aumento em importância das doenças crônicas como causa de morte nos países do capitalismo central, que ultrapassam as doenças infecciosas na década de 1940, configurando a etapa da chamada “transição epidemiológica”. Essas características mostraram a inadequação do modelo de causalidade anterior para explicar essa nova realidade, em especial, a causalidade das doenças crônicas e das doenças mentais. Estas constituíram os elementos principais para a constatação da insuficiência da teoria do germe, bem como para a constituição de um novo paradigma.

Nessa nova fase, a concepção de causalidade das doenças que prevalece é a da multicausalidade. Os novos problemas, as doenças crônicas e mesmo as infecciosas não podem mais ser explicadas por um único agente. Existem diversos fatores que interagem e atuam na gênese da doença em diversos períodos antes do aparecimento de seus primeiros sintomas, conforme o modelo da história natural das doenças (Leavell & Clark, 1976). De acordo com essa concepção, surgiram diversos modelos de representação do processo saúde-doença: os modelos ecológicos (triade ecológica, dupla ecológica), rede de causas, múltiplas causas–múltiplos efeitos, abordagem sistêmica da saúde (Pereira, 1995).

Dentro desse paradigma, o foco é dirigido para a busca de relações entre fatores considerados de exposição – relacionados com o meio ambiente, o estilo de vida, as características do indivíduo etc. – e o aparecimento das doenças. Para o estabelecimento dessa relação, os processos internos da fisiopatologia e patogênese não são fundamentais. Daí o nome de paradigma da “caixa-preta”, pois o que interessa é se existe uma relação entre a exposição e a doença; o que se processa internamente (dentro do organismo humano) não é, ou não precisa, necessariamente, ser visualizado (Susser & Susser, 1996).

MacMahon (1975), importante autor da epidemiologia clássica dos anos 60 e formulador do modelo da rede de causalidade, faz considerações sobre o papel do espaço no capítulo da epidemiologia descritiva, que aborda a distribuição da doença com relação ao tempo, lugar e pessoa. Segundo esse autor,

a distribuição geográfica da doença tem uma utilidade óbvia para fins administrativos e tem contribuído, de forma importante, para a formulação de hipóteses relacionadas à etiologia das doenças. [...] Demonstrar a associação de uma doença com um lugar indica que os habitantes de determinada localidade possuem características que por si só apresentam importância etiológica para a doença e que diferem das características dos habitantes de outros lugares; ou também, que existem fatores etiológicos presentes no ambiente biológico, químico, físico e cultural dos lugares afetados, ou que ambos os tipos de explicações são aplicáveis (MacMahon, 1975).

O conceito de lugar com que o autor trabalha enquadra-se no modelo da tríade ecológica (agente, hospedeiro e ambiente), em que o terceiro componente da tríade é formado pelos ambientes biológico, químico e físico e pelo ambiente cultural.

A concepção de espaço subjacente a esse paradigma está relacionada com os fatores do meio ambiente. O espaço onde o homem vive é chamado de lugar. O importante é reconhecer nele características diferenciadas que expliquem as diferenças na ocorrência das doenças (busca de fatores etiológicos). A ação do homem sobre a natureza restringe-se à interação deste com os fatores do meio ambiente. O homem não é concebido como o transformador de seu meio.

Na concepção de Czeresnia & Ribeiro (2000), nessa fase,

o espaço é compreendido, separado do tempo e das pessoas, como o lugar geográfico que predispõe a ocorrência de doenças. [...] o meio é percebido como um recipiente que facilita ou não o contato entre pessoas, ou hospedeiros, e agentes etiológicos.

Epidemiologistas contemporâneos com uma produção importante, como Lilienfeld & Lilienfeld (1983), de forma semelhante a MacMahon, incluem a categoria espaço na concepção da tríade ecológica do agente, hospedeiro e ambiente. Ressaltam a importância dos fatores ambientais na etiologia das doenças não infecciosas, consideram os fatores ambientais como fatores extrínsecos que influem sobre a existência do agente, a exposição ou a suscetibilidade ao agente e classificam o ambiente em três categorias: (i) físico (clima); (ii) biológico (populações humanas, flora e fauna) e (iii) ambiente socioeconômico (ocupação, urbanização, desenvolvimento econômico e desastres). O trabalho de Lilienfeld & Lilienfeld (1983) representa um período de desenvolvimento da epidemiologia em que se destacam a epidemiologia analítica e o seu desenvolvimento metodológico, com o aprimoramento dos delineamentos dos estudos etiológicos. É dada ênfase ao estudo da distribuição da doença de

acordo com o lugar, na tentativa de estudar as diferenças de ocorrência das doenças, com o propósito de levantar hipóteses que permitam investigar os fatores etiológicos (fatores de risco) para as doenças ou agravos. Nessa fase mais recente da epidemiologia moderna o conceito epidemiológico do risco ganha a centralidade nos trabalhos científicos do campo.

A abordagem metodológica do modelo, nessa fase, são os estudos observacionais, que em meados do século XX, apresentavam como principais delineamentos metodológicos os estudos de coorte e caso-controle. Mais recentemente, apoiados na bioestatística e no grande desenvolvimento e acessibilidade aos microcomputadores, paulatinamente, os delineamentos e as análises desses estudos foram se tornando cada vez mais complexos. São propostas técnicas de análise multivariadas, nas análises da relação entre exposição e doença, para controlar a interferência de variáveis que atuam como fatores de confusão e interação entre as variáveis independentes, bem como preocupação metodológica para evitar a ocorrência dos principais tipos de viés (*bias*) que interferem nessa relação.

Para Czeresnia & Ribeiro (2000), a hegemonia do enfoque de risco da epidemiologia moderna reduz e fragmenta a noção do espaço que é traduzida em uma multiplicidade de causas – abstraídas na noção de fatores de risco ou de proteção – e proporcionando uma perda de materialidade e subjetividade. Para as autoras,

através do conceito epidemiológico de risco, a interface entre corpo e meio é abstraída, representada, de modo virtual, como uma multiplicidade de estímulos irradiados. O conceito de risco não explicita articulações entre elementos materiais e imateriais que possam explicar o vínculo entre espaço (exposição) e corpo (evento de doença). O modelo do risco constrói representações das relações entre as causas e a probabilidade destas provocarem doenças que

produzem uma desconexão radical dos elos entre os homens e suas circunstâncias (Czeresnia & Ribeiro,2000).

Revisando os diferentes paradigmas pode-se constatar que a era pós-teoria do germe surge a partir da constatação das limitações desse paradigma que se mostrava insuficiente para dar conta sozinho da evolução tecnológica vivida no campo da saúde e limitado para compreender as mudanças no perfil de morbi-mortalidade do mundo moderno após a Segunda Guerra Mundial – a queda da mortalidade das doenças infecciosas, as doenças crônico-degenerativas que exigiam teorias e modelos com maior grau de complexidade para dar conta das explicações da nova realidade. Da mesma forma, o paradigma da “caixa-preta”, apesar de persistir hegemônico e em plena fase de produção – basta ver a maioria dos artigos publicados em anos recentes em periódicos de epidemiologia – apresenta-se limitado para responder às exigências da realidade do mundo contemporâneo.

Segundo Susser & Susser (1996), duas forças características de nosso tempo estão tornando insuficiente o paradigma da “caixa-preta”: a transformação dos padrões de saúde do mundo global e os avanços da tecnologia.

De forma concomitante e dentro da análise das insuficiências do paradigma da era das doenças crônico-degenerativas, surgiram algumas abordagens metodológicas diferentes das predominantes na epidemiologia moderna.

Em primeiro lugar, deve-se fazer referência, nas décadas de 1930-1950, às interpretações ecológicas que se aplicam às doenças infecciosas e que reconhecem um caráter de maior complexidade nos determinantes do processo saúde-doença do que a desenvolvida na

concepção da tríade ecológica. Trata-se da teoria dos focos naturais da doença de Pavlovsky e o complexo patogênico de Max Sorre.

A teoria dos focos naturais das doenças humanas de Pavlovsky

afirma que a doença tende a ter um habitat natural, da mesma maneira que as espécies. Muitas doenças, e em especial as zoonoses, tem *habitats* naturais em ecossistemas bem definidos nos quais patógenos, vetores e hospedeiros naturais formam associações, ou biocenoses, em que o patógeno circula. A paisagem é, assim, um fator epidemiológico, pois suas características são as do ecossistema local. A ocupação pelo homem de tais focos naturais leva à ocorrência de casos de doença no local. A doença passa a ter uma personalidade própria e se incorpora no contexto ecológico, sendo vista como membro integrante de um ecossistema (Silva, 1980).

Nessa abordagem teórica, o espaço geográfico – denominado de paisagem – é compreendido como o ecossistema em que a doença coexiste e onde se dão as relações entre os diversos fatores relacionados com agentes, vetores e hospedeiros que possibilitam a existência e manutenção da doença.

Ferreira (1991), fazendo referência à abordagem ecológica de Sorre, afirma que os complexos patogênicos

têm sua vida própria, sua origem, seu desenvolvimento e sua desintegração – sugerindo uma análise epidemiológica evolutiva, de cunho histórico. O papel do homem na gênese e desintegração dos complexos não se restringe a sua atuação como hospedeiro ou vetor das doenças (ou seja, ao plano biológico); Sorre ocupa-se com a ação humana de transformação

do ambiente e com seu possível impacto epidemiológico, mas subordina a análise da atividade humana de transformação do espaço à sua noção ecológica de *gênero de vida* [...]. Na perspectiva ecológica de Sorre, as relações entre o homem e o meio compreendem a ação da natureza (meio físico e biológico) sobre o homem e a ação humana modelando a natureza (Ferreira, 1991).

Sobre a concepção de espaço para Sorre, Czresnia & Ribeiro (2000) afirmam que,

o conceito de espaço que Sorre utiliza é, por um lado, o mesmo que se formula através da biologia: as relações entre um meio externo que varia e um meio interno que necessita adaptar-se para manter suas constantes fisiológicas. Por outro lado, o autor explicita que, ao se tratar de seres humanos, o conceito de meio deve enriquecer-se e incluir também o ambiente produzido pelo homem.

O segundo enfoque é dado pelos autores vinculados à teoria da determinação social do processo saúde-doença. Essa abordagem desenvolveu-se principalmente entre autores da América Latina nas décadas de 1970-1980 no contexto da grave crise social e econômica por que passava o continente nesse período, apresentando um quadro sanitário semelhante ao dos países europeus no final do século XIX, porém com um grau de complexidade maior do que a teoria da transição epidemiológica podia explicar. O objetivo dessa abordagem é analisar a desigualdade social dos problemas e agravos que acometem a saúde da população e elaborar modelos de explicação do processo saúde-doença nos quais as condições socioeconômicas se apresentem em um nível hierarquicamente superior em sua determinação. Isso significa que a

estrutura social passa a ser vista como um dos níveis privilegiados de intervenção e controle das doenças.

Ao mesmo tempo, no campo da geografia, observa-se também uma tentativa de superação do paradigma da teoria dos sistemas da nova geografia, por força do movimento da geografia crítica. Em nosso país, geógrafos de destaque, como Milton Santos e outros, representam essa corrente, cujo objetivo fundamental é resgatar o objeto primordial da geografia – o espaço humano – a partir de uma perspectiva interdisciplinar, utilizando instrumentos das ciências sociais e, em particular, do materialismo histórico (Correa, 1995; Moraes e Costa, 1993; Santos, 1989 e 1996).

Segundo Ferreira (1991),

a geografia crítica, não se restringe a elaborar, com maior ou menor grau de sofisticação metodológica, meras descrições de paisagens; ocupa-se, prioritariamente, em compreender os processos sociais e econômicos subjacentes às formas de organização espacial que se analisam, empregando associadamente métodos e conceitos de diversas ciências sociais [...]. A geografia crítica estuda o espaço humano, o espaço construído pelo homem. E não há espaço físico isento de ação do homem organizado em sociedade, indiferente às decisões espaciais humanas. A base explicativa da geografia crítica não está na elucidação de uma teia infundável de influências recíprocas entre o homem e o meio, mas especialmente nas necessidades históricas, sociais e econômicas que produzem um determinado modo de organizar o espaço.

Para Milton Santos (1996),

o espaço deve ser considerado como um conjunto de relações realizadas através de funções e de formas que se apresentam como testemunho de uma história escrita por processos do passado e do presente. Isto é, o espaço se define como um conjunto de formas representativas de relações sociais do passado e do presente e por uma estrutura representada por relações sociais que estão acontecendo diante de nossos olhos e que se manifestam através de processos e funções. O espaço é, então, um verdadeiro campo de forças cuja aceleração é desigual. Daí por que a evolução espacial não se faz de forma idêntica em todos os lugares.

Sobre o entendimento do papel do espaço na totalidade social, o mesmo autor destaca que

o espaço é a matéria trabalhada por excelência. Nenhum dos objetos sociais tem tanto domínio sobre o homem, nem está presente de tal forma no cotidiano dos indivíduos. A casa, o lugar de trabalho, os pontos de encontro, os caminhos que unem entre si estes pontos, são elementos passivos que condicionam as atividades dos homens e comandam sua prática social. A práxis, ingrediente fundamental da transformação da natureza humana, é um dado socioeconômico mas é também tributária das imposições espaciais (Santos, 1996).

Com base nesse enfoque, no interior tanto da epidemiologia social quanto da geografia crítica, alguns autores latino-americanos e brasileiros utilizaram a categoria espaço geográfico ou espaço humano, procurando compreender o papel da organização do espaço como

condicionante da ocorrência de determinadas doenças e agravos que acometem a saúde do homem em situações históricas concretas e específicas.

De acordo com Paim (1997), os estudos clássicos sobre a categoria espaço são originários da chamada geografia médica e caracterizam-se pela concepção natural do espaço. A partir do surgimento da corrente da epidemiologia social e da “geografia crítica”, a concepção natural do espaço vai sendo questionada e a concepção de espaço vai-se tornando “fundamentalmente social”. Essa concepção de espaço constitui uma aproximação às condições de vida e é entendida como uma “mediação entre os determinantes estruturais e a situação de saúde”, segundo a visão desse mesmo autor, que afirma que:

na medida em que o conceito de território ou de espaço transcenda a sua condição física ou natural e recupere o seu caráter histórico e social, o estudo das condições de vida, segundo a sua inserção espacial dos grupos humanos no território, tende a ser uma alternativa teórico-metodológica para a análise das necessidades e desigualdades da saúde (Paim, 1997).

Na perspectiva da concepção descrita acima, merece referência o trabalho de Breilh et al. (1987), autores da corrente da epidemiologia crítica latino-americana.. Nele utiliza-se a categoria espaço geográfico como mediação no estudo dos determinantes sociais como responsáveis pelos diferentes riscos de mortalidade infantil entre as diversas classes sociais. Segundo Breilh et al. (1987),

a cidade, sua dinâmica e conformação têm de ser interpretadas à luz da análise do desenvolvimento das forças produtivas e relações de produção e das conseqüentes formas políticas e ideológicas da formação social na qual se acha imersa [...]. O espaço de consumo

estabelece através de seu valor econômico e ideológico as fronteiras para sua ocupação por parte das diferentes classes sociais e, por sua vez, as classes que ocupam um determinado espaço delimitam as características deste. Dessa forma, podem-se distinguir na cidade espaços homogêneos habitados predominantemente por classes sociais similares, nos quais os equipamentos arquitetônicos e de serviços estabelecem condições especiais de consumo que, em sua relação dialética com as condições de trabalho, determinam o nível de vida (reprodução social) dessas classes e conseqüentemente seu perfil de saúde-doença.

O estudo de Breihl et al. (1987), desenvolvido na cidade de Quito-Ecuador, observou desigualdades importantes nos riscos de morte infantil entre as zonas residenciais e entre os conglomerados sociais de cada zona residencial, especialmente para o componente pós-neonatal da mortalidade infantil.

Dentro da mesma concepção de espaço, mas com objetivos e enfoque metodológico diferentes, os trabalhos de Silva (1980 e 1986) sobre a transmissão da doença de Chagas no estado de São Paulo foram os que mais contribuíram para a compreensão das relações espaço e doença nos estudos epidemiológicos realizados no Brasil. O objetivo do trabalho foi analisar a evolução da doença de Chagas no estado de São Paulo a partir de uma visão totalizadora do processo saúde-doença, reconstruindo a evolução da doença desde o seu estabelecimento até a época do estudo e correlacionando a evolução da doença com a história de ocupação e utilização do espaço geográfico do estado.

O ponto de partida da análise empreendida pelo autor é a teoria dos focos naturais da doença proposta por Pavlovsky. No entanto, o autor faz uma adaptação dessa teoria à luz dos conceitos da geografia crítica e das categorias do materialismo histórico. Segundo o autor,

a doença ocupa um lugar no espaço geográfico e sua existência se deve a um conjunto de relações determinadas pelas características deste espaço. Cabe então estudar o espaço, identificando este conjunto de relações, para compreender como se deu o processo de evolução da doença (Silva, 1980).

A preocupação central do autor foi buscar identificar as relações mais relevantes existentes no espaço geográfico que atuavam como determinantes do processo de distribuição da doença de Chagas no estado de São Paulo e não centrar a análise na descrição exaustiva das características físicas, climáticas etc. do espaço geográfico.

Como assinala o autor, o fator mais relevante para a determinação da distribuição da doença de Chagas em São Paulo é o processo de organização do espaço e não as características do espaço já organizado (Silva, 1980). Em suas conclusões da análise da relação entre a organização do espaço do estado de São Paulo e a transmissão da doença de Chagas o autor afirma que

as condições naturais não constituem, no Estado de São Paulo, barreira para o estabelecimento da endemia em qualquer parte de seu território. As variáveis diretamente ligadas à distribuição da endemia são, além das características individuais da habitação humana, a sua distribuição espacial e o grau de interação entre seus ocupantes, determinantes da dispersão do *T. infestans*. Outro aspecto é o das migrações humanas, incontestável via de introdução de triatomíneos em áreas anteriormente indenes [...]. Identificamos como determinante mais direto da endemia chagásica, no Estado de São Paulo, a presença de uma organização particular do espaço geográfico rural, que propiciou uma adequada distribuição espacial dos domicílios, possibilitando um nível tal de interação entre seus ocupantes que

criou condições para a livre circulação do *T. cruzi* e para a dispersão do *T. infestans* [...]. A reconstrução do processo de ocupação do Estado de São Paulo busca sempre estes aspectos, que mostram a maneira pela qual a totalidade se faz sentir sobre a endemia chagásica, que, por sua vez, é parte desta totalidade (Silva, 1980).

Em outro trabalho, Silva (1985) utiliza a mesma metodologia com o objetivo de investigar os determinantes da transmissão da esquistossomose na cidade de São Paulo, no período de intensa migração para a cidade. A hipótese do autor é que, ao contrário do que afirmam vários estudos anteriores, a migração, apesar de ser primordial, por si só, não foi o fator determinante para o estabelecimento da transmissão da esquistossomose na cidade. O modo de organização do espaço e evolução urbana da cidade foi que possibilitou o surgimento de condições propícias para a disseminação da doença.

A industrialização acelerada a partir da década de 1940 promoveu a ocupação desordenada, por parte da população migrante, de terrenos anteriormente não habitados próximos aos rios e córregos que cortam a cidade, promovendo mudanças na paisagem desses terrenos, como a formação de lagoas e coleções hídricas antes não existentes. Além disso, o processo de construção de favelas, concentrando grande número de população migrante, localizadas nas proximidades das coleções hídricas e desprovidas de saneamento básico, propiciaram as condições satisfatórias para que se estabelecesse a transmissão da esquistossomose (Silva, 1985).

De forma geral, na abordagem da epidemiologia social, o espaço geográfico é decorrência de um processo social histórico fruto da ação humana. Na conformação da organização e ordenamento do espaço é que se configura o perfil de saúde–doença das populações. Na perspectiva dessa concepção, a ênfase é posta na determinação do processo

saúde-doença pelas macroestruturas socioeconômicas que, em última análise, determinam a organização do espaço urbano. Essa concepção macro-econômica é insuficiente para compreender como o social transforma-se no patológico, existindo também entre os determinantes e o processo final – a doença manifesta nos indivíduos – uma outra “caixa preta”, semelhante ao que ocorre na era das doenças crônico-degenerativas, que impede a visualização dos processos intermediários de determinação. As autoras Czeresnia & Ribeiro (2000) analisando as limitações dos trabalhos produzidos dentro do enfoque da epidemiologia social afirmam que

a corrente histórico-estrutural que fundamentou esse desenvolvimento tendeu a desvalorizar as dimensões biológica e individual do adoecer. Ao buscar ampliar a concepção de espaço, deixou-se de lado, caracterizada como atribuição da clínica, a concepção de corpo que o reduz ao biológico e individual. Sem repensar a concepção de corpo, restringem-se as possibilidades de encontrar elos que expliquem a relação entre espaço e doença.

Em síntese, as concepções das relações corpo, tempo e espaço subjacentes aos diferentes paradigmas abordados neste texto mostram os acúmulos e limites da epidemiologia na compreensão da categoria espaço e de como essa categoria pode ser utilizada para a investigação da gênese, determinação e ocorrência dos processos saúde-doença nas populações humanas.

Mortalidade infantil e diferenciais no espaço urbano

Os estudos sobre a mortalidade infantil em nosso meio, segundo Leal (1996) podem ser categorizados em quatro grandes grupos: (i) estudos que objetivam a validação, correção e estimativas da mortalidade infantil por meio de métodos indiretos; (ii) um grande grupo que inclui os estudos ecológicos, voltados para a investigação da evolução da mortalidade infantil e os determinantes e condicionantes dessa evolução e os que investigam o relacionamento entre os riscos de morte infantil e os determinantes socioeconômicos no nível ecológico, tendo o espaço geográfico como definidor do agregado a partir do qual se definem as taxas e as covariáveis de análise; (iii) os estudos analíticos de base individual voltados para a investigação dos fatores de risco associados à mortalidade infantil e (iv) os estudos avaliativos dos serviços de saúde que utilizam os indicadores de mortalidade infantil como “medidas traçadoras” para avaliar qualidade das ações e serviços de saúde.

Os estudos que compõem o segundo grupo, em especial aqueles cujo objetivo principal foi a comparação entre áreas geográficas, constituem os de interesse particular nesta pesquisa. Esses estudos analisam os padrões de mortalidade por agregados, correlacionam os riscos de mortalidade infantil com variáveis socioeconômicas e de assistência à saúde e identificam áreas intra-urbanas constituídas de grupos populacionais sob alto risco de morte infantil. São eles: Monteiro, Benício, Baldijão, (1980); Monteiro, (1982); Guimarães & Fischmann, (1986); Paim et al., (1987); Paim & Costa, (1993); Victora et al., (1994); Drumond Jr & Morais Neto, (1990); Goldani et al., (2001); Costa et al., (2001), entre outros.

Esses estudos têm desempenhado papel importante para aprofundar o entendimento dos determinantes da mortalidade infantil e desvendar as desigualdades em saúde

em várias cidades do país, além de possibilitar a construção de indicadores epidemiológicos locais como um instrumento de planejamento e monitoramento da saúde infantil.

Segundo Duarte (1992), os níveis e tendências da mortalidade infantil segundo idade e causas, analisadas em diferentes áreas geográficas, tendem a reproduzir as disparidades existentes entre situações de reprodução social desiguais. Expressam, por um lado, a distribuição dos bens de consumo coletivo – saúde, educação, saneamento básico etc. –, definida pelo Estado em forma de políticas setoriais. Por outro lado, evidenciam as desigualdades na distribuição direta das riquezas geradas no âmbito da produção social, especificadas pelos níveis salariais e decorrentes das inserções diferenciadas no processo produtivo.

Alguns estudos realizados na década de 1980 merecem destaque, por se tratar de um período de grande produção utilizando o enfoque da distribuição espacial na análise da desigualdade social relativa aos riscos de morte infantil. Os trabalhos de Monteiro, Benício, Baldijão (1980) e Yunes (1983) estudam a mortalidade infantil no município de São Paulo. No primeiro, os autores desagregam os dados de mortalidade infantil em 55 distritos urbanos e identificam, com base na mortalidade infantil proporcional (MIP), três estratos: a área mais central com MIP que varia entre 10,5% e 20,1% e CMI de 52,4 óbitos por mil nascidos vivos; a área intermediária com MIP de 20,4 a 30,2% e CMI de 62,99 por mil e a área mais periférica com MIP de 30,4 a 46,5% e CMI de 97,1 por mil nascidos vivos. O estudo mostra uma superposição e correlação entre os estratos e indicadores socioeconômicos, como renda familiar, distribuição do abastecimento público de água e distribuição dos leitos de maternidade. Conclui que existe uma heterogeneidade dos riscos de mortalidade infantil na cidade e que a distribuição das riquezas – tanto as produzidas socialmente, como as produzidas pelo Estado, na forma de políticas públicas – é desigual na mesma direção da mortalidade infantil, reforçando as desigualdades sociais. No

segundo, o autor analisa a TMI e a mortalidade infantil proporcional nos subdistritos do município de São Paulo, dividindo-o em quatro estratos, com base no indicador renda média *per capita*. O estudo observa riscos de morte infantil 5,8 vezes maior nos subdistritos de menor renda, quando comparados ao de maior renda.

Guimarães & Fischmann (1986) fazem um estudo da mortalidade infantil na cidade de Porto Alegre, comparando os coeficientes de mortalidade infantil da população favelada e os da não favelada. Identifica uma situação bastante desigual, em que a mortalidade infantil da população favelada apresenta as seguintes características: (a) uma maior proporção de óbitos pós-neonatais; (b) causas como pneumonias, gripe, doenças infecciosas intestinais e septicemia são responsáveis por 51% dos óbitos infantis e (c) o CMI é 13 vezes maior, quando comparado ao da população não favelada em melhores condições de vida.

O estudo de Barros (1997), avaliando as desigualdades nos riscos de morte intra-urbano entre as áreas de cobertura das unidades de saúde do município de Campinas, São Paulo, mostrou desigualdades importantes entre diversos indicadores de mortalidade. A proporção de óbitos pós-neonatais entre os óbitos infantis variou de 12% até mais de 60% nas áreas de cobertura de Campinas.

Merecem destaque os estudos de Paim et al. (1987), Paim & Costa (1993) e Costa et al. (2001) que analisam mortalidade infantil no município de Salvador. O primeiro estudo divide as zonas urbanas em quartis segundo a mortalidade infantil proporcional: o primeiro com MIP baixa – 11,8% –; o segundo com MIP intermediária – 21,7% –; o terceiro com MIP alta – 31,6% –; e o quarto com MIP muito alta – 42,5%. O estudo encontra correlação da MIP com indicadores como: consumo de água por habitante, porcentagem de famílias com baixa renda, porcentagem de casas com baixo padrão de construção e densidade populacional. O segundo

estudo faz uma análise da tendência da mortalidade infantil entre os anos de 1980 e 1988. Utiliza-se dos quartis definidos no trabalho anterior segundo a MIP, calculando, também, os coeficientes de mortalidade infantil (CMI) para cada quartil. A MIP apresentou uma tendência de queda mais acentuada nos quartis *intermediária, alta e muito alta*, embora permanecesse em níveis desiguais. O CMI se comportou da seguinte forma: para o quartil com MPI baixa, registrou queda de 18,7 para 18,2 óbitos por mil nascidos vivos; para o quartil com MIP intermediária, queda de 42,6 para 21,7; para o quartil com MIP alta, queda de 65,9 para 26,4; e para o muito alto, queda de 120,3 para 58,8. O terceiro estudo apresentou como objetivo a avaliação da evolução da mortalidade infantil de 1991 a 1997 e a investigação da relação existente entre a distribuição espacial da mortalidade e as condições de vida da população do município entre 1991 e 1994, medidas pelo indicador composto designado índice de condição de vida (ICV). Nesse período, houve uma elevação da mortalidade infantil no ano de 1992 em relação a 1991 de 29,2 por mil para 51,1. Após 1992, houve uma redução gradativa até a taxa de 27,9 em 1997. O mesmo ocorreu com os componentes neonatal e pós-neonatal. Considerando as áreas geográficas delimitadas em 1980, utilizando o quartil da mortalidade infantil proporcional, a redução da mortalidade infantil proporcional foi mais acentuada no quartil de mortalidade infantil proporcional intermediária e mais baixa no quartil de baixa mortalidade infantil proporcional. A taxa de mortalidade em menores de um ano com relação aos quartis de ICV só apresentou diferenças significativas entre os riscos no quartil de elevado e intermediário ICV, não havendo diferenças entre o quartil de elevada condição de vida e o de muito baixa condição de vida.

Na avaliação dos autores, as hipóteses para explicar a tendência declinante da mortalidade infantil em Salvador foram a ampliação da cobertura de imunização, a implantação da terapia de reidratação oral (TRO), estímulo ao aleitamento materno, controle de infecções

respiratórias agudas e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento das crianças, bem como uma redução da fecundidade das mulheres de Salvador, em decorrência do aumento da demanda, voluntária ou induzida, por métodos contraceptivos. Os autores descartam mudanças nas condições de vida da população como determinante da queda, tendo em vista uma forte crise econômica vigente, nesse período, no país, e, em particular, na região estudada.

O estudo de Drumond Jr. & Morais Neto (1990) faz uma análise da mortalidade infantil por causas infecciosas e nutricionais – pneumonia, infecção intestinal e desnutrição – estudando a sua distribuição no município de Belo Horizonte, em correlação com indicadores de estratificação social, e analisando a tendência da mortalidade infantil por essas causas entre 1982 e 1987. O coeficiente de mortalidade infantil por essas causas apresentou uma situação bastante desigual: na macroárea *núcleo central*, foi de 9,2 óbitos por mil nascidos vivos, em 1982, e de 6,5, em 1987; na macroárea *pericentral*, foi de 16,4, em 1982, e de 7,8, em 1987; na Pampulha, foi de 19,0, em 1982, e de 12,1, em 1987; na macroárea *eixo industrial*, foi de 20,9, em 1982, e de 10,7, em 1987; e na macroárea *periferias*, foi de 28,0, em 1982, e de 11,7, em 1987. A maior queda foi na macroárea *periferias* – 58,2% –, seguida pela área *pericentral* – 52,4% – e eixo industrial – 48,8%.

O estudo de Issler et al. (1996) investigou diferenciais de risco de mortalidade infantil entre população de baixa renda no município de Porto Alegre e observou que crianças que vivem no quartil de extrema pobreza apresentam um risco de morte 2,03 vezes o das que vivem no quartil de áreas pobres.

O trabalho de Andrade & Szwarcwald (2001), investigando o padrão espacial da mortalidade infantil nos três primeiros dias de vida nas regiões administrativas do município do Rio de Janeiro, observaram a presença de três aglomerados de alto risco: o primeiro constituído

pelas regiões administrativas (RA) de Santa Cruz e Guaratiba, localizadas na região oeste da cidade, o segundo, constituído pelas RAs de Bangu e Madureira e o terceiro, pelas RAs de São Cristóvão, Portuária e Centro. A análise por bairros de residência e hospital onde as crianças nasceram identificou a existência de dois aglomerados de risco. O aglomerado 1, localizado na região oeste da cidade, em que os altos riscos de mortalidade nos primeiros três dias de vida podem ser explicados pela alta proporção de mães adolescentes, com baixo grau de escolaridade e com indicadores de atendimento pré-natal deficientes. No aglomerado 2, localizado de forma dispersa em várias RAs da cidade, as variáveis relacionadas acima apresentam os mesmos níveis médios do município e a explicação dos altos riscos devem estar associadas à assistência ao parto.

O estudo de Goldani et al. (2001) investigou o padrão de distribuição da mortalidade infantil no município de Ribeirão Preto, categorizando as áreas geográficas em quatro estratos socioeconômicos de acordo com a variável renda do chefe da família: área rica (25% ou menos dos chefes de família ganham menos de cinco salários mínimos), média rica, média pobre e pobre (mais de 75% dos chefes de família ganham menos de cinco salários mínimos). A mortalidade infantil na cidade decresceu de 18,73 por mil, em 1994, para 14,79, em 1998, graças ao componente pós-neonatal. Com relação às desigualdades entre as áreas, a taxa de mortalidade variou de 10,91 na região categorizada como rica para 19,47 na região pobre, ou seja uma razão de 1,8 vezes maior. Na mortalidade neonatal, a razão foi de 1,3, e no período pós-neonatal foi de 6,2.

Em síntese, os estudos que analisam a distribuição espacial da mortalidade infantil permitem, além de revelar o que escondem as médias (Breihl et al., 1987), contribuir para o desvendamento da complexa e dinâmica relação entre esse indicador e os seus condicionantes e

determinantes econômicos, sociais e culturais, recontextualizando a qualidade da mortalidade infantil como um indicador sensível para avaliar as desigualdades sociais e de condições de vida no interior das áreas urbanas. São instrumentos importantes para identificar diferenças e levantar hipóteses para serem investigadas em estudos analíticos. Porém, sua principal aplicação está na identificação de áreas de alto risco, a fim de monitorar as condições de saúde das crianças e de subsidiar políticas públicas de inclusão social que reduzam as desigualdades em saúde, seja por meio do estabelecimento de privilégios compensatórios para grupos populacionais em situação de exclusão social, utilizando metodologias acessíveis aos técnicos dos serviços de saúde municipais, mas, principalmente por políticas públicas de inclusão social, geradoras de emprego e renda que proporcionem uma autonomização e independência dos sujeitos e cidadãos.

A contribuição dos Sistemas de Informação Geográfica (SIGs)

Segundo Rodriguez (1996),

os SIGs são sistemas de informação computadorizados destinados ao tratamento de dados referenciados espacialmente. Estes sistemas manipulam dados de diversas fontes, como mapas, imagens de satélites, cadastros e outros, permitindo recuperar e combinar informações e efetuar os mais diversos tipos de análises de dados [...]. Na área de saúde, essa tecnologia começa a ser usada no início dos anos 90, e a tendência é o aumento de sua utilização na pesquisa de doenças, avaliação de riscos em saúde, oferta de serviços, capacitação de recursos humanos e informação à comunidade.

Segundo Clarke, McLafferty, Tempalski (1996), os SIGs apresentam grande potencial de uso, tanto na epidemiologia como na saúde pública, quando existe um componente espacial no objeto em estudo. Algumas aplicações são levantadas pelos autores: (i) identificação de fatores ambientais e variáveis importantes na transmissão de determinadas doenças; (ii) monitoramento de programas de intervenção sobre doenças e agravos que acometem a saúde de populações; (iii) predizer modelos sobre a dinâmica de populações de vetores e de transmissão da doença e (iv) gerar modelos de riscos de doenças que possibilitem predizer as áreas de maior risco de desenvolvimento das doenças.

Análise de dados espaciais em saúde

O objetivo da análise de dados espaciais em saúde é descrever e investigar os eventos de morbidade e mortalidade como processos que operam no espaço por meio da utilização de técnicas de análise da estatística espacial. Ela envolve uma acurada descrição dos eventos, a exploração dos padrões e relações presentes em tais dados e a busca de explicações para esses padrões e relacionamentos (Bailey & Gatrell, 1995).

A representação e análise dos agravos em saúde por meio de mapas é uma abordagem muito utilizada em saúde pública, como pode ser observado desde o trabalho de Snow sobre a distribuição de cólera em Londres (Snow, 1990), no estudo da progressão das epidemias, nos estudos ecológicos etc. Recentemente, muitos avanços ocorreram nas técnicas de análise espacial que possibilitam explorar melhor a distribuição espacial da incidência de doenças e

agravos e as relações entre as taxas de incidência e os seus potenciais fatores de risco (Lawson et al., 1999; Bailey, 2001).

Segundo Lawson et al. (1999) e Bailey (2001), a utilização das técnicas de análise espacial tem-se concentrado em quatro áreas de aplicações:

- i) no mapeamento de doenças: construção de mapas de distribuição espacial de doenças e agravos à saúde que representem de uma forma mais próxima a distribuição real, ou seja, que esteja livre de flutuações aleatórias não associadas ao risco da doença ou de artefatos produzidos por tamanho da população, diferentes estruturas etárias etc. O mapeamento é útil na identificação de epidemias; no levantamento de hipóteses etiológicas; no monitoramento de agravos no tempo e no espaço, com vistas a identificar elevação nos riscos; na identificação de áreas desprovidas de serviços de saúde como forma de orientação da alocação desses serviços;
- ii) nos estudos ecológicos: como em geral na análise ecológica o agregado é uma unidade espacial (bairro, região administrativa, etc.), uma das áreas de interesse da análise espacial é o estudo da associação entre a incidência de doenças e potenciais fatores de risco tomados como variáveis de um agregado geográfico. Na análise espacial as técnicas de regressão incorporam o componente espacial como um componente da análise. O objetivo dos estudos ecológicos é o conhecimento dos determinantes dos agravos e a identificação do potencial de prevenção desses agravos;

- iii) na identificação de aglomerados (*clusters*) de doenças: identificação de áreas geográficas com risco significativamente elevado ou não esperado de incidência de uma determinada doença ou agravo. A identificação dessas áreas pode ser feita de duas formas: a primeira, avaliando-se uma região como um todo, com o objetivo de identificar áreas com tendência de riscos elevados; e a segunda, investigando-se áreas ao redor de uma determinada fonte suspeita para verificar se apresentam ou não risco elevado de doença;
- iv) na identificação, avaliação e monitoramento de fatores ambientais relacionados à saúde: a análise da distribuição espacial possibilita subsidiar as ações de controle e prevenção desses fatores.

No presente trabalho, o enfoque é o mapeamento de doenças, utilizando-se dados agregados, ou seja, as taxas de mortalidade infantil no espaço urbano de Goiânia. Nesse sentido, a revisão será direcionada para a análise dos padrões de distribuição de doenças em áreas geográficas.

Segundo Bailey & Gatrell (1995), por *área* pode-se compreender entidades que são definidas de forma legal como municípios, bairros, regiões de saúde, incluindo, tanto sua dimensão da delimitação de um espaço geográfico, como os elementos a elas relacionados, como características demográficas e socioeconômicas.

De forma geral, na literatura revisada, as técnicas de análise espacial de dados de área são categorizadas da seguinte forma: (i) técnicas de visualização de dados espaciais; (ii) técnicas de análise exploratória de dados espaciais (ESDA) e (iii) técnicas de modelagem de dados espaciais (Bailey & Gatrell, 1995).

Visualização de dados espaciais

O objetivo da visualização é mapear as taxas de incidência dos agravos como forma de detectar padrões. Um dos principais problemas no mapeamento das taxas pode ser descrito como a baixa confiabilidade da distribuição espacial, uma vez que quase sempre se está diante de eventos raros e existe uma tendência de as taxas serem mais discrepantes nas áreas com população menor. O desafio é a construção de mapas que expressem a real heterogeneidade da incidência, reduzindo-se o excesso de variabilidade local e corrigindo para variáveis como sexo, idade e potenciais fatores associados à doença (Bailey, 2001). Os procedimentos mais básicos para a construção dos mapas são:

Mapas coropléticos: confecção de mapas em que cada área é sombreada ou colorida representando uma escala discreta baseada no valor do atributo de interesse no interior de cada área. A definição, tanto dos intervalos de classe quanto dos padrões de cores, é uma questão relevante para a confecção dos mapas.

Devido à ampla utilização dos mapas coropléticos, algumas distorções devem ser ressaltadas: (i) o número de classes (categorias) dos valores dos atributos pode dar uma visão distorcida da tendência ou padrão; (ii) áreas muito amplas do ponto de vista físico podem dominar a visualização do mapa; (iii) a agregação dos dados individuais a fim de torná-los compatíveis com os limites das áreas legais ou administrativas faz com que o padrão espacial do evento reflita mais os limites ou bordas que conformam a divisão administrativa do que a própria distribuição espacial dos valores dos atributos (Bailey e Gatrell, 1995).

Algumas formas de contornar essas limitações são sugeridas: seleção apropriada dos intervalos de classe e dos padrões de cores, como por exemplo o uso de uma mesma cor, porém com uma gradação contínua, eliminando os contornos das áreas; utilização de transformação geométrica de grandes áreas, tornando-as proporcionais aos valores do atributo, mas mantendo a contigüidade das áreas (cartograma, *density equalised map*). Com relação à terceira limitação, os autores sugerem que, sempre que possível, os dados devem ser analisados com base na área de menor nível de agregação para que estes fiquem disponíveis, evitando agregações arbitrárias para áreas maiores.

Mapas de símbolos proporcionais: sobre um mapa de área sobrepõem-se símbolos cujos tamanhos são proporcionais ao valor do atributo de interesse em cada área.

Análise exploratória de dados espaciais (ESDA)

A análise exploratória de dados espaciais é um conjunto de técnicas cujo objetivo é descrever e visualizar os dados espaciais, buscando identificar padrões de associação espacial (aglomerados espaciais), sugestão e adequação a modelos, valores aberrantes (extremos) e tipos de relacionamentos. A forma de apresentação dos resultados da análise exploratória é por meio de gráficos e mapas – *boxmap* (Bailey e Gatrell, 1995; Anselin, 1996).

Uma questão central na análise exploratória é que, no estudo de um processo espacial, como por exemplo o padrão de ocorrência da taxa de mortalidade infantil nas diversas unidades espaciais de um município, ela resulta da atuação de dois efeitos: o efeito de primeira

ordem e o efeito de segunda ordem. O efeito de primeira ordem está relacionado com a variação do valor médio do processo no espaço – tendência global ou de grande escala. O efeito de segunda ordem resulta da estrutura de correlação espacial, ou da dependência espacial do processo, ou; em outras palavras da tendência para desvios dos valores dos processos em relação a suas médias no sentido de seguir os valores de regiões vizinhas – efeitos locais ou de pequena escala ou autocorrelação (Bailey & Gatrell, 1995). Diversas técnicas são utilizadas para a análise exploratória de dados espaciais; Algumas são mais adequadas para investigar efeitos de primeira ordem e outras são mais voltadas para a análise de dependência espacial ou efeito de segunda ordem.

Um conceito utilizado nas diversas técnicas de análise exploratória de dados de área é o de medida de proximidade entre áreas que irão constituir a matriz de pesos, que é o que define o esquema ou hipótese de relacionamento entre as áreas. As medidas de proximidade podem ser calculadas com base nos seguintes parâmetros: distância entre os centróides das áreas, comprimento da borda comum entre áreas, tempo de viagem entre centróides de duas áreas etc. Para a medida da distância entre centróides ou para o comprimento da borda comum, podem-se estabelecer diversos critérios de proximidade (Bailey & Gatrell, 1995; Glick, 1979).

As técnicas de análise exploratória ou de suavização dos dados mais utilizadas para identificar a variação de primeira ordem dos valores dos atributos – ou seja, como as médias (valores esperados) dos valores dos atributos variam na região de estudo – e para contornar os ruídos ou variações aleatórias que ocorrem no mapeamentos das taxas são:

– Média móvel espacial

Expressa como o valor médio do atributo de interesse varia dentro da região de estudo. O procedimento utilizado para dados espaciais contínuos é estimar para cada área uma média ponderada dos valores do atributo dos seus vizinhos.

– *Median Polish*

É uma técnica que utiliza mediana em vez de média para a estimativa e, em geral, é uma técnica mais robusta para os valores extremos. A análise é feita por meio da análise de variância.

– Estimativa de Kernel

Utiliza um estimador de intensidade (estimador de Kernel), que mostra o padrão espacial do evento na superfície, identificando áreas de grande e baixa intensidade das taxas de mortalidade.

– Estimativas bayesianas empíricas

A estimativa bayesiana é uma abordagem estatística, que possibilita um suavizamento (*smoothing*) das probabilidades de morte, com vistas a minimizar a variabilidade e as flutuações aleatórias das taxas em decorrência dos pequenos números em pequenas áreas. O

suavizamento é obtido levando-se em conta, para o cálculo das taxas nos distritos urbanos, as taxas dos distritos vizinhos (Bailey & Gatrell, 1995; Marshal, 1991). A estatística bayesiana fundamenta-se no reconhecimento de que há um conhecimento prévio ou *a priori* acerca dos parâmetros em estudo:

Em geral, uma distribuição de probabilidade não condicional *a priori* dos valores do parâmetro em estudo é convertida em uma distribuição *a posteriori* dos valores do parâmetro em estudo com base na utilização dos dados observados (Bailey e Gatrell, 1995).

São denominadas técnicas de estimativas bayesianas empíricas quando se utilizam características e medidas dos próprios dados que se está analisando, como no presente estudo, em que se aplica aos arquivos de óbitos infantis, nascidos vivos e probabilidades de morte por distrito urbano de planejamento para se definir a distribuição *a priori*. A limitação apresentada pelas estimativas empíricas é que elas substituem os hiperparâmetros por estimativas baseadas nos próprios dados, o que leva a incertezas na estimativa (Mollié, 1999).

– Modelos bayesianos hierárquicos

Para o alisamento das taxas de mortalidade, como por exemplo a razão padronizada de mortalidade (RPM), os modelos hierárquicos bayesianos que recentemente vêm sendo utilizados em epidemiologia, combinam dois componentes, o aleatório não espacial existente nos riscos relativos de mortalidade (RPM) e o efeito aleatório espacial. O método mais

comum utilizado para estimar o vetor do efeito aleatório espacial é a abordagem bayesiana hierárquica. Nessa abordagem, para o componente espacial estabelece-se que a distribuição de probabilidade é definida de forma a incentivar que áreas vizinha sejam mais semelhantes que as não vizinhas em termos de risco de mortalidade. Na abordagem bayesiana, define-se uma distribuição *a priori* para o componente espacial aleatório, à qual estão associados os hiperparâmetros da distribuição. Considerando o vetor dos hiperparâmetros e a distribuição *a priori* deles, a abordagem bayesiana deriva uma distribuição *a posteriori* para todos os parâmetros. Como a derivação matemática direta é muito complexa, utilizam-se os métodos de simulação das cadeias de Markov Monte Carlo (MCMC). Esses procedimentos não serão utilizados no presente trabalho, mas exemplos de sua aplicação podem ser obtidos nas seguintes obras: Assunção et al. (1998), Mollié (1999), Bailey (2001).

Autocorrelação espacial

As técnicas utilizadas para avaliar a existência de dependência espacial ou para investigar os efeitos de segunda ordem são as técnicas que estimam a autocorrelação de uma mesma variável em diferentes localizações espaciais, consideradas como indicadores globais de autocorrelação espacial, já que sumarizam o padrão global de dependência das áreas em um indicador único, dentre as técnicas merecem destaque:

– Estatística I de Moran

A estatística I de Moran é um teste para estimar autocorrelação espacial em taxas de incidência ou prevalência de doenças. Uma correlação positiva indica que áreas vizinhas apresentam taxas semelhantes, configurando um aglomerado (*cluster*) espacial (Jackez et al., 1996).

– Método de Grimson

O método de Grimson pode ser utilizado para detectar *aglomerados* espaciais. O método identifica e marca áreas cujos números de casos ou as taxas são excessivos em relação ao esperado segundo a distribuição de Poisson. A estatística A é o número de áreas identificadas como de taxas excessivas e que são adjacentes ou vizinhas. A hipótese nula do teste é que as áreas com taxas excessivas distribuem-se na região de forma aleatória. A hipótese alternativa do teste é que áreas com taxas excessivas tendem a ser adjacentes e o pressuposto teórico do teste é que, quando ocorre um *aglomerado* de áreas com taxas excessivas, existe um excesso de adjacências e o teste estatístico terá um valor grande (Jackez et al., 1996).

– Estatística C de Geary

De forma semelhante à estatística I de Moran, estima a correlação espacial entre os valores de um atributo com base em uma matriz de medidas de pesos baseados em medidas de

proximidade entre as áreas. Valores maiores do que zero indicam correlação positiva e valores menores do que zero, correlação negativa (Bailey & Gatrell, 1995).

Algumas técnicas de visualização de dados espaciais, ao contrário das estimativas globais descritas anteriormente, permitem uma visualização dos padrões locais possibilitando perceber ilhas de heterogeneidade espacial. Essas técnicas centralizam-se na identificação de valores atípicos e valores extremos (Anselin, 1996):

– Correlogramas

A matriz de pesos construída com base nos esquemas pré-definidos de proximidade ou vizinhança entre as áreas pode ser utilizada para estimar a função de autocorrelação, quando esta é representada como uma função matemática da distância ou *spatial lag*. Essa função, representada de forma gráfica, é o correlograma espacial. Este mede o grau de associação entre áreas que se encontram distantes K *spatial lags*. Uma determinada área pode ter vizinhos mais próximos de primeira ordem, vizinhos mais próximos de segunda ordem, e assim por diante (Glick, 1979).

O correlograma é uma forma de apresentação gráfica que possibilita uma visualização geral das estatísticas I e C estimadas para diferentes graus de vizinhança – *lags* espaciais (vizinhos de primeira ordem, segunda, terceira etc.). O correlograma proporciona uma indicação da escala na qual determinado processo espacial está operando (Gesler, 1986). Além disso, o exame dos correlogramas permite distinguir a presença de efeitos de primeira ordem ou de segunda ordem na observação da distribuição dos valores de um atributo nas áreas em estudo.

Identificação de aglomerados (Clusters)

Existem duas estratégias para a identificação de aglomerados: identificação de aglomerados existentes em uma área ou a identificação de um aglomerado ao redor de uma área específica, como uma usina nuclear, por exemplo. São técnicas que abordam a primeira estratégia:

– Índices de autocorrelação espacial local

Esses indicadores são exemplos de técnicas de análise exploratória de dados que podem ser utilizados como técnicas iniciais para a detecção de aglomerados de doenças e agravos à saúde. Os indicadores locais de associação espacial (LISA) constituem uma decomposição dos indicadores globais e possibilitam refinar o cálculo dos indicadores no sentido de identificar áreas ou aglomerados de dependência espacial que não podem ser identificados pelos indicadores globais (Câmara et al., 2001). Segundo Câmara et al. (2001), as duas categorias de índices de autocorrelação local mais empregadas são: (i) os índices locais de Moran e (ii) os índices G_i e G_i^* descritos de forma mais detalhada no ítem material e métodos.

– Estatística espacial scan (*Spatial Scan Statistic*)

A estatística espacial scan é um método proposto por Kulldorff e Nagarwalla (1995), Kulldorff (1997) e Kulldorff (1999) que utiliza o teste de razão de verossimilhança com o

objetivo de comparar o risco de ocorrência de uma doença ou agravo dentro e fora de uma região circular numa determinada área geográfica.

A estatística scan opera com uma janela circular sobre o mapa cujo centro se move por sobre toda a extensão da região de estudo. Para cada posição do centro do círculo, o raio da janela modifica-se continuamente, apresentando valores que variam de 0 até algum limite superior. Em geral, o método utiliza uma área D que contém um grande número de distintos círculos, cada qual com diferente tamanho e localização, podendo ser um potencial aglomerado. Para cada círculo, o método calcula a verossimilhança de encontrar um número de casos observados dentro e fora do círculo, assumindo um modelo de Poisson ou Bernoulli de como os casos foram gerados (Kulldorff, 1999).

O círculo com a máxima verossimilhança é definido como o mais provável aglomerado, significando que é muito pouco provável que sua identificação se deva ao acaso. A hipótese nula geral que o método testa é que a probabilidade de morte infantil é igual em todos os distritos urbanos. Para cada círculo, a hipótese nula é que o risco de morrer dentro e fora do círculo são os mesmos.

Segundo Kulldorff (1999),

O método estatística scan apresenta as seguintes características ou vantagens que o torna uma boa ferramenta para avaliar a existência de aglomerados de doenças ou mortalidade: (i) ajusta-se a áreas com densidade populacional heterogêneas; (ii) não apresenta problemas de viés de pré-seleção de áreas porque não especifica *a priori* o tamanho e nem a localização dos prováveis aglomerados; (iii) o teste estatístico da razão de verossimilhança proporciona um

valor de p para cada aglomerado; (iv) no caso de rejeição da hipótese nula, o método identifica o aglomerado responsável pela rejeição (Kulldorff, 1999).

Outras técnicas são utilizadas para avaliar a presença de aglomerados espaciais de doenças e agravos à saúde, como por exemplo as descritas por Tango (1999), Cuzick e Edwards (1990) e Anderson e Titterington (1997).

Modelagem de dados espaciais

A modelagem de dados é utilizada com o objetivo de testar hipóteses, ou para estimar, com alguma precisão, a extensão ou a forma das relações de interesse do estudo. A modelagem de dados procura estabelecer relações entre os valores do atributo de interesse nas áreas, o arranjo espacial relativo de cada área e valores de outros atributos disponíveis para cada área. Modelos que investigam principalmente os efeitos de primeira ordem:

(i) Modelos de regressão não espacial

São os modelos de regressão linear estimados a partir do método dos mínimos quadrados. O limite desse modelo é a suposição básica da regressão linear de independência entre os valores Y_i e a homocedasticidade, o que na análise espacial não pode ser satisfeita, já que existe dependência espacial entre as áreas. Como forma de contornar esses problemas utilizam-se

transformações logísticas, angulares, etc. Uma outra forma é a aplicação da técnica estatística *generalised linear models* para resolver o problema da autocorrelação espacial dos resíduos decorrentes do efeito de segunda ordem (Bailey & Gatrell, 1995).

–Método dos mínimos quadrados generalizados (*Generalised least squares*)

Com esse método, pode-se prescindir da suposição básica dos modelos de regressão linear simples, ou seja, a independência espacial, tornando possível modelar tanto os efeitos de primeira ordem quanto os efeitos de segunda ordem (Bailey & Gatrell, 1995).

(ii) Modelos de regressão espacial

Esses modelos construídos pela combinação das técnicas de mínimos quadrados e máxima verossimilhança para estimativa dos parâmetros possibilitam uma modelagem tanto dos efeitos de primeira ordem quanto da dependência espacial (Bailey & Gatrell, 1995).

Um dos métodos de regressão utilizado é o *simultaneous autoregressive model* (SAR), em especial um modelo particular denominado *autocorrelated errors model* (Bailey & Gatrell, 1995).

Outros modelos mais complexos são citados por Bailey & Gatrell, (1995) tais como o *conditional autoregressive models* (CAR) baseados em esquemas de interação mais complexos.

OBJETIVOS

Objetivo Geral

- Investigar o padrão espacial da mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal no município de Goiânia.

Objetivos específicos

- Identificar o padrão de distribuição espacial da mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal;
- Investigar se a mortalidade neonatal e pós-neonatal são eventos espacialmente dependentes;
- Identificar a existência de áreas geográficas de alto-baixo risco para a mortalidade neonatal e pós-neonatal.

MATERIAL E MÉTODOS

Área e População de estudo

O presente estudo foi desenvolvido em Goiânia – Goiás (cerca de 1.000.000 habitantes). A população de estudo foi constituída por todos os nascidos vivos que tiveram uma declaração de nascido vivo (DN) preenchida entre os anos de 1992 e 1996.

Fonte de dados

- (i) nascidos vivos: a fonte de dados sobre nascidos vivos foi a DN – documento-base do sistema de informações sobre nascidos vivos (SINASC), implantada no país no ano de 1990 (Mello Jorge et al., 1993). As informações foram coletadas no Departamento de Morbimortalidade da Secretaria Estadual de Saúde (período de 1992 a 1994) e na Divisão de Informações em Saúde da Secretaria Municipal de Saúde de Goiânia (período de 1995 e 1996). A coorte retrospectiva de nascidos vivos foi formada pelos nascidos vivos ocorridos em Goiânia, cujas mães residiam no município, entre 1992 e 1996. O SINASC apresenta uma cobertura aproximada de 90%, segundo o número esperado de nascidos vivos para o município no período do estudo (Mello Jorge, Gotlieb, Oliveira, 1996);

- (ii) óbitos infantis: foram considerados todos os nascidos vivos da coorte definida acima que morreram no período neonatal (antes de 28 dias de vida) e no período pós-neonatal (entre 28 e 365 dias de vida). A fonte de dados utilizada para a obtenção dos óbitos infantis foram os arquivos de declaração de óbito (DO) do sistema de informações de mortalidade (SIM) referentes aos anos de 1992 a 1997.

Relacionamento entre bancos de dados

Cada declaração de óbito foi emparelhada com a sua respectiva declaração de nascido vivo por meio dos seguintes procedimentos:

- (i) busca automática no arquivo de nascidos vivos, utilizando campos-chaves comuns à DN e à DO (data de nascimento, sexo e bairro de residência) identificando os prováveis códigos de DN para cada óbito;
- (ii) busca manual para confirmar a etapa anterior utilizando o nome da mãe;
- (iii) busca nos cartórios de registro civil para os casos de insucesso nas etapas anteriores.

A partir desses procedimentos, foi possível estabelecer a distinção, na coorte retrospectiva, entre os nascidos vivos que evoluíram para o óbito e os sobreviventes ao primeiro ano de vida (Almeida, 1994; Morais Neto & Barros, 2000). A proporção de perda no processo de linkage foi em torno de 2% em média nos cinco anos.

Banco de dados tabulares

Os arquivos de dados relativos aos nascidos vivos e óbitos infantis foram transferidos para os aplicativos EPIINFO 6.04 (Dean et al., 1996) e FOXPRO. Foram utilizados dois bancos de dados primários, bem como um terceiro, resultante da combinação dos dois primeiros: (i) o banco de dados de óbitos infantis; (ii) o banco de dados de nascidos vivos e (iii) o banco de dados oriundo do procedimento de *linkage* entre os dois anteriores. A partir do terceiro banco de dados construiu-se um quarto banco para o qual foram calculadas as probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal por distrito urbano (Apêndice A).

Georreferenciamento

Os eventos (óbitos infantis e nascidos vivos sobreviventes) foram geocodificados nos distritos urbanos de planejamento do município de Goiânia.

A área urbana de Goiânia é dividida em 64 distritos urbanos de planejamento definidos com base em critérios de homogeneidade socioeconômica, planejamento urbano e características físico-territoriais (IPLAM, 1992). Foram excluídos da análise o distrito número 62 (Abadia de Goiás), por ter-se constituído em um município e o distrito número 65, por ter sido acrescido à divisão territorial pelo IBGE durante a contagem populacional de 1996 para caracterizar adensamento populacional recente. Além destes, foram excluídos os distritos 44 e 46 correspondentes ao Aeroporto Santa Genoveva e à Central de Abastecimento de Alimentos –

CEASA, respectivamente, e os distritos 22 e 63, devido ao pequeno número de nascidos vivos (menos de 100 nos 5 anos de estudo). Os resultados são apresentados, considerando-se os distritos urbanos e as nove macrorregiões administrativas de Goiânia que apresentam os limites compatíveis com agregados de distritos urbanos de planejamento (Mapas 1 e 2).

Figura 1
Distritos urbanos de planejamento - Goiânia, 1996

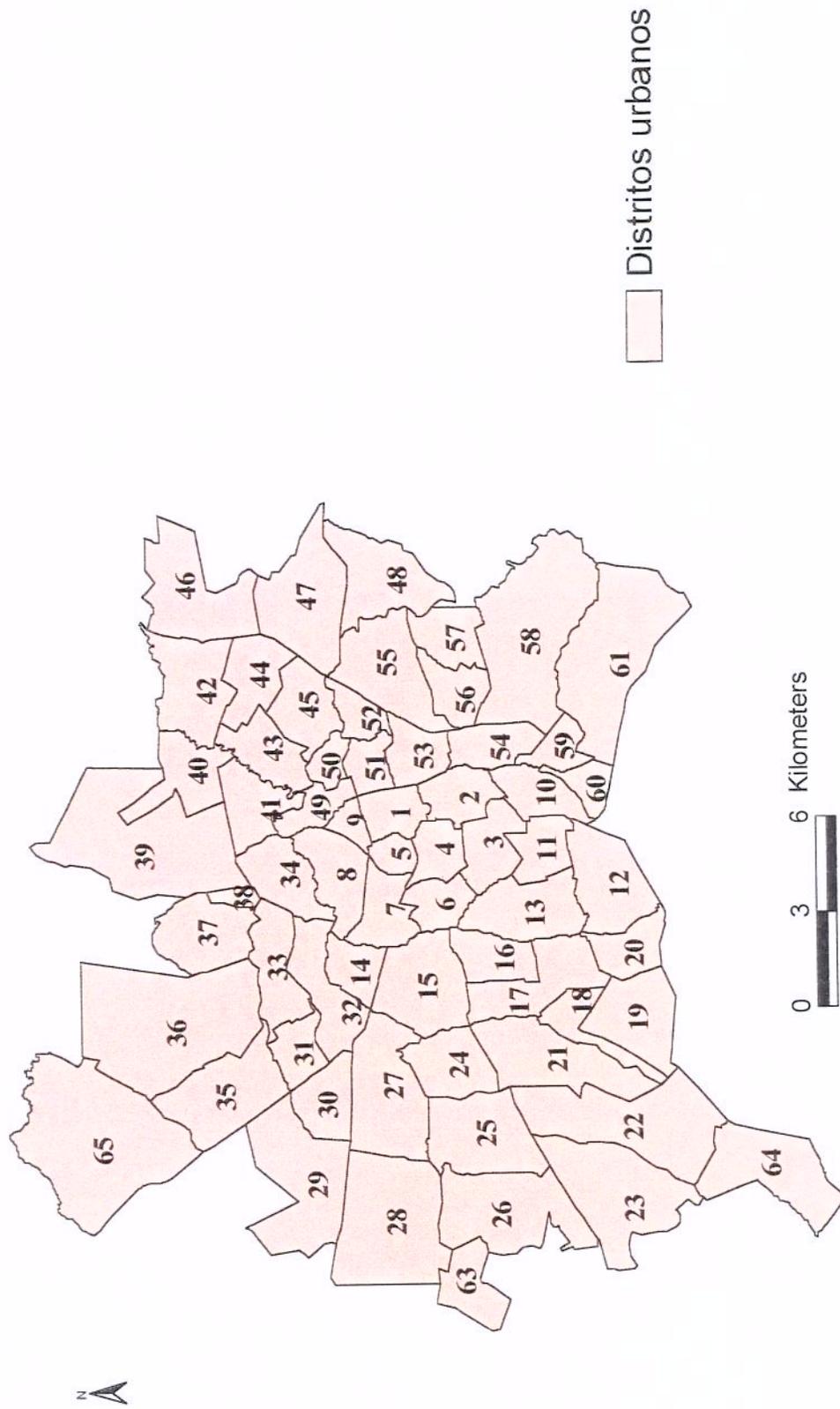
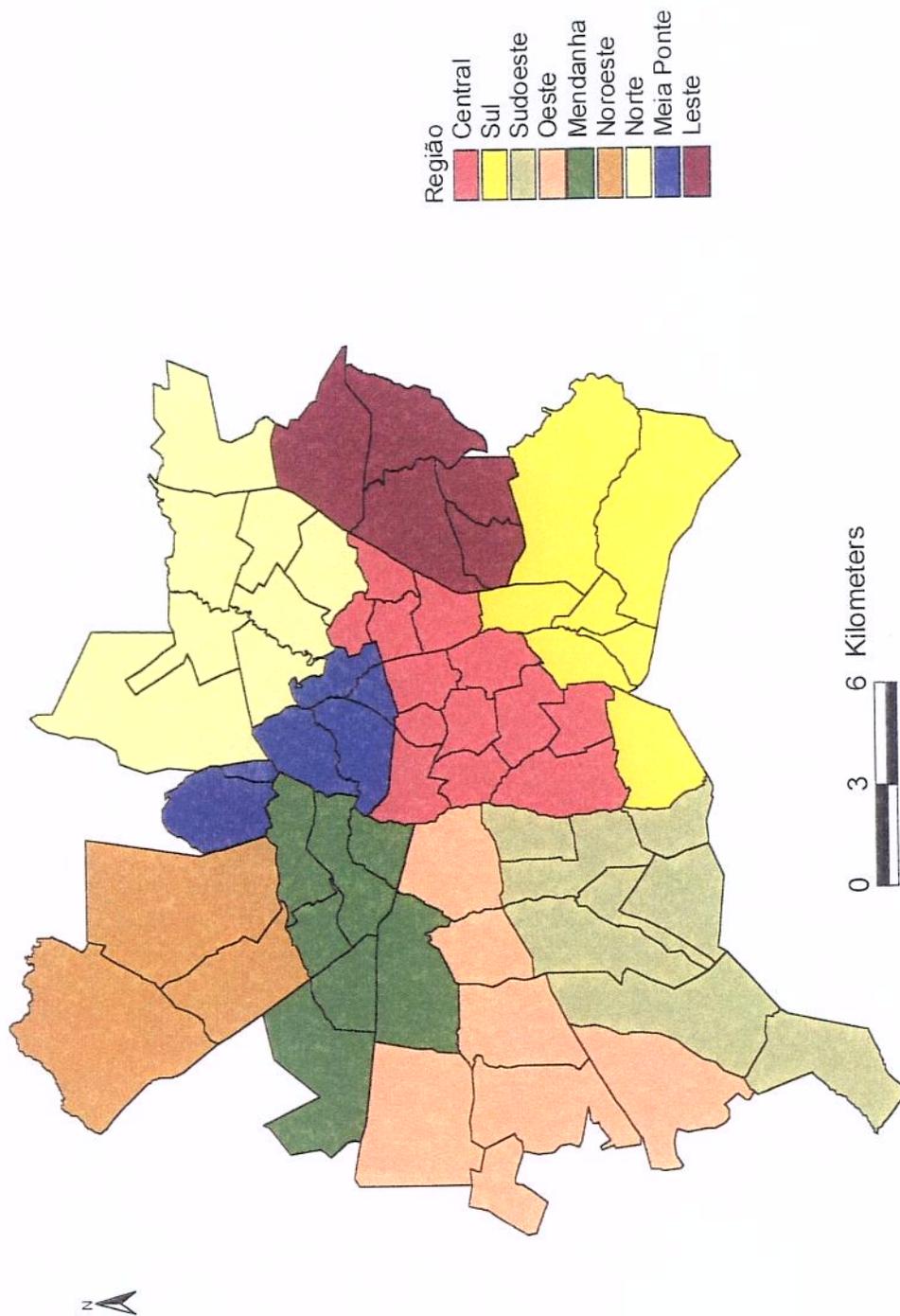


Figura 2
Regiões administrativas de Goiânia, 1996



Mapas digitais

A base cartográfica utilizada foi o mapa urbano básico digital de Goiânia produzido pela Companhia de Processamento de Dados da Prefeitura de Goiânia – COMDATA, acrescido das camadas de distritos urbanos produzidos pelo Departamento de Medicina Tropical, Saúde Coletiva e Dermatologia da UFG (Ximenes et al., 1999). Para a visualização dos mapas utilizou-se o software ArcView 3.02 (ESRI, 1996).

Delineamento do estudo

Para análise do padrão espacial da mortalidade neonatal e pós-neonatal foi utilizada a análise exploratória de dados e análise exploratória de dados espaciais (ESDA), bem como a análise de identificação de aglomerados de risco.

Análise de dados espaciais

A análise de dados espaciais, conforme foi descrito na introdução deste trabalho, visa descrever e explicar o padrão de distribuição da mortalidade infantil no espaço geográfico. Com seu auxílio é possível investigar a existência de dependência espacial na determinação do padrão da mortalidade infantil e as relações espaciais que podem ser identificadas na

determinação do padrão de distribuição da mortalidade infantil (Bailey & Gatrell, 1995; Fotheringham e Rogerson, 1995; Jackez et al., 1996).

Para a análise espacial da mortalidade infantil, foram utilizados o mapa digital básico de Goiânia e os sistemas de informações geográficas ArcView, além dos aplicativos de análise espacial INFOMAP (Bailey & Gatrell, 1995), SPACESTAT (Anselin, 1995) e SPLUS módulo de análise espacial (MathSoft, 1999; Kaluzny et al., 1998).

Para a análise do padrão de ocorrência da mortalidade infantil, foi utilizada a estratégia de análise de dados de área. Foram utilizadas técnicas de análise espacial de dados voltadas para: (i) sumarização e visualização dos dados; (ii) análise exploratória de dados espaciais e (iii) técnicas de identificação de aglomerados (estatística espacial scan).

Sumarização e visualização dos dados

Para a visualização do padrão de distribuição da mortalidade infantil no espaço urbano de Goiânia, inicialmente procedeu-se à confecção dos mapas coropléticos da mortalidade neonatal e pós-neonatal observadas.

O mapa coroplético mostra a distribuição espacial da mortalidade infantil nos períodos neonatal e pós-neonatal nos distritos urbanos de Goiânia utilizando-se, como parâmetro para definição dos intervalos de classe da probabilidade de morte, os quartis.

Análise exploratória dos dados

O primeiro passo para a análise espacial é a construção da matriz de vizinhança, um conceito utilizado nas diversas técnicas de análise exploratória de dados de área. A matriz de proximidade entre áreas define o esquema ou hipótese de relacionamento entre as áreas: no presente estudo, a matriz de vizinhança foi definida com base no compartilhamento de bordas entre os distritos urbanos de planejamento – critério da rainha (Bailey & Gatrell, 1995).

Cada elemento (w_{ij}) da matriz de vizinhança assume os valores 0 e 1, na dependência de satisfazer ou não o critério definido:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{Aj compartilha borda com Ai} \\ 0 & \text{Aj não compartilha borda com Ai} \end{cases}$$

As técnicas de análise exploratória utilizadas no presente estudo foram:

- Média móvel espacial

Expressa como o valor médio do atributo de interesse varia dentro da região de estudo. O procedimento para o cálculo da média móvel espacial foi a estimativa da probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal para cada distrito urbano como uma média ponderada dos valores das probabilidades de morte dos distritos vizinhos (Bailey & Gatrell, 1995).

$$\mu_i = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} \gamma_j}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

- Estimativa bayesiana empírica

Considerando θ_i a verdadeira probabilidade de morte em cada distrito e r_i a probabilidade observada calculada pela expressão y_i/n_i (óbitos observados/nascidos vivos). Considerando-se um enfoque bayesiano em que se tem uma distribuição *a priori* com os parâmetros γ_i (Média) e ϕ_i (Variância) de θ_i , a estimativa bayesiana empírica pode ser obtida matematicamente com as seguintes expressões (Bailey & Gatrell, 1995):

$$\hat{\theta}_i = w_i r_i + (1 - w_i) \gamma_i$$

Em que w_i é um fator de correção ou fator ponderado de contração (*shrinkage*) da taxa estimada θ_i sendo calculado pela seguinte expressão:

$$w_i = \phi_i / (\phi_i + \gamma_i / n_i)$$

Os parâmetros γ_i (média) e ϕ_i (variância) são estimados por meio dos próprios dados de mortalidade observados de acordo com o método dos momentos. Por esse método, γ é dado pela média das taxas observadas dos vizinhos de cada distrito e o valor do parâmetro ϕ_i é dado pela expressão:

$$\hat{\phi}_i = (\sum ni (ri - \gamma))^2 / \sum ni - (\gamma / \bar{n})$$

em que \bar{n} é constituído pela média de nascidos vivos dos vizinhos.

A estimativa bayesiana empírica é obtida pela expressão final:

$$\theta_i = \gamma + (\phi(ri - \gamma) / (\phi + \gamma / ni))$$

O fator de contração (w_i) é diretamente proporcional ao número de nascidos vivos. Distritos com pequeno número de nascidos vivos tem a sua taxa bayesiana aproximada da taxa dos seus vizinhos. Distritos com grande número de nascidos vivos permanecem com taxas com um pequeno alisamento. Foi utilizado o software Infomap para o cálculo da estimativa empírica bayesiana pelo método dos momentos.

Autocorrelação espacial global

Para a investigação da dependência espacial das probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal nos distritos urbanos de planejamento de Goiânia, ou melhor,

para verificar se a probabilidade de morte em um determinado distrito é interdependente dos seus vizinhos, optou-se pela estatística I de Moran.

A estatística I de Moran é um teste apropriado para estimar a autocorrelação espacial nas probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal observadas e nas estimativas bayesianas empíricas. A estatística I de Moran é um coeficiente de correlação momentâneo ponderado pelas medidas de proximidade geográfica. Uma correlação positiva indica que áreas vizinhas apresentam maior semelhança do que se esperaria, se as taxas fossem distribuídas aleatoriamente, configurando um aglomerado espacial (Jackez et al., 1996).

O cálculo do índice apresenta como hipótese nula que as probabilidades de morte dos distritos são independentes. O pressuposto teórico do teste é que áreas vizinhas tendem a ter taxas semelhantes quando sua população e exposições são semelhantes. Para o cálculo da estatística, são necessárias as taxas de cada área e os valores dos pesos que refletem as medidas de proximidade entre as áreas - matriz de vizinhança (Jackez et al., 1996; Câmara et al, 2001).

O cálculo da estatística é dado pela seguinte expressão:

$$I = n \sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y}) / (\sum (y_i - \bar{y})^2) \sum \sum w_{ij}$$

Em que:

n= número de áreas;

y_i = valor da probabilidade de morte na área i;

\bar{y} = valor médio da probabilidade na região de estudo;

w_{ij} = pesos atribuídos conforme a conexão entre as áreas i e j.

A significância estatística do índice I de Moran pode ser estimada de duas formas. Na primeira, utiliza-se um teste de pseudo-significância em que se produz uma distribuição empírica por meio de repetidas permutações, observando se a estatística encontra-se no extremo da distribuição ou não; caso se encontre no extremo, trata-se de um teste com resultado estatisticamente significativo. E na segunda, faz-se uma aproximação normal, supondo-se uma distribuição normal da estatística I. O software utilizado para a análise dos indicadores de autocorrelação global e local foi o Spacestat (Anselin, 1995 e 1999).

Diagrama de espalhamento de Moran (Moran Scatterplot)

O diagrama de espalhamento de Moran é uma forma de visualizar o relacionamento entre as probabilidades de morte de um distrito em relação à média dos seus vizinhos, categorizando os distritos em quadrantes: (i) alto-alto: distritos com taxas elevadas e média dos valores dos vizinhos elevada; (ii) baixo-baixo: distritos com baixas taxas e média dos valores dos vizinhos baixa; (iii) alto-baixo: distritos com taxas alta e média dos vizinhos baixa e (iv) baixo-alto: distritos com taxas baixas e média dos vizinhos elevada. Os dois primeiros quadrantes representam uma associação espacial positiva com valores semelhantes entre os vizinhos e os dois últimos uma associação espacial negativa, representando áreas com regime de transição no que se refere ao padrão espacial da probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal (Câmara et al., 2001; Anselin, 1996).

Autocorrelação espacial local

O índice de Moran local é calculado pela expressão:

$$I = Z_i \sum w_{ij} Z_j / \sum Z_i^2$$

Sendo

Z_i = desvio entre a probabilidade de morte do distrito e a média global

$w_{ij}Z_j$ = média dos desvios dos vizinhos

A significância estatística do índice de Moran local é calculada utilizando-se as suposições de randomização (permutação) e aproximação normal. Apresenta uma interpretação mais difícil devido ao fato de sua distribuição estatística não ser bem conhecida. Os distritos significativos são mapeados de acordo com a significância estatística encontrada nos níveis de confiança de 95%, 99% e 99,9%.

As estatísticas G_i e G_i^* foram propostas por Getis & Ord (1992). A expressão para o cálculo das estatísticas são as seguintes:

$$G_i(d) = \sum w_{ij}(d) X_j / \sum X_j, j \neq i$$

$$G_i^*(d) = \sum w_{ij}(d) X_j / \sum X_j$$

Sendo

W_{ij} = valor na matriz de proximidade para a região i com a região j em função da distância d (matriz não normalizada de 1 e 0).

As estatísticas G e G_i^* são somatórios de distâncias dos vizinhos em relação a uma distância d de um ponto considerado. Apresentam uma interpretação usual mais direta: valores positivos indicam a presença de aglomerados com probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal elevadas e valores negativos aglomerados de baixa probabilidade de morte. Além disso, a distribuição das estatísticas se assemelham a uma distribuição normal que facilita o cálculo da significância estatística do indicador (Câmara et al., 2001).

Estatística espacial scan (Spatial Scan Statistic)

Para a realização da análise da estatística espacial scan utilizou-se o software SaTScan, versão 2.1.2, com um tamanho de raio de $\leq 30\%$ ou $\leq 20\%$. Foi empregada a opção de análise puramente espacial para identificação de aglomerados de alto e baixo risco.

A estimativa da razão de verossimilhança para um determinado círculo é a seguinte:

$$\frac{L_A(D)}{L_0} \propto \left[\frac{n}{\lambda} \right]^n \left[\frac{N-n}{N-\lambda} \right]^{N-n} I(n > \lambda)$$

Sendo

N = total de óbitos em Goiânia;

n = número de óbitos no interior de cada círculo;

λ = número de óbitos esperados no interior do círculo sob hipótese nula;

$L_A(D)$ = verossimilhança sob a hipótese alternativa de que há um aglomerado no interior do círculo D ;

L_0 = verossimilhança sob a hipótese nula;

I = função indicadora que assume valor igual a 1 quando ocorrem mais óbitos no círculo do que o que seria esperado sob a hipótese nula e valor zero quando o número de óbitos no círculo se assemelha ao esperado. A maximização da expressão acima sobre todos os círculos resulta em uma máxima verossimilhança que mostra o mais provável aglomerado. O teste estatístico é:

$$\text{Max}_D \frac{L_A(D)}{L_0}$$

RESULTADOS

Análise exploratória da mortalidade infantil

Em Goiânia, entre os anos 1992 e 1996 ocorreram 105.127 nascidos vivos de mães residentes no município que tiveram uma declaração de nascido vivo (DN) preenchida (Quadro 1). Observa-se uma estabilidade no número anual de nascimentos no período observado.

Com relação aos óbitos infantis, há um predomínio dos óbitos ocorridos no período neonatal (0 a 28 dias de vida), que representam 68,2% do total de óbitos no período. Observa-se um discreto aumento dos óbitos nos anos de 1994-1995 no período neonatal e uma diminuição no período pós-neonatal.

Quadro 1. Número de óbitos infantis e nascidos vivos segundo a coorte de nascimento

Coorte	Óbitos infantis		Nascidos vivos
	Neonatal	Pós-neonatal	
1992	231	111	20981
1993	244	130	21156
1994	257	115	20867
1995	251	97	21308
1996	206	101	20815
Total	1189	554	105127

Nascidos vivos

O número médio de nascidos vivos por distrito nos cinquenta e nove distritos urbanos que foram considerados na análise foi de 1.718,3 (desvio padrão = 1.378,2), variando de 208 no distrito 58 até 6.142 no distrito 36. O diagrama de ramos e folhas e o diagrama de caixa mostra uma distribuição assimétrica com maior concentração à esquerda da curva e dois distritos com valores extremos: distritos 55 e 36 com número igual ou superior a 5.618 nascidos vivos (Figura 3).

Óbitos neonatais

Com relação aos óbitos ocorridos no período neonatal, o número médio foi de 19,97 por distrito (desvio padrão = 17,9), variando de zero, nos distritos 41, 58 e 64, até 89, no distrito 36. O diagrama de ramos e folhas e o diagrama de caixa mostram uma distribuição assimétrica e apenas o distrito 36 apresenta valor extremo (Figura 4).

Óbitos pós-neonatais

Para o período pós-neonatal, o número médio foi de 9,27 óbitos por distrito (desvio padrão = 10,3), variando de zero, nos distritos 38, 41 e 60, até 66 óbitos, no distrito 36. O diagrama de ramos e folhas e o diagrama de caixa mostram uma distribuição assimétrica e apenas o distrito 36 apresenta valor extremo (Figura 5).

Figura 3
Nascidos vivos - Diagrama de ramos e folhas

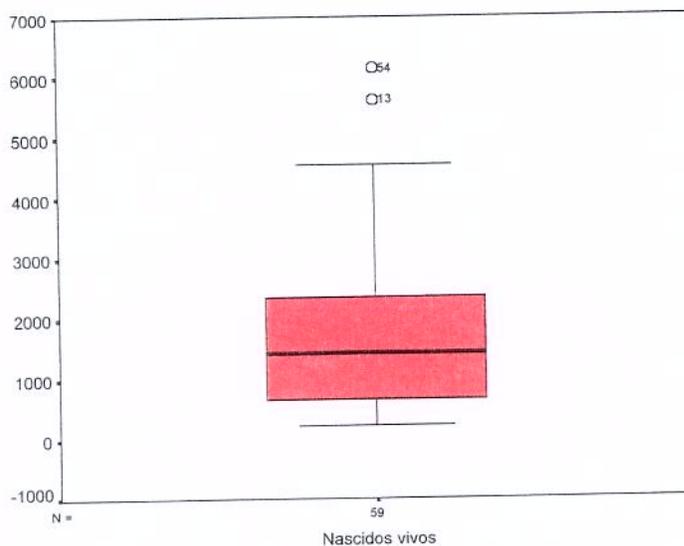
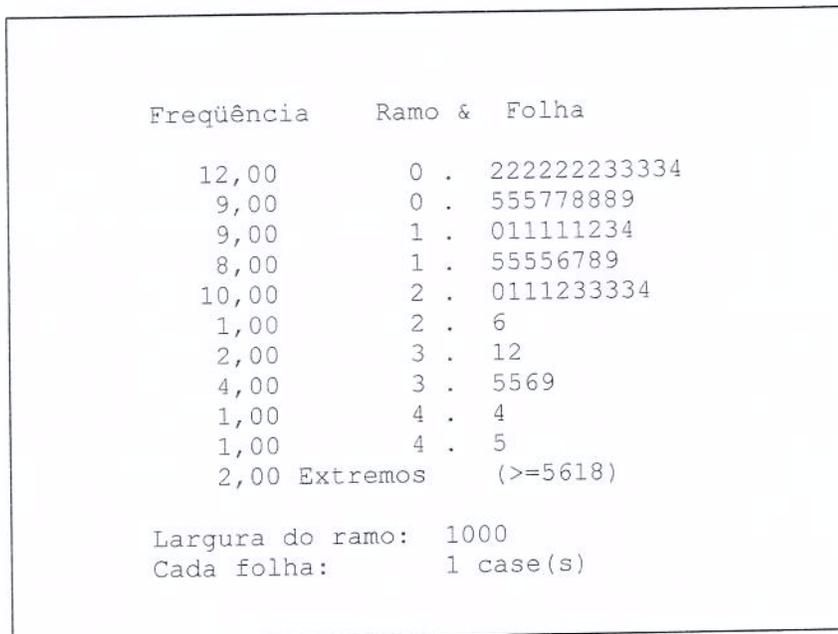


Figura 4
Óbitos neonatais - Diagrama de ramos e folhas

Frequência	Ramo & Folha
21,00	0 . 0001122333334456667889
11,00	1 . 01112344566
14,00	2 . 01223445588899
4,00	3 . 1556
5,00	4 . 01356
3,00	5 . 258
1,00	Extremos (>=89)

Largura do ramo: 10
 Cada folha: 1 case(s)

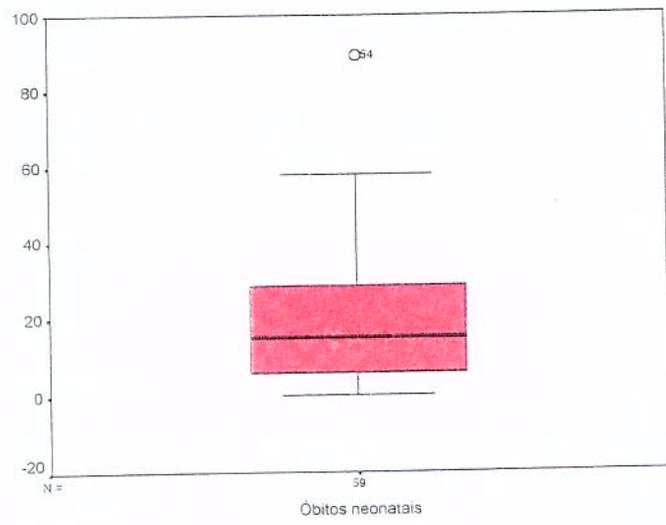


Figura 5
Óbitos pós-neonatais - Diagrama de ramos e folhas

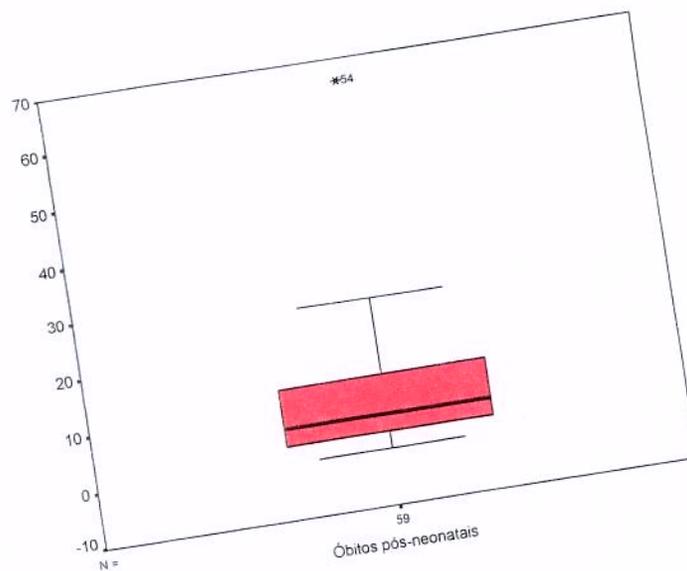
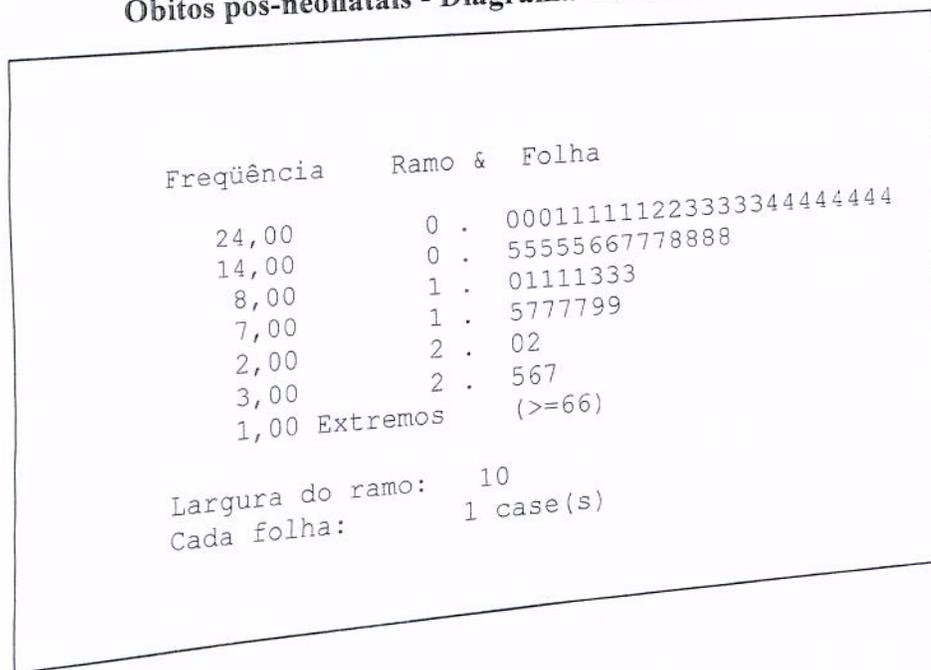
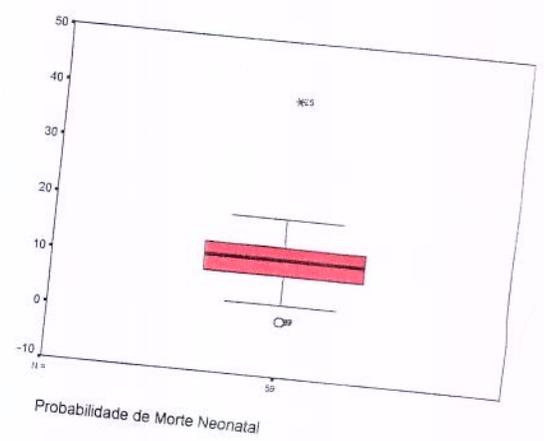
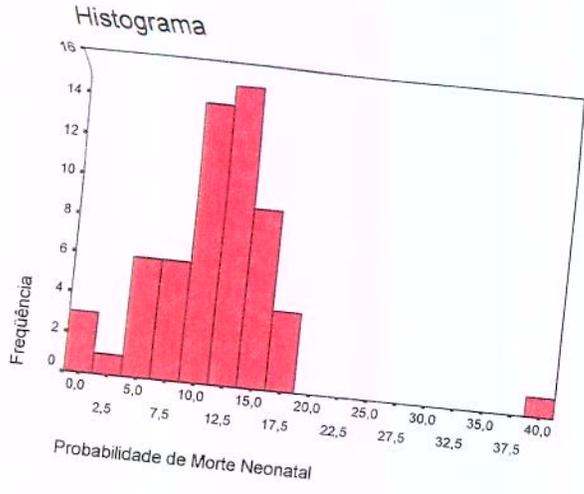


Figura 6
Probabilidade de morte neonatal

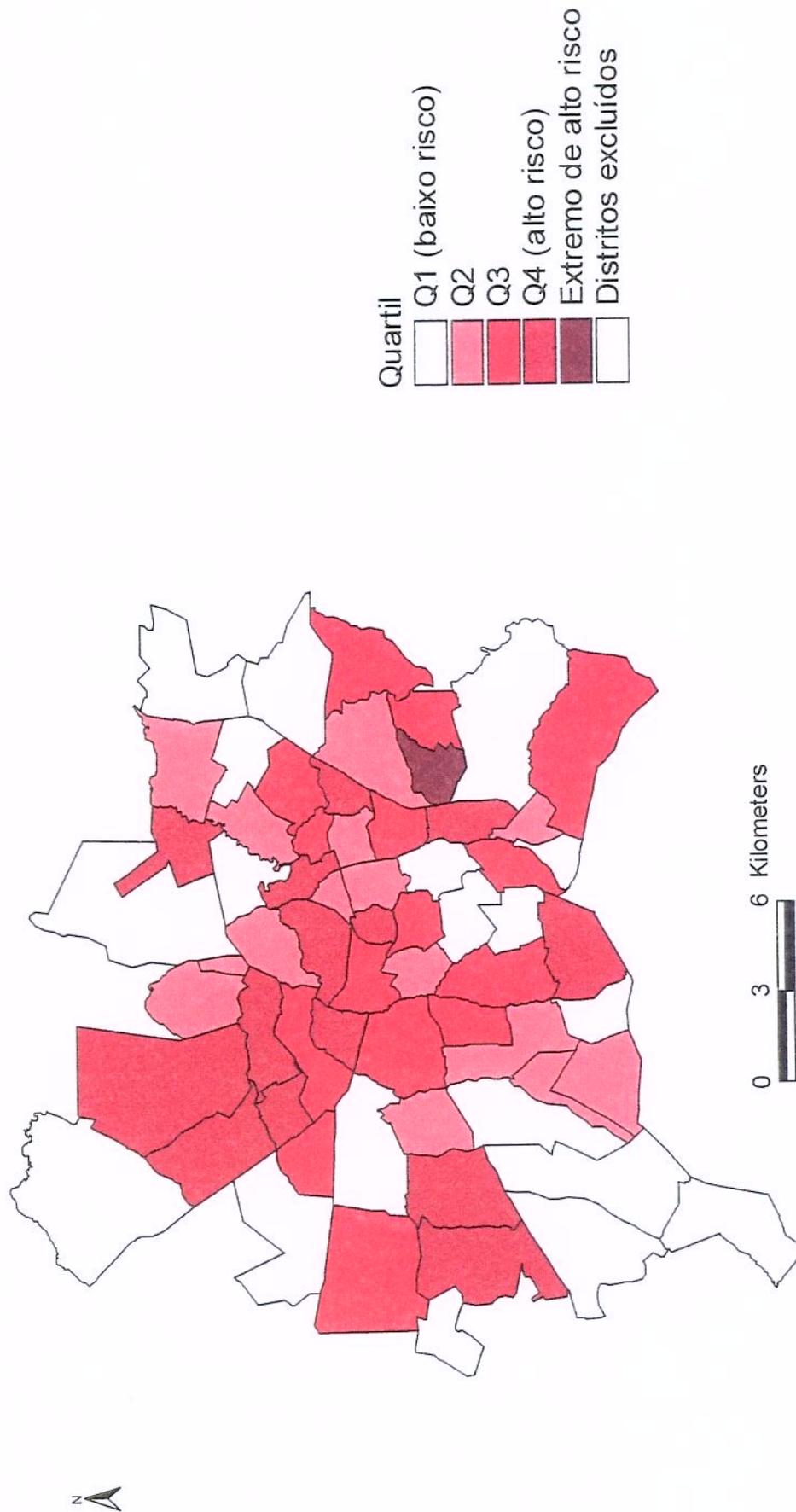


Probabilidade de morte no período neonatal
 Diagrama de Ramos e Folhas

Frequência	Ramo & Folha
3,00	Extremos (≤ 0)
2,00	0 . 23
4,00	0 . 4445
6,00	0 . 667777
8,00	0 . 88899999
15,00	1 . 0000001111111111
8,00	1 . 22223333
7,00	1 . 4444555
4,00	1 . 6677
1,00	1 . 8
1,00	Extremos (≥ 40)

Largura do ramo: 10,00
 Cada folha: 1 caso

Figura 7
Probabilidade de morte observada no período neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Probabilidade de morte no período pós-neonatal

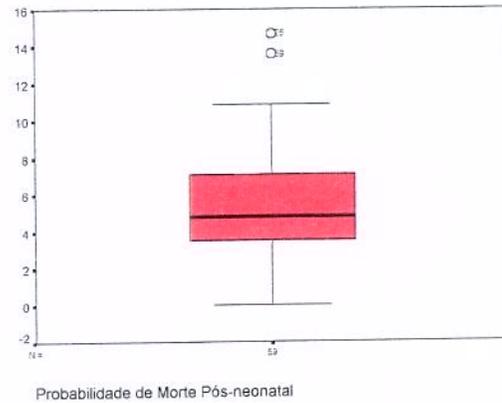
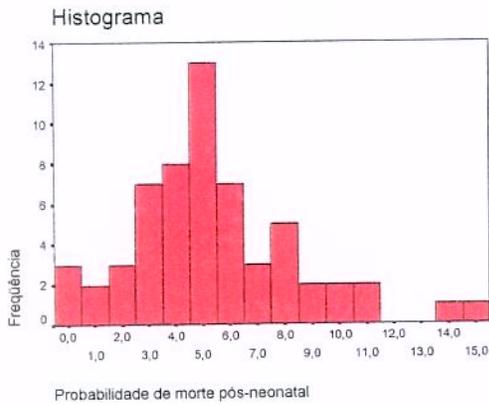
No período pós-neonatal, a probabilidade de morte observada média foi de 5,33 (IC 95% 4,54–6,13) óbitos por mil nascidos vivos (desvio padrão = 3,05). Os distritos 38, 41 e 60 não apresentaram óbitos no período pós-neonatal e os valores extremos ($\geq 14,00$) ocorreram nos distritos 56 (14,73 por mil) e 64 (13,57 por mil), conforme se vê na Figura 8. Os distritos que compõem o quartil de maior risco são : 23, 25, 26, 28, 37, 32, 33, 35, 36, 39, 42, 48, 50, 52, 54 (Quadro 3).

No período pós-neonatal, o mapa com a distribuição espacial da probabilidade de morte observada (Figura 9) mostra que os maiores riscos de morte estão concentrados nos distritos periféricos nas regiões Noroeste, Mendanha, Oeste, Norte e Leste.

Quadro 3. Óbitos, nascidos vivos, probabilidade de morte e distritos urbanos segundo quartis de risco de morte no período pós-neonatal

Quartil	Óbitos	Nascidos vivos	Prob. de morte (x1000NV)	Distritos urbanos
1	54	22.249	< 3,37	1, 2, 3, 4, 7, 11, 13, 18, 20, 38, 41, 43, 51, 60,
2	83	19.219	3,37-4,80	5, 6, 9, 10, 16, 21, 24, 29, 30, 40, 45, 47, 49, 57
3	181	34.297	4,80-6,43	8, 12, 14, 15, 17, 19, 27, 34, 37, 53, 55, 58, 59, 61
4	218	24.831	6,43-10,90	23, 25, 26, 28, 31, 32, 33, 35, 36, 39, 42, 48, 50, 52, 54
Extremo superior	11	786	≥ 14,00	56, 64
Total	547	101.382	5,40	-

Figura 8
Probabilidade de morte pós-neonatal

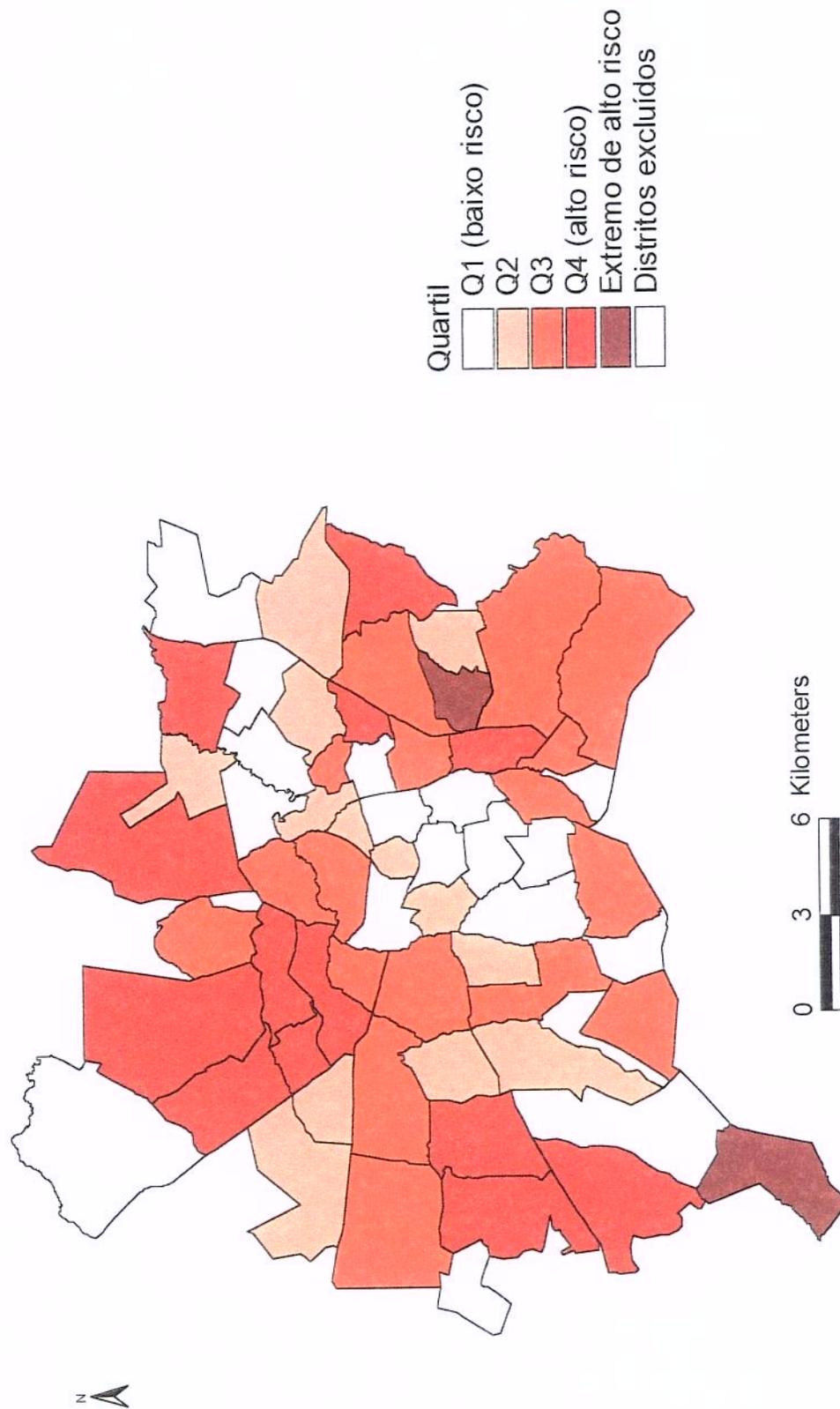


Probabilidade de Morte Pós-neonatal
Diagrama de Ramos e Folhas

Frequência	Ramo & Folha
6,00	0 . 000001
12,00	0 . 222223333333
21,00	0 . 44444444444445555555
9,00	0 . 666677777
7,00	0 . 8888899
2,00	1 . 00
2,00	Extremos (>=14)

Largura do Ramo: 10,00
Cada Folha: 1 caso

Figura 9
Probabilidade de morte observada no período pós-neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Média móvel espacial

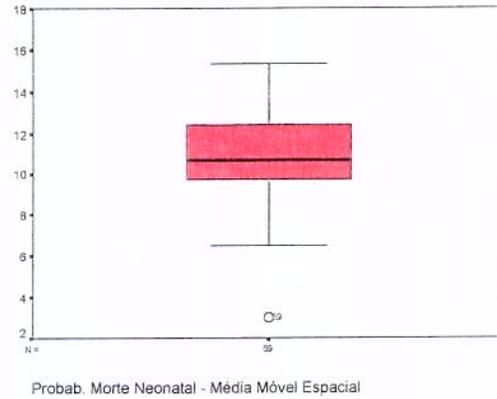
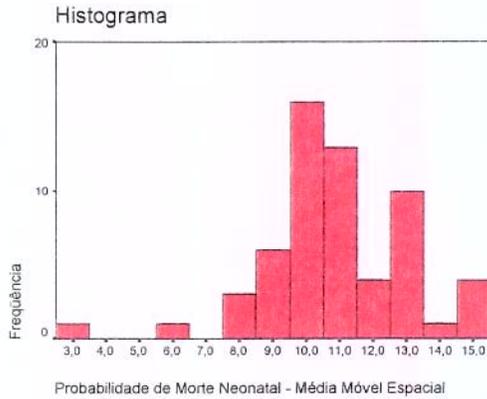
A média móvel espacial da probabilidade de morte para o período neonatal apresentou um valor médio de 10,9 óbitos por mil nascidos vivos (desvio padrão = 2,14) para o conjunto dos distritos urbanos. O distrito 64 apresentou o menor risco (3,03 óbitos por mil) e o distrito 56, o maior risco (15,37 por mil); no entanto, não é considerado um valor extremo (Figura 10).

A figura 12 mostra os quartis da média móvel espacial da probabilidade de morte neonatal. Nesse mapa observa-se o suavizamento proporcionado pelo cálculo da média móvel espacial no comportamento dos riscos de morte nos distritos – os maiores riscos concentram-se em uma faixa da cidade formada pelos distritos das regiões Noroeste, Mendanha, Leste e distritos ao norte e leste da região Central.

Para o período pós-neonatal, a média móvel espacial da probabilidade de morte apresentou um valor médio de 5,33 óbitos por mil nascidos vivos (desvio padrão = 1,78) para o conjunto dos distritos urbanos. O distrito 4 apresentou o menor risco (2,29 óbitos por mil) e o distrito 64, o maior risco (10,85 por mil), considerado um valor extremo superior (Figura 11).

O mapa com os quartis da média móvel da mortalidade pós-neonatal é semelhante ao mapa da probabilidade observada e mostra uma concentração ainda maior dos riscos em três áreas da cidade: região Noroeste-Mendanha que são contíguas, região Oeste e região Leste (Figura13).

Figura 10
Média móvel espacial – Período neonatal

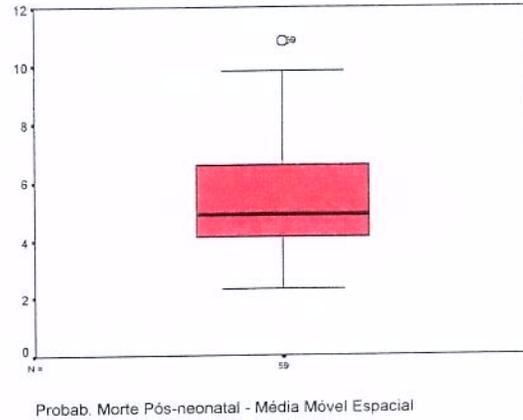
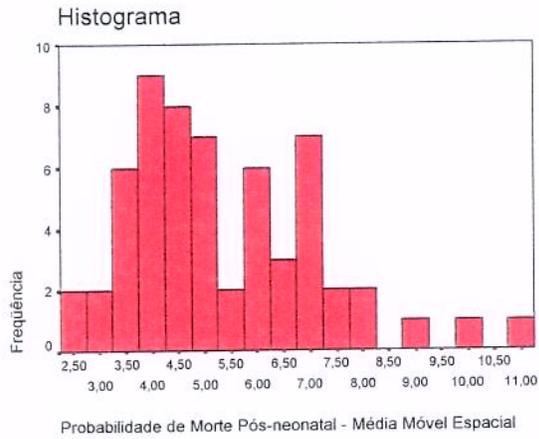


Probabilidade de Morte Neonatal - Média Móvel Espacial
 Diagrama de Ramos e Folhas

Freqüência	Ramo & Folha
1,00	Extremos ($= < 3,0$)
1,00	6 . 4
1,00	7 . 9
6,00	8 . 145778
11,00	9 . 23566788899
12,00	10 . 112333456679
10,00	11 . 0112244457
9,00	12 . 235678999
4,00	13 . 0118
2,00	14 . 78
2,00	15 . 03

Largura do ramo: 1,00
 Cada folha: 1 caso

Figura 11
Média móvel espacial – Período pós-neonatal



Probabilidade de Morte Pós-neonatal - Média Móvel Espacial
 Diagrama de Ramos e Folhas

Frequência	Ramo & Folha
3,00	2 . 269
11,00	3 . 23345667778
16,00	4 . 1112224455577779
10,00	5 . 0011347799
8,00	6 . 00456889
7,00	7 . 0001369
1,00	8 . 1
2,00	9 . 18
1,00	Extremos (>=10,9)

Largura do ramo: 1,00
 Cada Folha: 1 caso

Figura 12
Probabilidade de morte no período neonatal,
Média móvel espacial.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

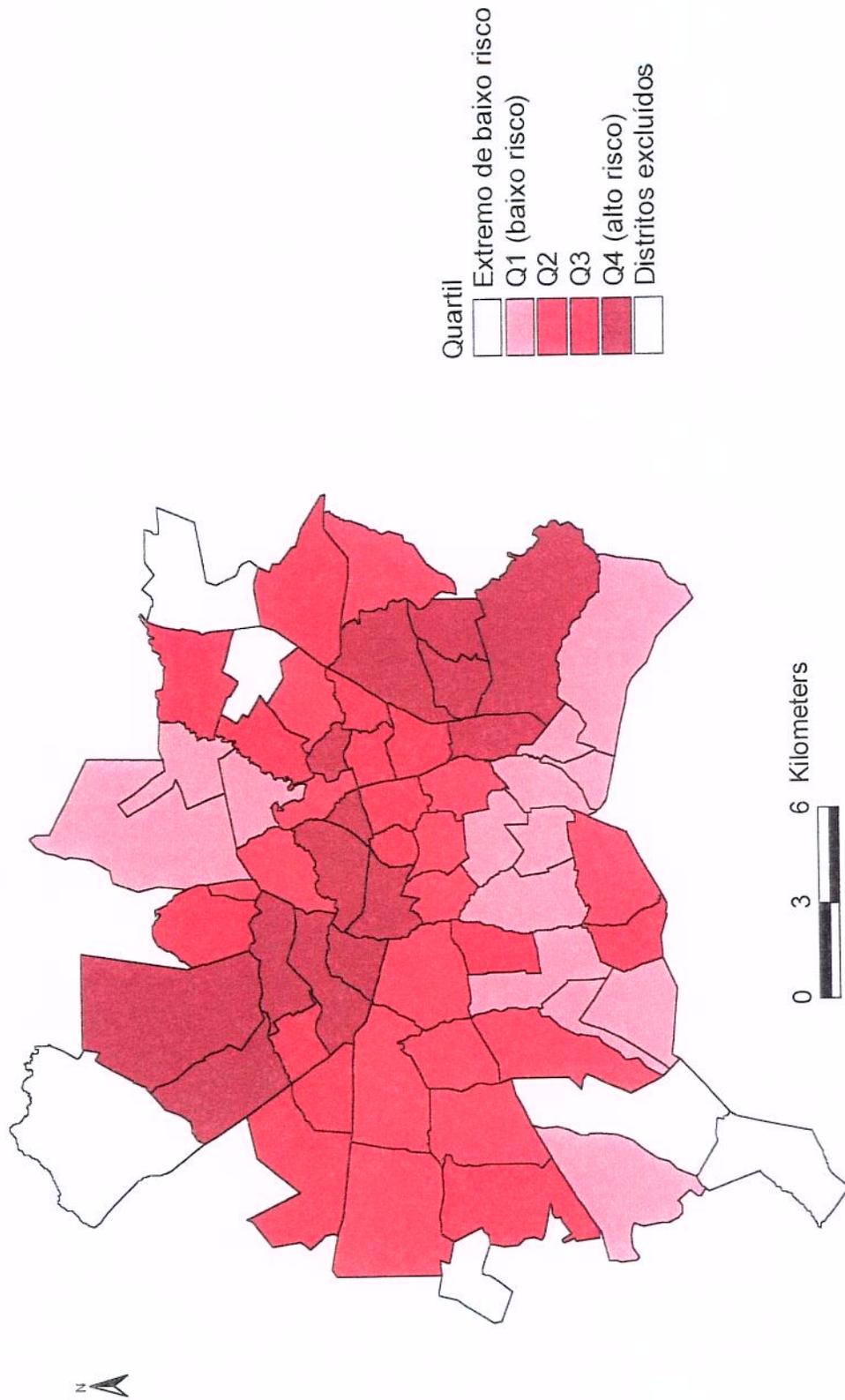
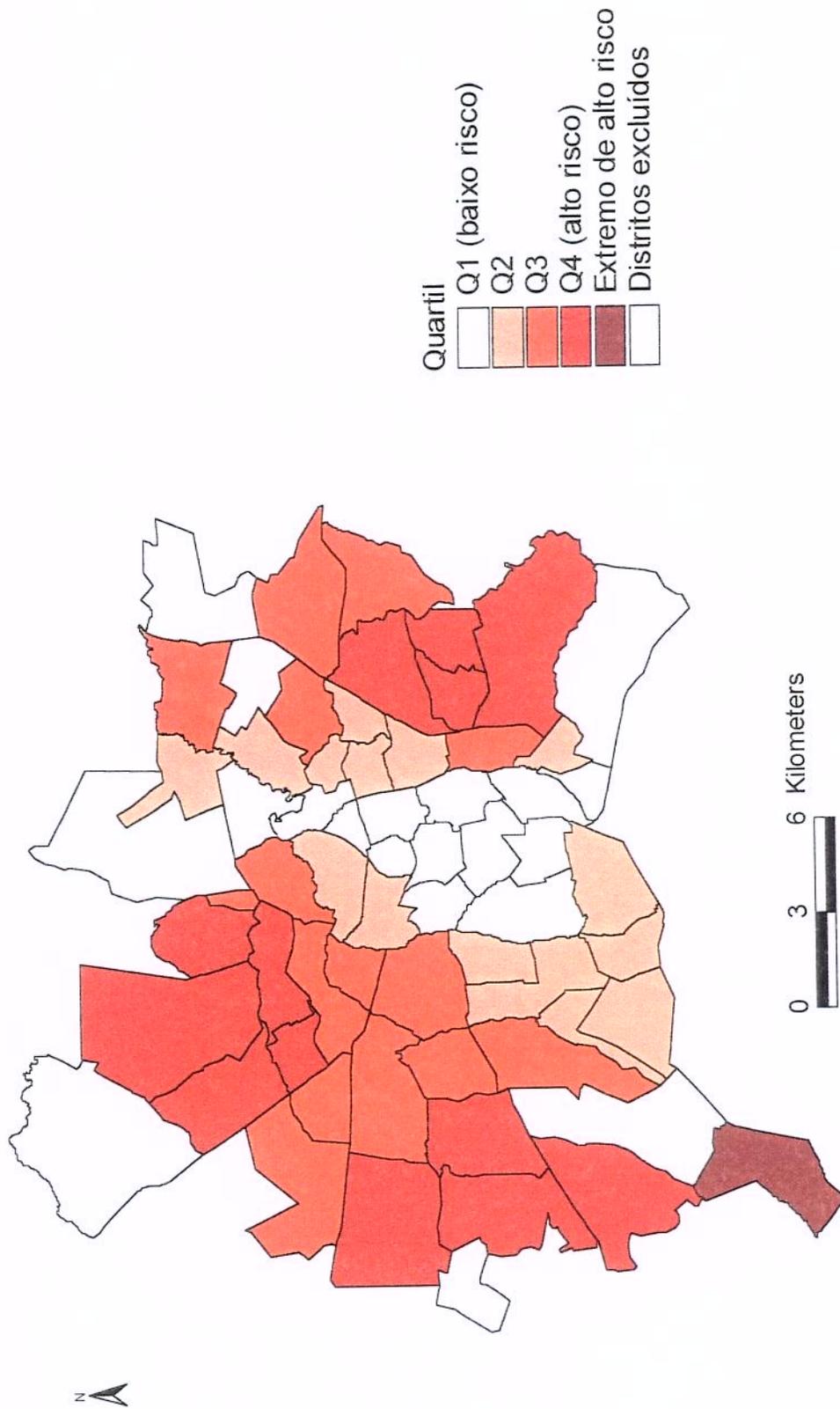


Figura 13
Probabilidade de morte no período pós-neonatal,
média móvel espacial.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

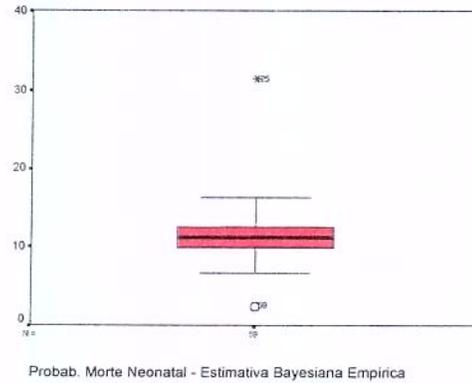
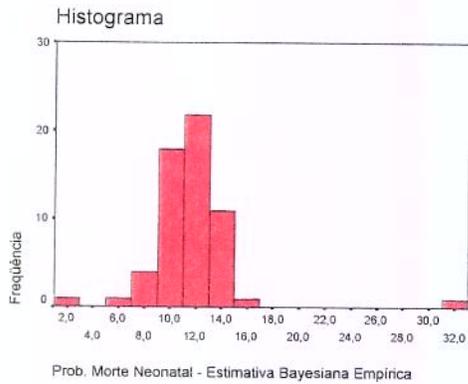


Estimativa bayesiana empírica

A estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte para o período neonatal foi em média de 11,43 óbitos por mil nascidos vivos (desvio padrão = 3,45) para o conjunto dos distritos urbanos. O distrito 64 apresentou o menor risco (2,40 óbitos por mil) e o distrito 56, o maior risco (31,50 por mil), valor considerado como extremo superior de risco (Figura 14).

A Figura 15 mostra as estimativas bayesianas da probabilidade de morte no período neonatal. Observa-se que os maiores riscos concentram-se nos distritos 31, 33, 35, 36, 14 e 8 (regiões Noroeste e Mendanha), no distrito 56 (região Leste), no distrito 7, 49 e 54 (região Central), no distrito 40 (região Norte), e no distrito 12 (região Sul) e os menores riscos nos distritos 1, 2, 3, 4 e 11 da região Central e alguns distritos específicos das demais regiões de Goiânia.

Figura 14
Probabilidade de morte neonatal – Estimativa bayesiana empírica

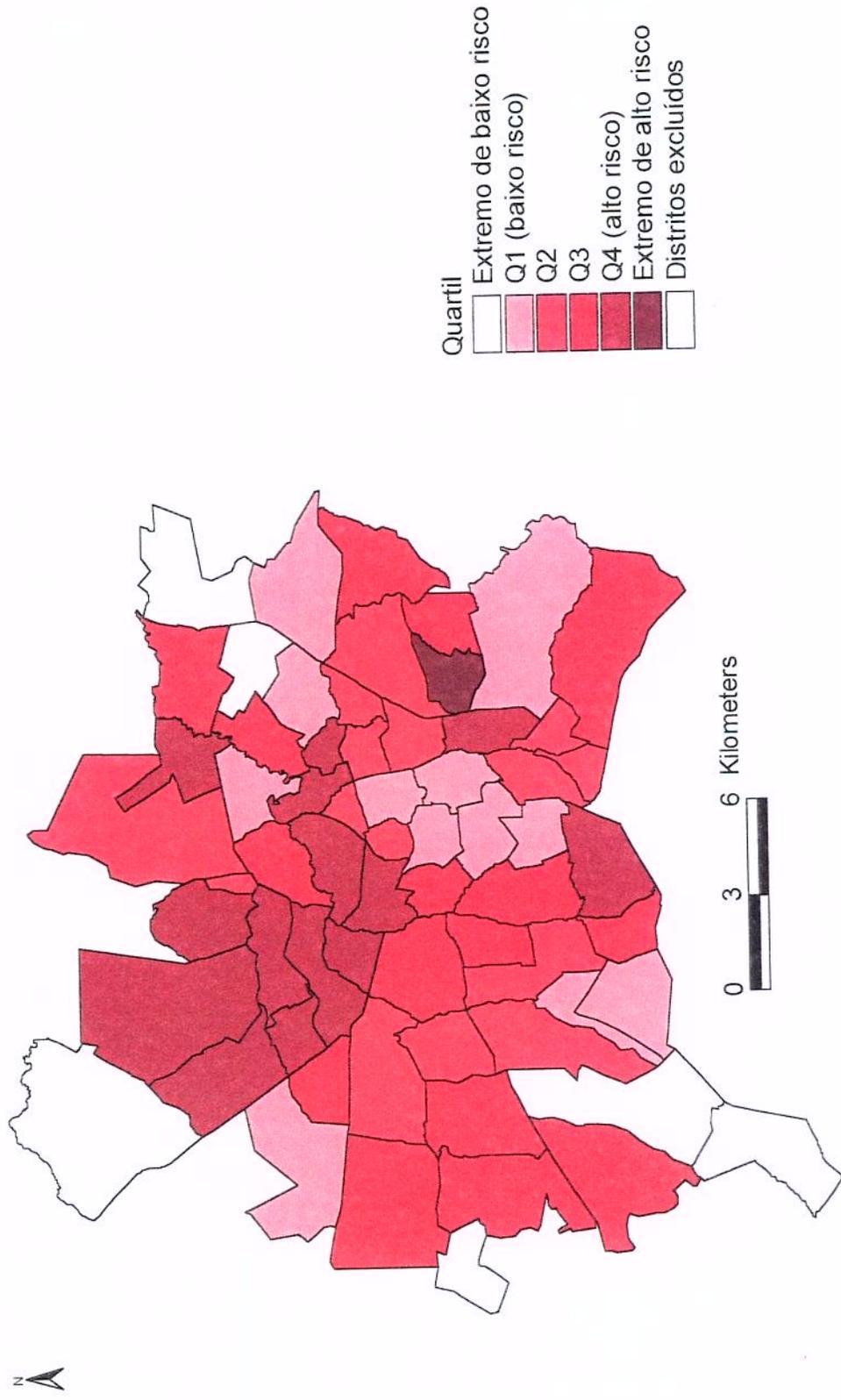


Probabilidade de Morte Neonatal - Estimativa Bayesiana
 Empírica
 Diagrama de Ramos e Folhas

Freqüência	Ramo & Folha
1,00	Extremos (= < 2,4)
1,00	6 . 6
2,00	7 . 25
2,00	8 . 28
10,00	9 . 1346678999
8,00	10 . 01445789
17,00	11 . 001122233334566689
5,00	12 . 23578
7,00	13 . 0113378
4,00	14 . 0245
,00	15 .
1,00	16 . 3
1,00	Extremos (>= 31,5)

Largura do ramo: 1,00
 Cada folha: 1 caso

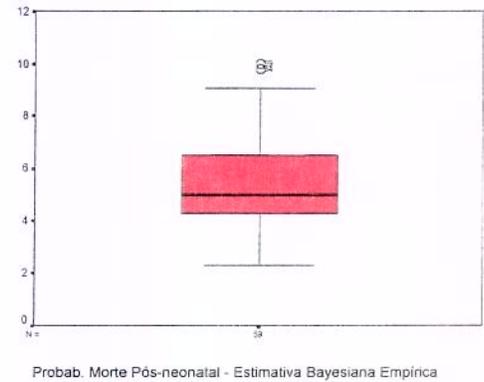
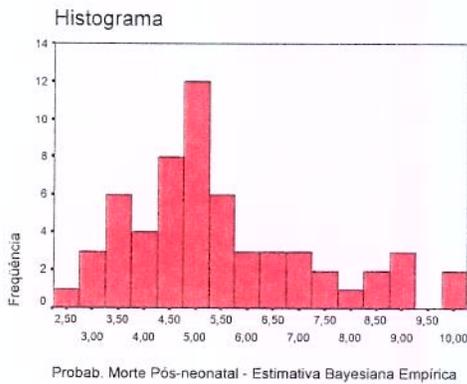
Figura 15
Probabilidade de morte no período neonatal,
estimativa bayesiana empírica,
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Para o período pós-neonatal, a estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte foi em média de 5,48 óbitos por mil nascidos vivos (desvio padrão = 1,81) para o conjunto dos distritos urbanos. Os distritos 4 e 1 apresentaram os menores riscos: 2,30 e 2,90 óbitos por mil, respectivamente. Os distritos 64 e 36, os maiores riscos: 9,8 e 10,00 por mil, respectivamente (Figura 16).

A Figura 17 mostra as estimativas bayesianas empíricas da mortalidade no período pós-neonatal, quando comparado ao da mortalidade observada, mostra uma concentração ainda maior dos riscos nos distritos que constituem as regiões periféricas (Noroeste, Mendanha, Oeste, Norte e Leste) e, ao mesmo tempo, a concentração dos distritos de baixo risco na região Central.

Figura 16
Probabilidade de morte pós-neonatal – Estimativa bayesiana empírica

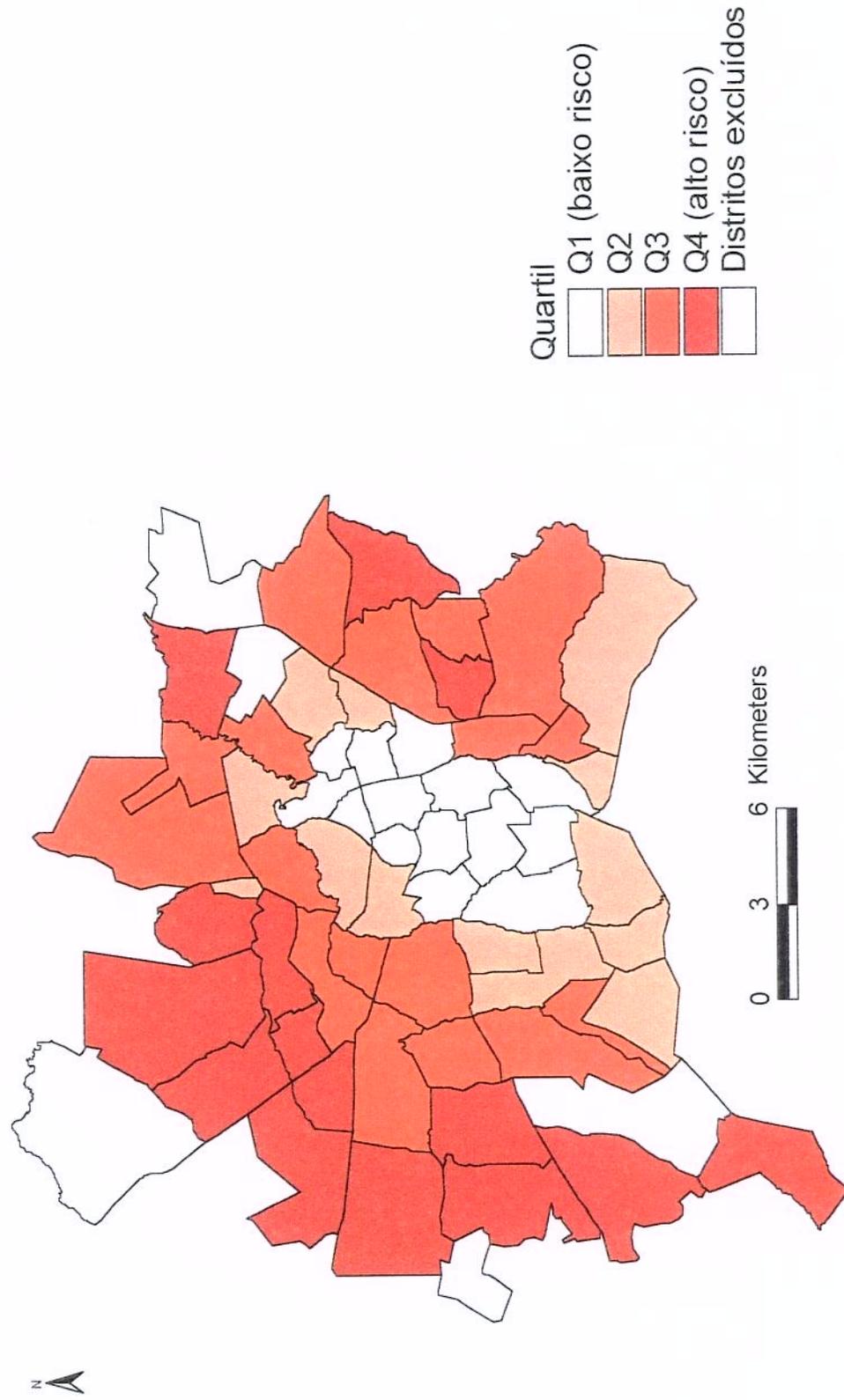


Probabilidade de Morte Pós-neonatal - Estimativa
 Bayesiana Empírica
 Diagrama de Ramos e Folhas

Frequência	Ramo & Folha
2,00	2 . 39
9,00	3 . 024566779
16,00	4 . 0003344666788899
14,00	5 . 00011224555779
5,00	6 . 01466
6,00	7 . 112468
3,00	8 . 349
2,00	9 . 11
2,00	Extremos (>=9,8)

Largura do Ramo: 1,00
 Cada Folha: 1 caso

Figura 17
Probabilidade de morte no período pós-neonatal,
estimativa bayesiana empírica.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Autocorrelação espacial

Autocorrelação espacial global

A autocorrelação global utilizando o índice de Moran e a matriz de vizinhos de primeira ordem foi calculada para as variáveis probabilidade de morte neonatal e pós-neonatal observada e estimativa bayesiana empírica.

- Período neonatal

Foram consideradas duas situações: na primeira, mantendo-se o distrito 56 como um valor extremo e, na segunda, minimizando a interferência dos valores da probabilidade de morte neonatal no distrito 56, atribuindo à probabilidade de morte neonatal no distrito 56 um valor correspondente à média das probabilidades dos seus vizinhos:

- (i) na primeira situação, os resultados da autocorrelação espacial global (estatística I de Moran), calculados segundo a aproximação normal e assumindo-se uma distribuição aleatória (suposição de randomização), mostram a ausência de autocorrelação estatisticamente significativa na escala dos distritos urbanos de planejamento, considerando-se a matriz de vizinhos de primeira ordem, tanto para a probabilidade de morte observada ($p = 0,92$) quanto para a estimativa bayesiana empírica ($p = 0,47$), conforme mostra o Quadro 4.

(ii) na segunda situação, a probabilidade de morte observada manteve uma autocorrelação espacial não significativa no período neonatal, enquanto a estimativa bayesiana apresentou a estatística I de Moran estatisticamente significativa ($I = 0,17$, $p = 0,03$), para ambos os métodos de cálculo – suposições de normalidade e randomização – mostrando a existência de um padrão de dependência espacial para a mortalidade infantil no período neonatal na escala dos distritos urbanos, quando minimizou-se a influência do distrito 56 (Quadro 5).

Quadro 4. Análise de autocorrelação espacial global da probabilidade de morte observada e estimativa bayesiana empírica nos períodos neonatal e pós-neonatal nos distritos urbanos de Goiânia, 1992-1996

Período / Variável	Moran (suposição normalidade)		Moran (suposição de randomização)	
	I	p	I	p
Período Neonatal				
Prob. morte observada	- 0,0255	0,922	- 0,0255	0,9130
Estimativa bayesiana	0,0434	0,469	0,0433	0,3742
Período Pós-Neonatal				
Prob. morte observada	0,2324	0,003	0,2324	0,0030
Estimativa bayesiana	0,7052	<0,001	0,7052	<0,0010

Quadro 5. Análise de autocorrelação espacial global da probabilidade de morte observada e estimativa bayesiana empírica nos períodos neonatal nos distritos urbanos de Goiânia, 1992-1996, sem a interferência do distrito 56

Período / Variável	Moran (suposição normalidade)		Moran (suposição de randomização)	
	I	p	I	p
Período neonatal				
Prob. morte observada	0,0230	0,63	0,0230	0,63
Estimativa bayesiana	0,1699	0,03	0,1699	0,03

- Período pós-neonatal

Nesse período, observou-se uma autocorrelação espacial global estatisticamente significativa para ambas as medidas – probabilidade de morte observada ($I = 0,23$; $p = 0,003$) e estimativa bayesiana empírica ($I = 0,71$; $p < 0,001$) – tanto nas suposições de normalidade quanto na randomização (Quadro 4). No período pós-neonatal os distritos 56 e 64 (extremos de alto risco) não permaneceram como extremos na estimativa bayesiana empírica e não alteraram os índices de autocorrelação espacial, como no período neonatal.

Diagrama de espalhamento de Moran

A representação do diagrama de espalhamento de Moran no mapa categoriza a associação espacial das probabilidades de morte neonatal e pós-neonatal nos distritos urbanos em quatro categorias (Câmara, 2001): (i) distritos com associação espacial positiva, em que a probabilidade do distrito é alta e dos vizinhos também é alta (alto-alto); (ii) distritos com associação espacial positiva, em que a probabilidade do distrito é baixa e dos vizinhos também é

baixa (baixa-baixa); (iii) distritos com associação espacial negativa, em que a probabilidade do distrito é alta e dos vizinhos é baixa (alto-baixo) e (iv) distritos com associação espacial negativa, em que a probabilidade do distrito é baixa e dos vizinhos é alta (baixo-alto).

- Período neonatal

Utilizando-se a probabilidade de morte neonatal observada, a representação do diagrama de espalhamento de Moran mostrou 16 distritos com associação do tipo alto-alto, concentrados nas regiões Noroeste (35, 36), Mendanha (31, 32), Norte (42), Central (7, 53, 54) e região Leste (57), conforme mostra a Figura 18.

Com relação à estimativa bayesiana empírica, observa-se uma concentração ainda maior dos distritos da categoria alto-alto nas regiões descritas anteriormente e uma concentração da categoria baixo-baixo nos distritos da região Central, exceto no distrito 54 (Figura 19). A observação do mapa da estimativa Bayesiana sem a interferência dos distrito 56 enquanto valor extremo observa-se a exclusão dos distritos 54 e 57 como pertencentes a categoria alto-alto (Figura 20).

- Período pós-neonatal

Nesse período, com o diagrama de espalhamento de Moran, utilizando-se a probabilidade de morte pós-neonatal observada (Figura 21), identificaram-se 13 distritos com associação do tipo alto-alto, marcadamente concentrados nas regiões Noroeste-Mendanha

(distritos 31, 32, 33, 35 e 36), Oeste-Sudoeste (distritos 23, 25, 26, 27 e 28) e Central (distrito 54).

Utilizando-se a estimativa bayesiana empírica, observa-se uma confluência dos riscos de morte pós-neonatal nas regiões Noroeste-Mendanha-Oeste-Sudoeste na categoria alto-alto e a inclusão de distritos das regiões Norte (distritos 40 e 42) e Leste (distrito 47). A categoria baixo-baixo está concentrada nos distritos das regiões Central e Sul (Figura 22).

Autocorrelação espacial local

- Período neonatal

A análise da autocorrelação local (I de Moran) no período neonatal mostrou os seguintes resultados:

- (i) utilizando-se a probabilidade de morte observada, os distritos com autocorrelação local com significância estatística foram os distritos 56 e 58 da região Leste e o distrito 40 da região Norte (Figura 23);
- (ii) utilizando-se a estimativa bayesiana empírica, também apresentaram autocorrelação positiva os distritos 31 da região Mendanha e 3 da região central (Figura 24);
- (iii) utilizando-se a probabilidade de morte neonatal observada, sem a influência do valor extremo do distrito 56, os distritos com autocorrelação local estatisticamente significativa (Figura 25) foram os distritos 31 e 33

(região Noroeste), o distrito 64 (região Sudoeste), o distrito 40 (região Norte) e 58 (região Leste);

- (iv) utilizando-se a estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte neonatal, sem o valor extremo do distrito 56, mostrou um aglomerado de distritos com autocorrelação espacial estatisticamente significativa nos distritos 31, 32, 33, 35 e 36 (regiões Noroeste-Mendanha), um de baixo risco (distritos 3) e um de alto risco no distrito 54 (Figura 26).

A análise da autocorrelação local, para o período neonatal, calculando a estatística G_i^* para a estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte neonatal, mostrou duas situações distintas:

- (i) considerando o valor extremo do distrito 56, os distritos 56, 57 e 58 formam um aglomerado de alto risco na região Leste da cidade (Figura 27);
- (ii) eliminando a influência do valor extremo do distrito 56, observou-se um aglomerado de alto risco nos distritos 31, 32, 33, 35 e 36 (regiões Noroeste-Mendanha) e de baixo risco no distrito 03 (região Central), conforme se vê na Figura 28.

- Período pós-neonatal

Para o período pós-neonatal, a análise da autocorrelação local (I de Moran) mostrou os seguintes resultados:

- (i) utilizando-se a probabilidade de morte observada, os distritos com autocorrelação local com significância estatística formam três aglomerados: os distritos 33, 35 e 36 nas regiões Noroeste-Mendanha, os distritos 1, 2, 3 e 4 (região Central) e os distritos 64 e 23 na região Sudoeste (Figura 29);
- (ii) utilizando-se a estimativa bayesiana empírica, observou-se a tendência dos três aglomerados anteriores, porém ampliando os distritos que os constituem (Figura 30).

A análise da autocorrelação local, calculando a estatística G_i^* para a estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte pós-neonatal, manteve as análises anteriores, mostrando três aglomerados: dois de alto risco de morte no período pós-neonatal, localizados nas regiões Noroeste-Mendanha e na região Sudoeste, e um de baixo risco, abrangendo a grande totalidade dos distritos da região Central, exceto o distrito 54 (Figura 31).

Figura 18
Probabilidade de morte neonatal observada,
diagrama de espalhamento de Moran.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

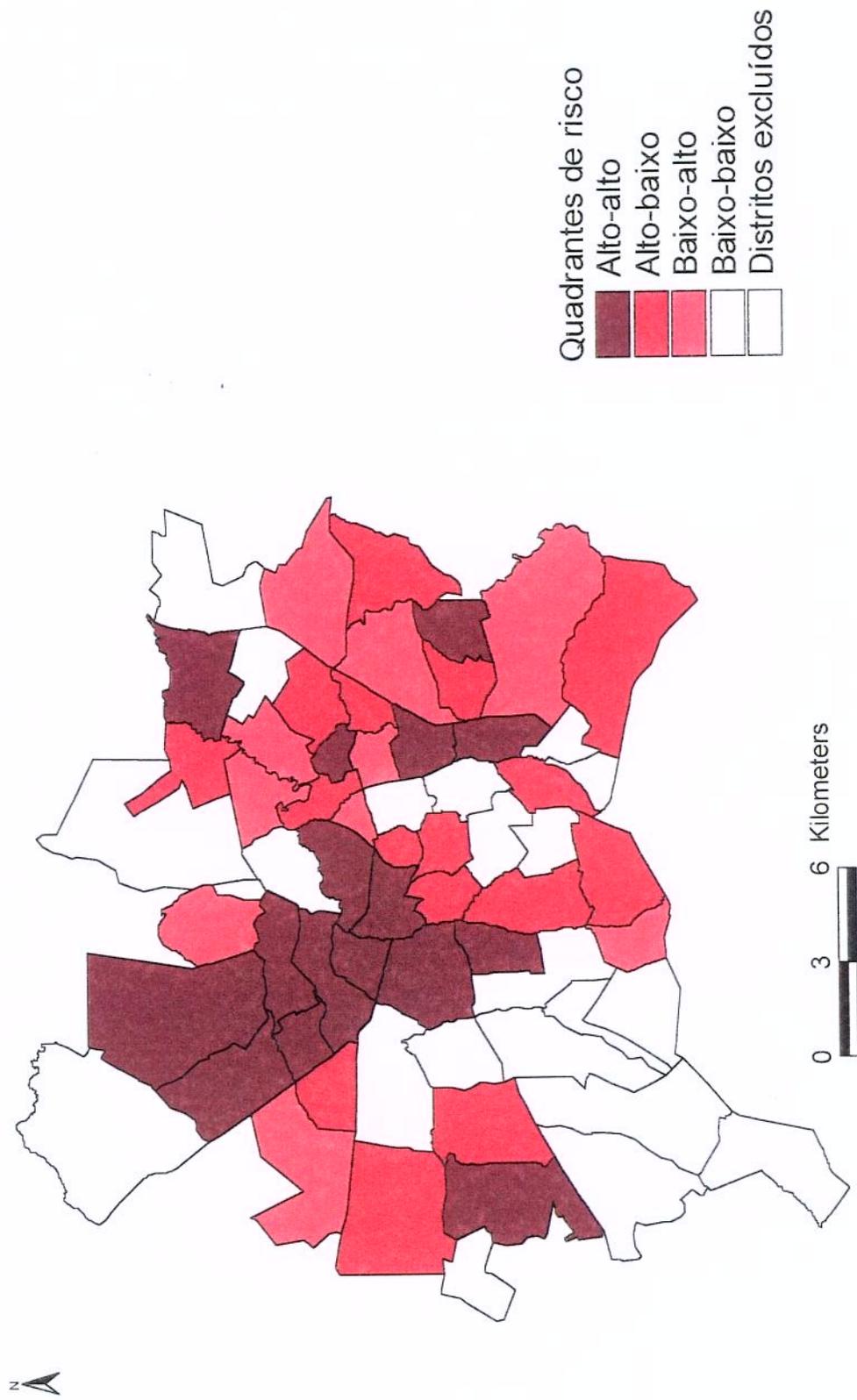


Figura 19
Probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

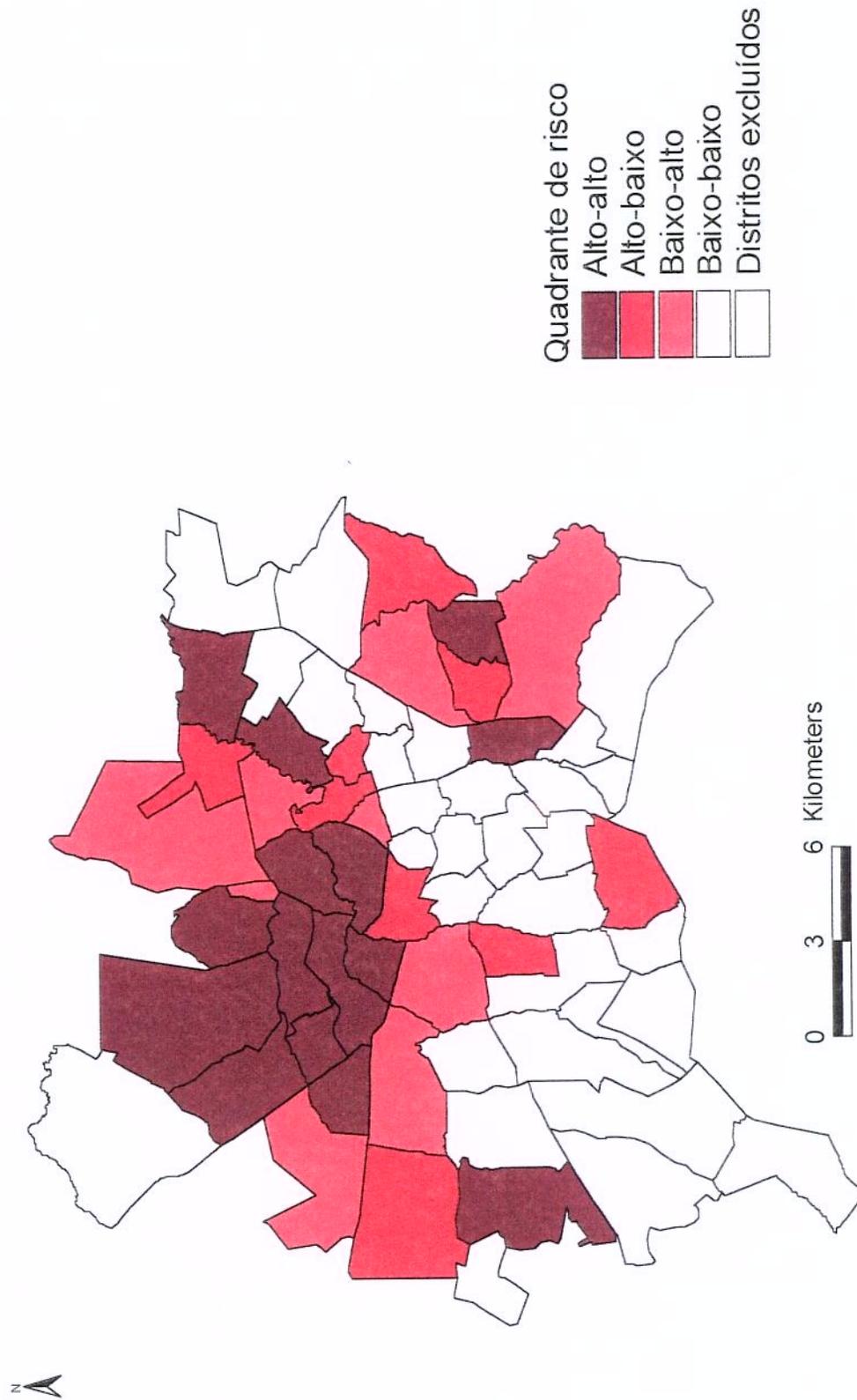


Figura 20
Probabilidade de morte no período neonatal, estimativa bayesiana empírica,* diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

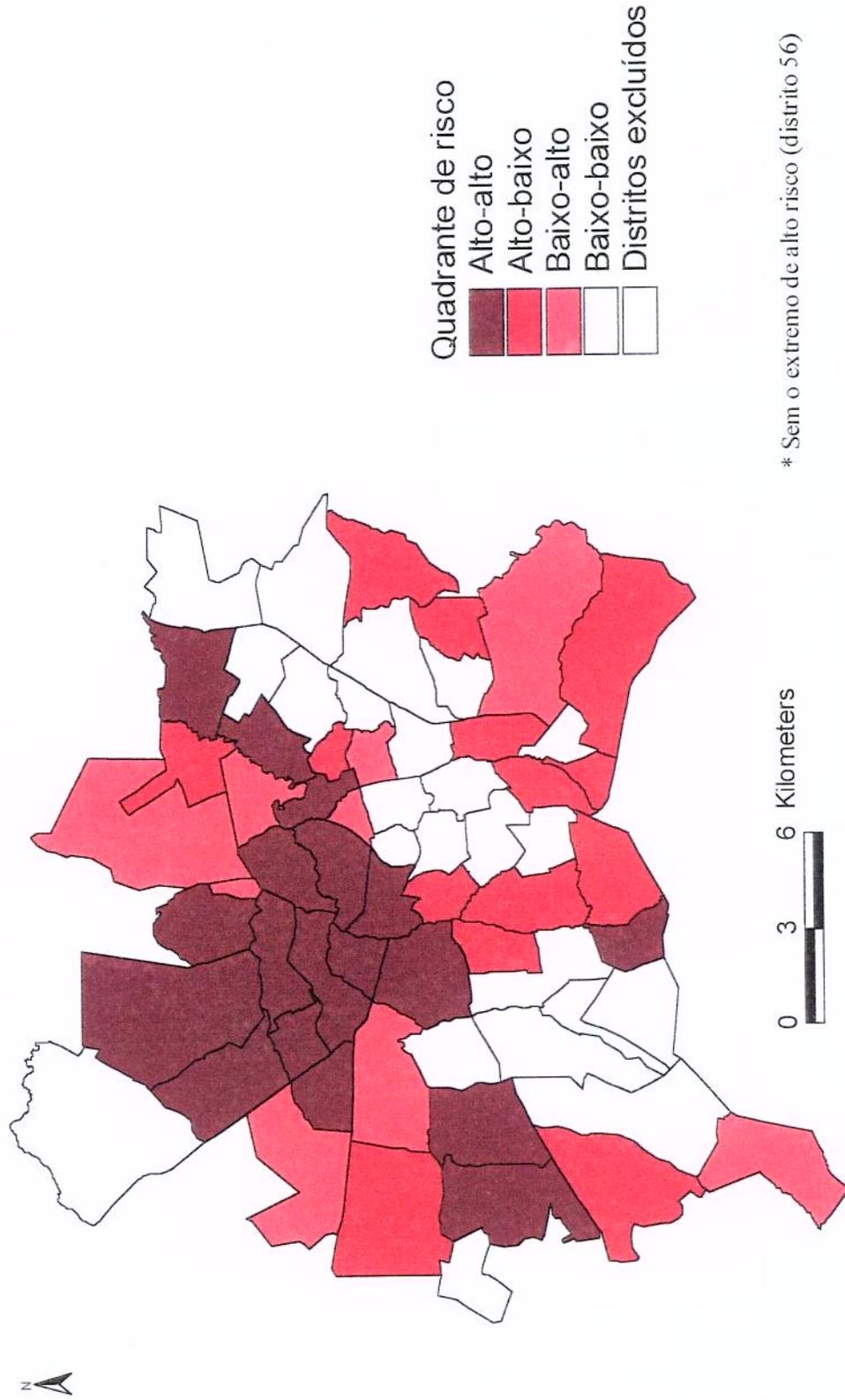


Figura 21
Probabilidade de morte no período pós-neonatal observada,
diagrama de espalhamento de Moran.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

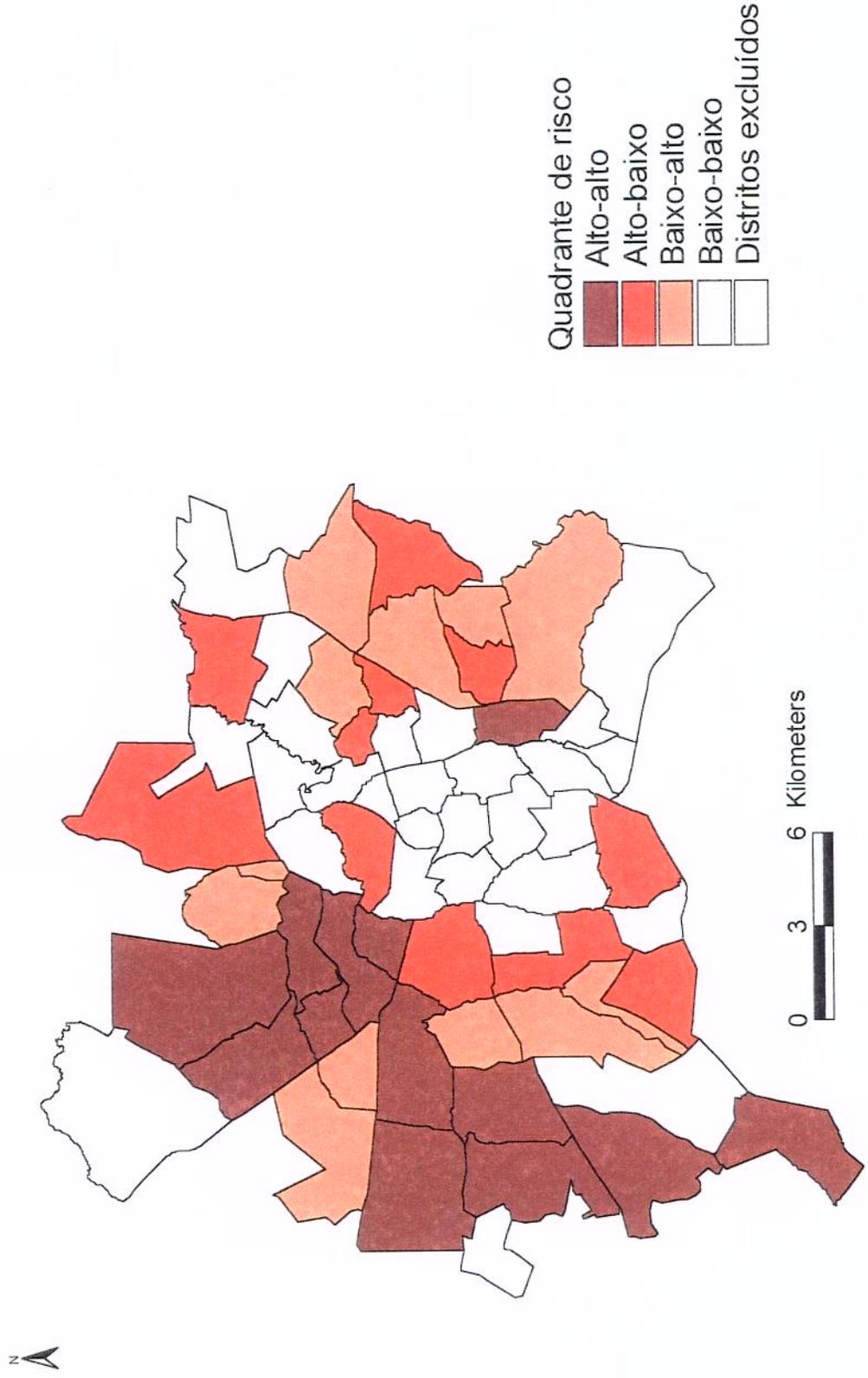


Figura 22
Probabilidade de morte no período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica, diagrama de espalhamento de Moran. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

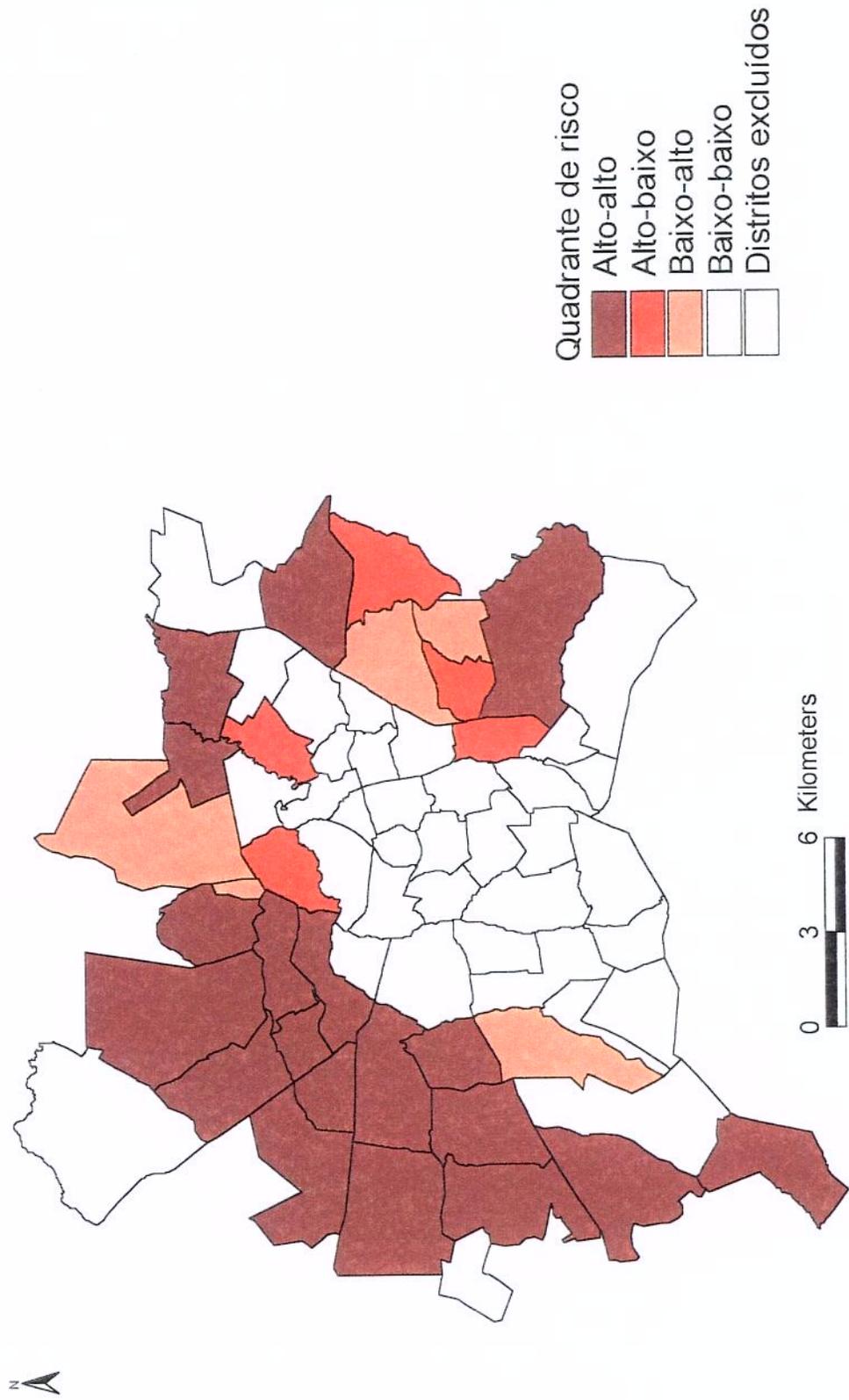


Figura 23
Índice de Moran local, probabilidade de morte
no período neonatal observada.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

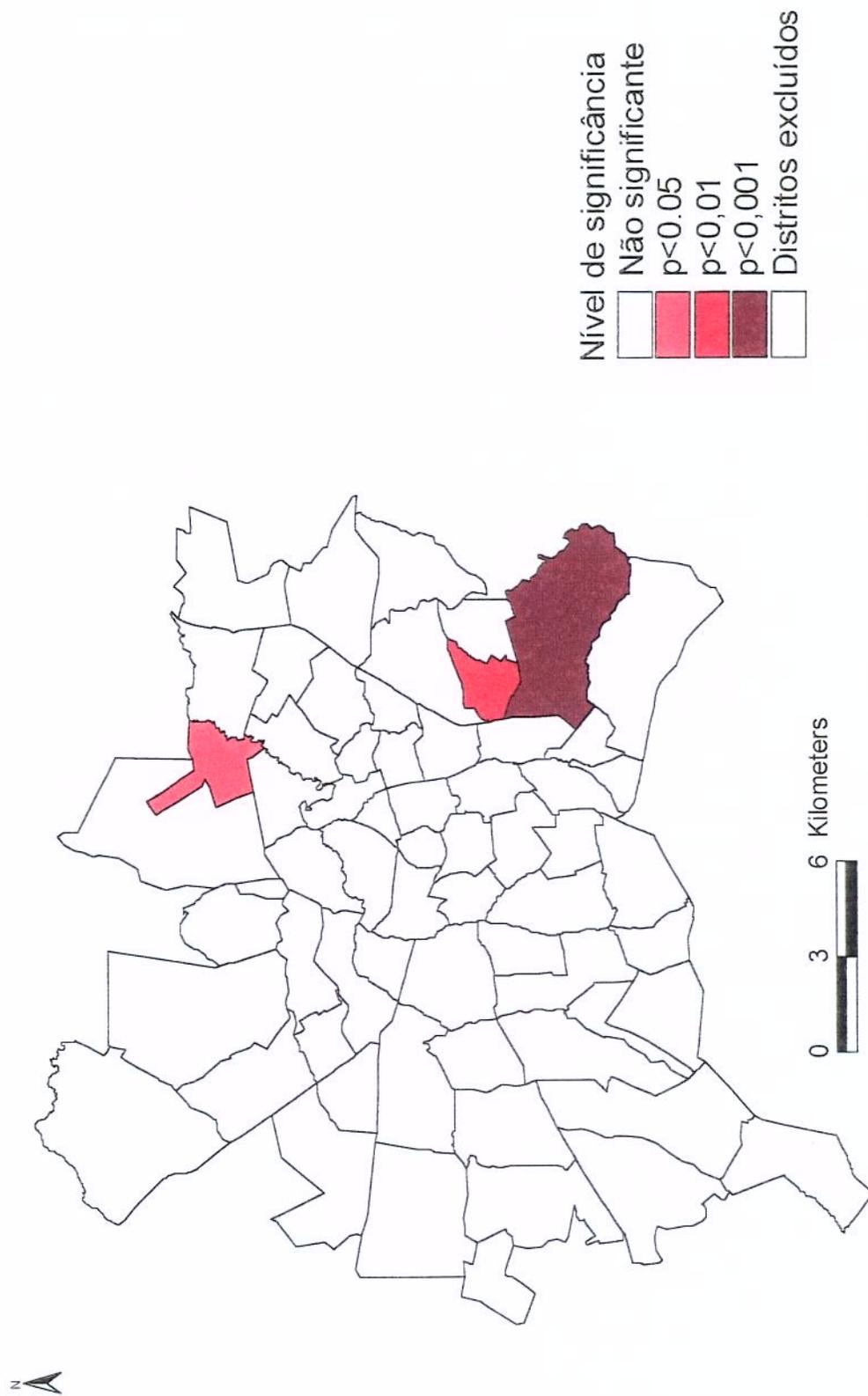


Figura 24
Índice de Moran local, probabilidade de morte
no período neonatal, estimativa bayesiana empírica.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

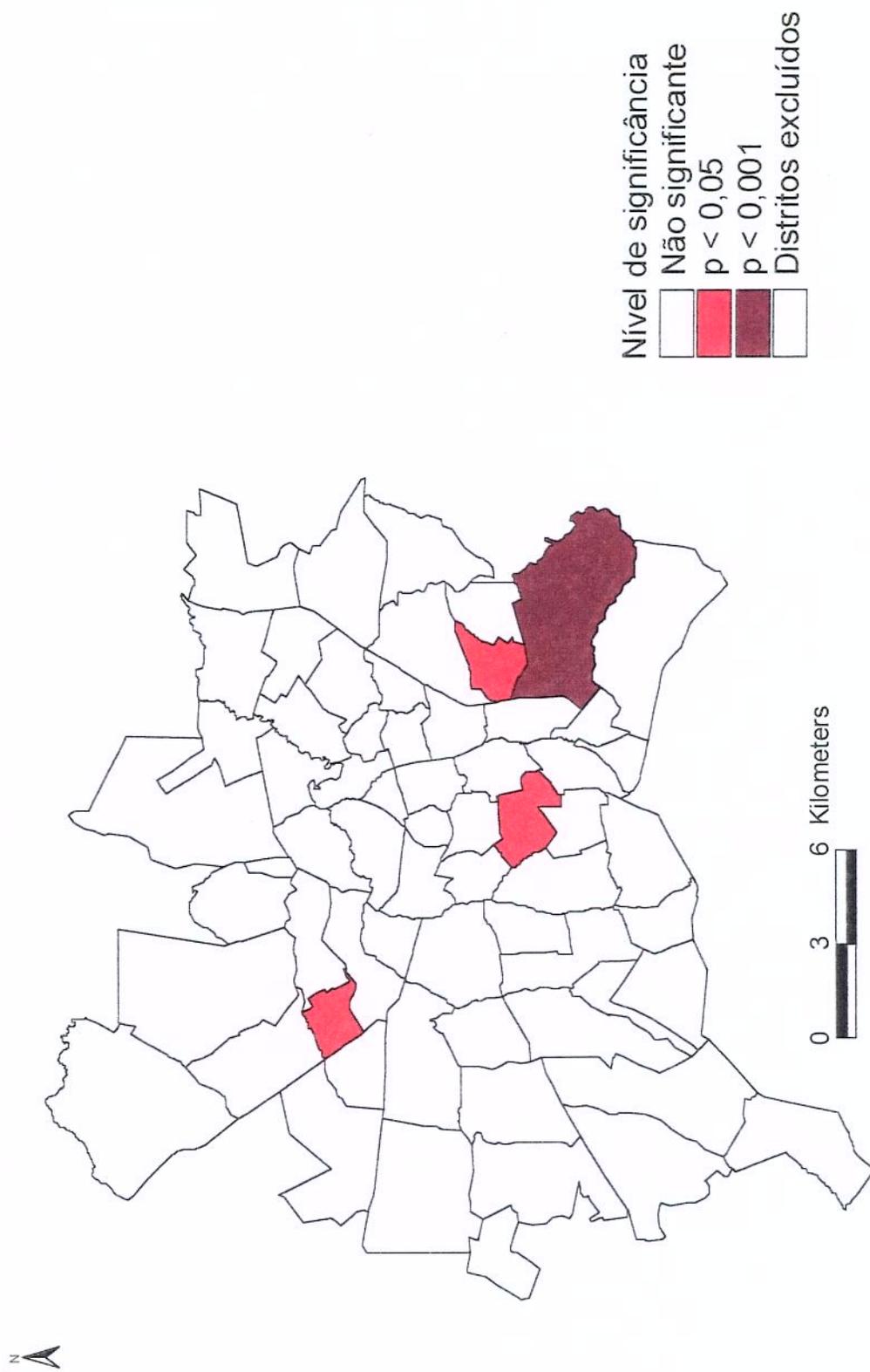


Figura 25
Índice de Moran local, probabilidade de morte
no período neonatal observada.*
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

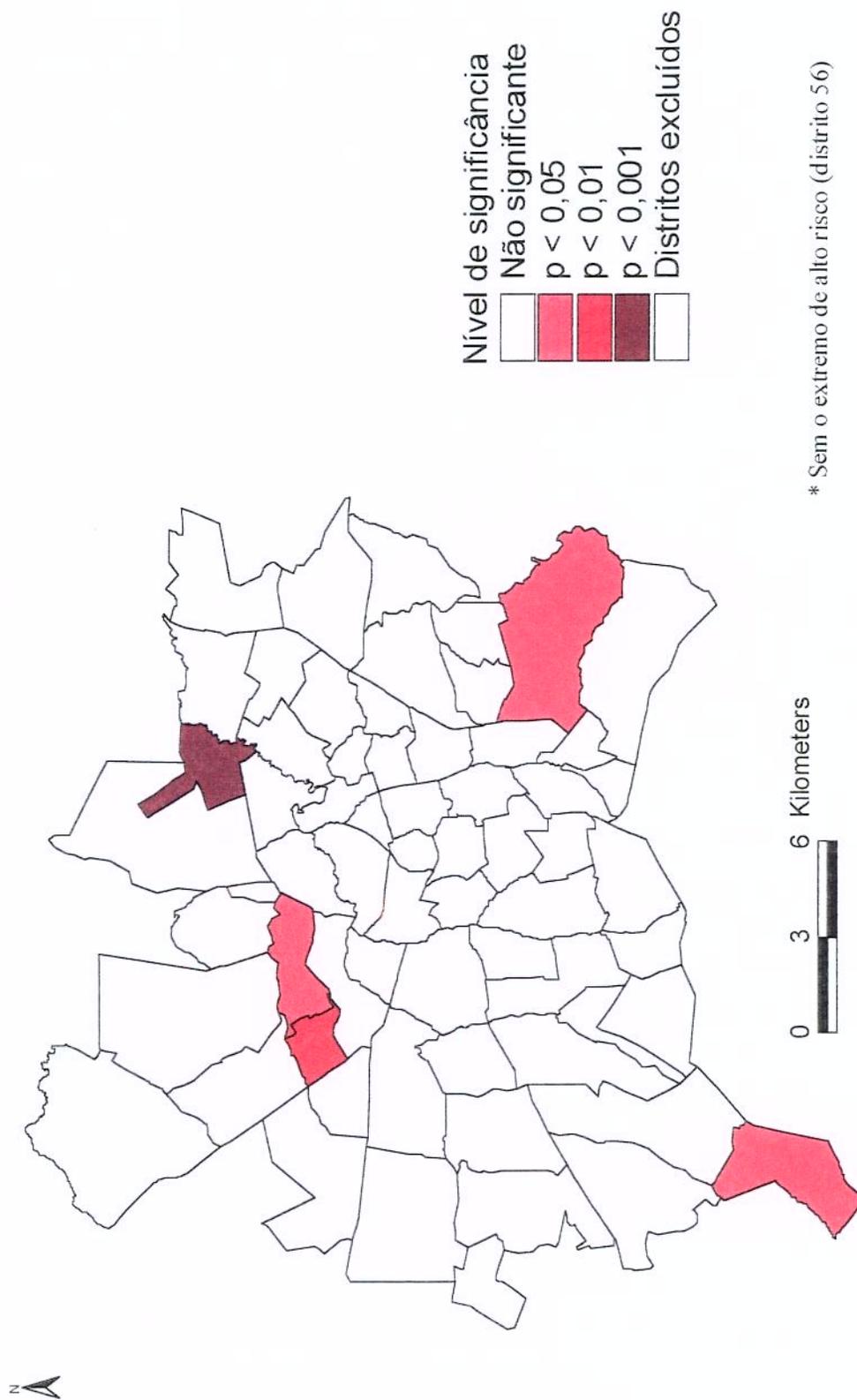


Figura 26
Índice de Moran local, probabilidade de morte
no período neonatal, estimativa bayesiana empírica.*
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

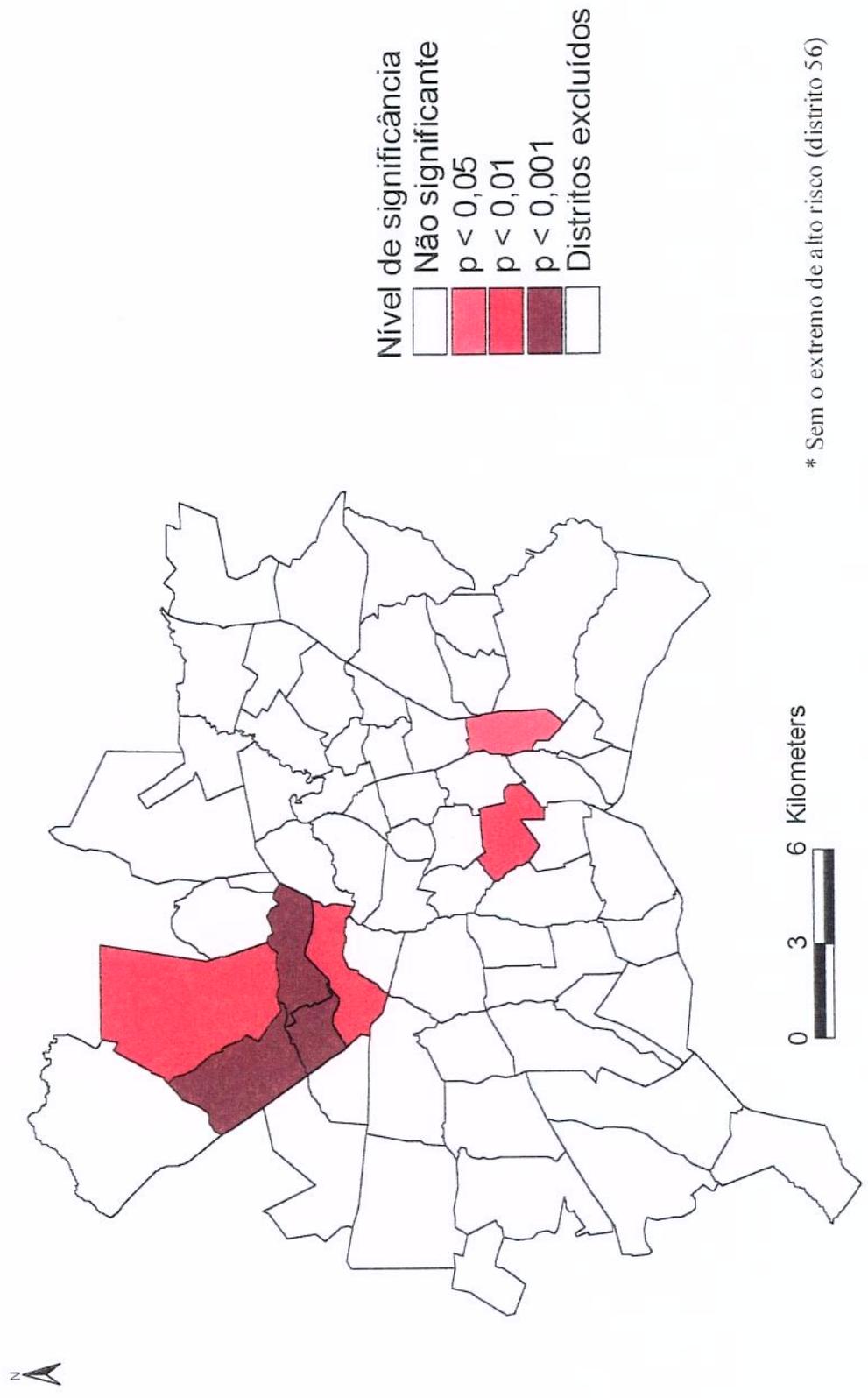


Figura 27
Estadística G_i^* , probabilidade de morte
no período neonatal, estimativa bayesiana empírica.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

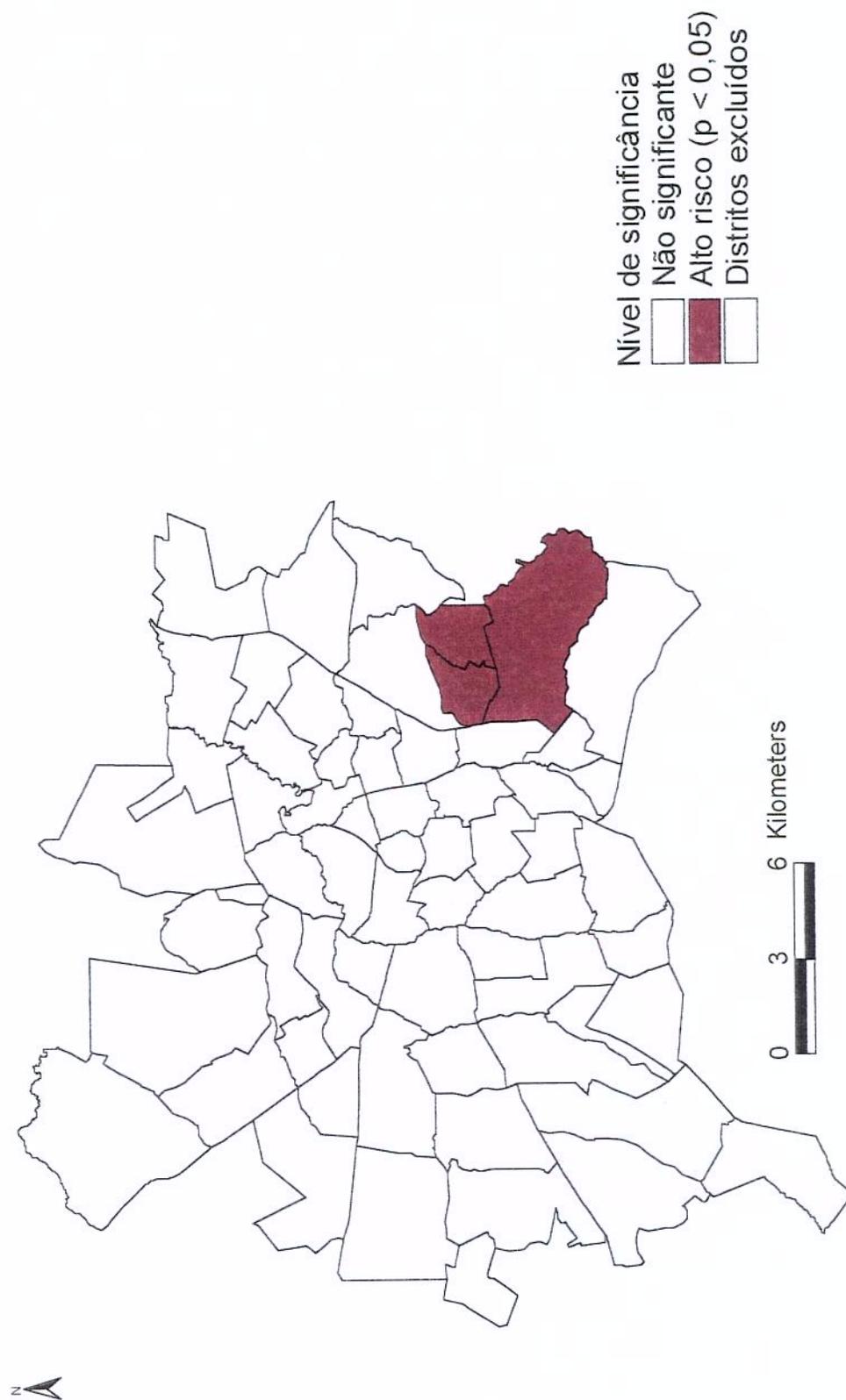


Figura 28
Estadística G_i^* , probabilidade de morte
no período neonatal, estimativa bayesiana empírica. **
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

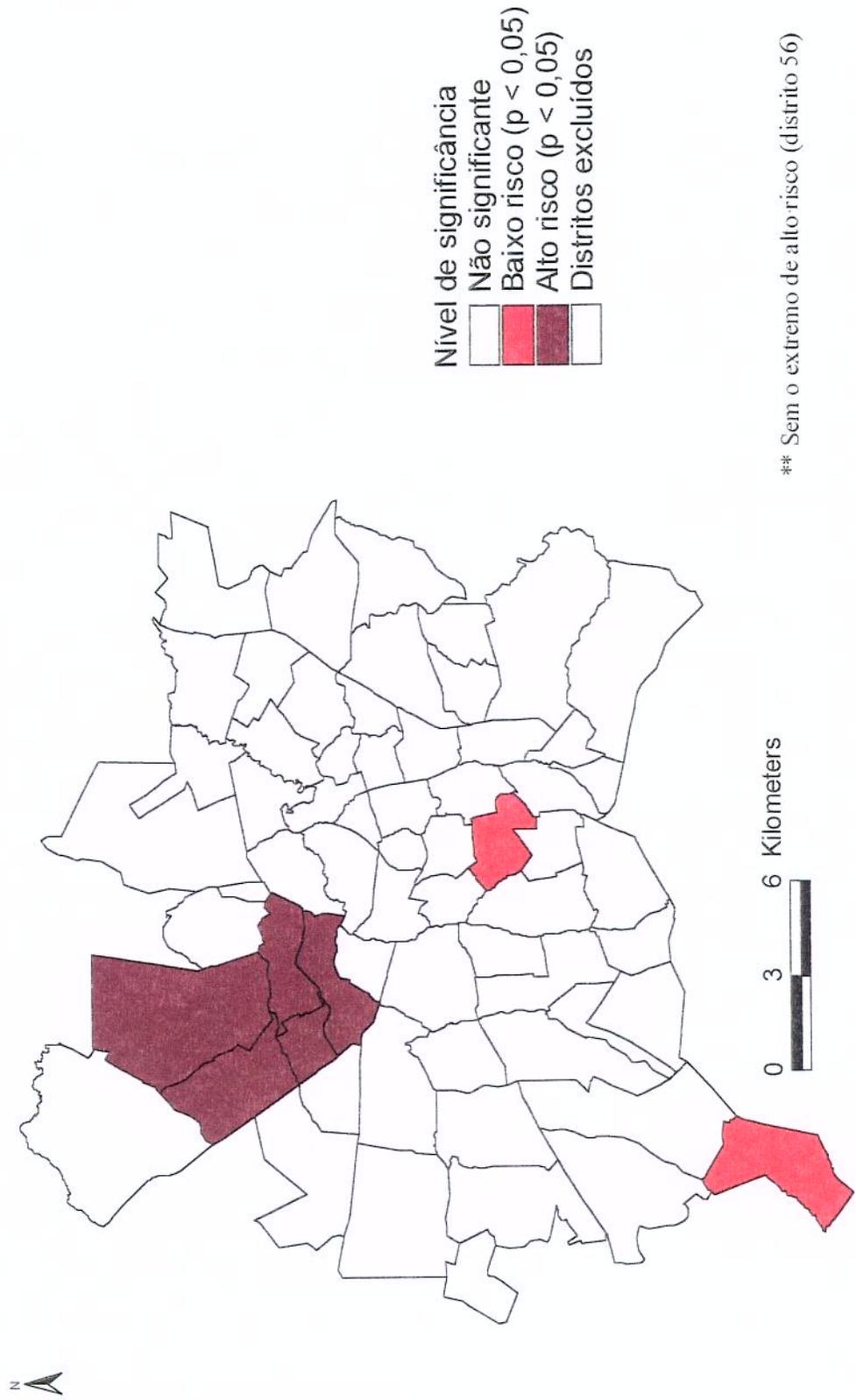
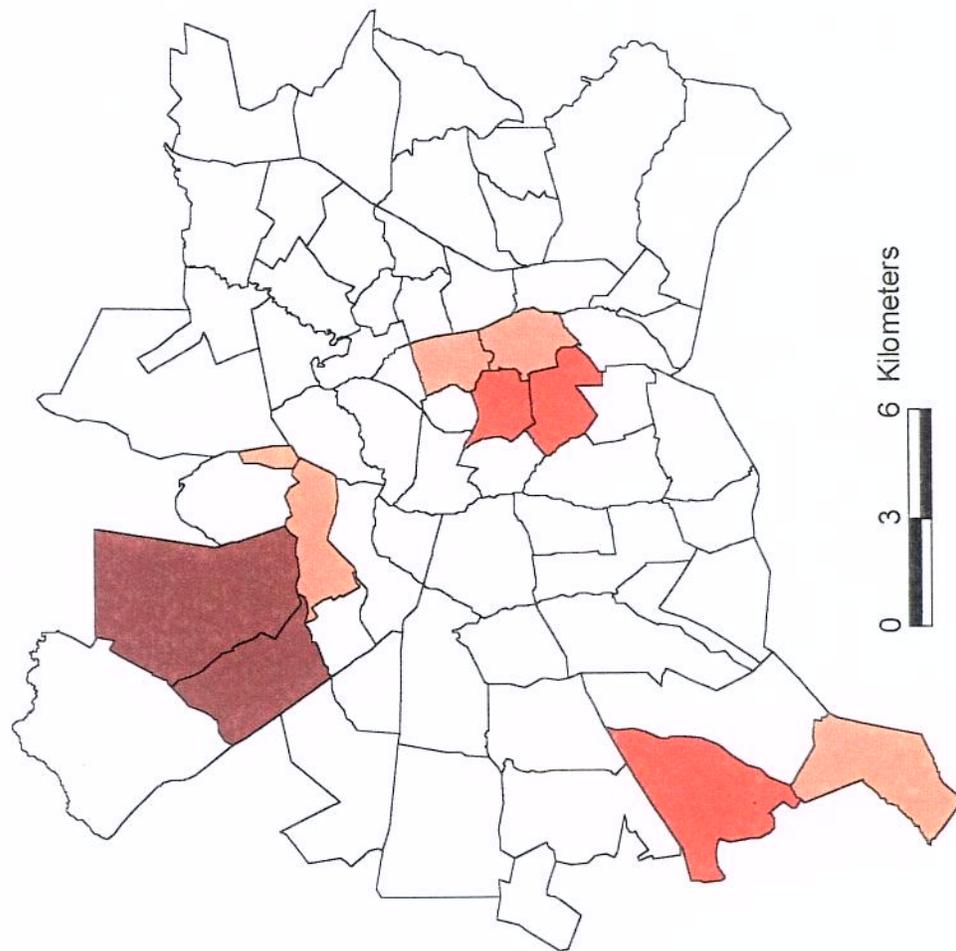


Figura 29
Índice de Moran local, probabilidade de morte
observada no período pós-neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Nível de significância
Não significativa
 $p < 0,05$
 $p < 0,01$
 $p < 0,001$
Distritos excluídos

Figura 30
Índice de Moran local, probabilidade de morte no
período pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

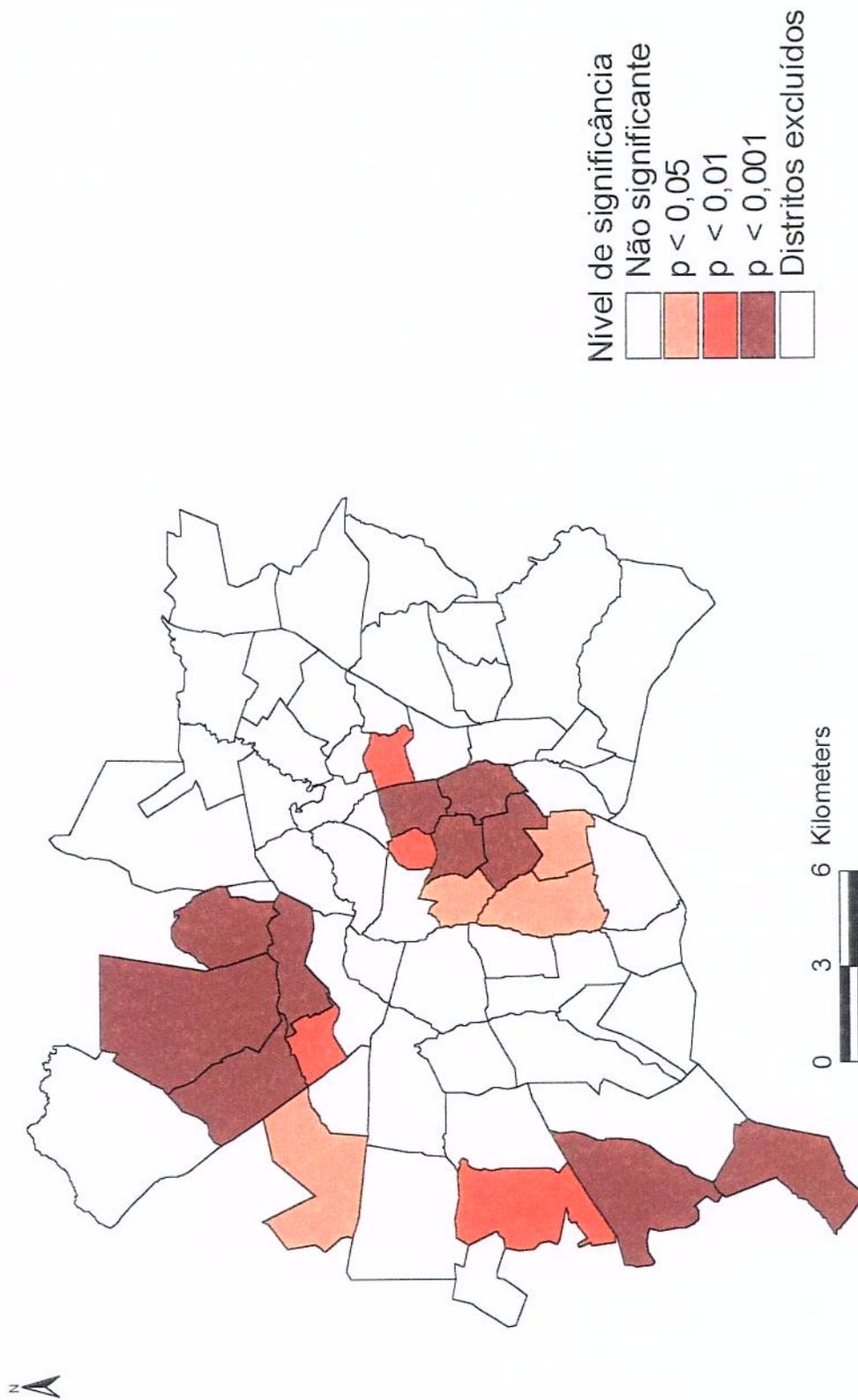
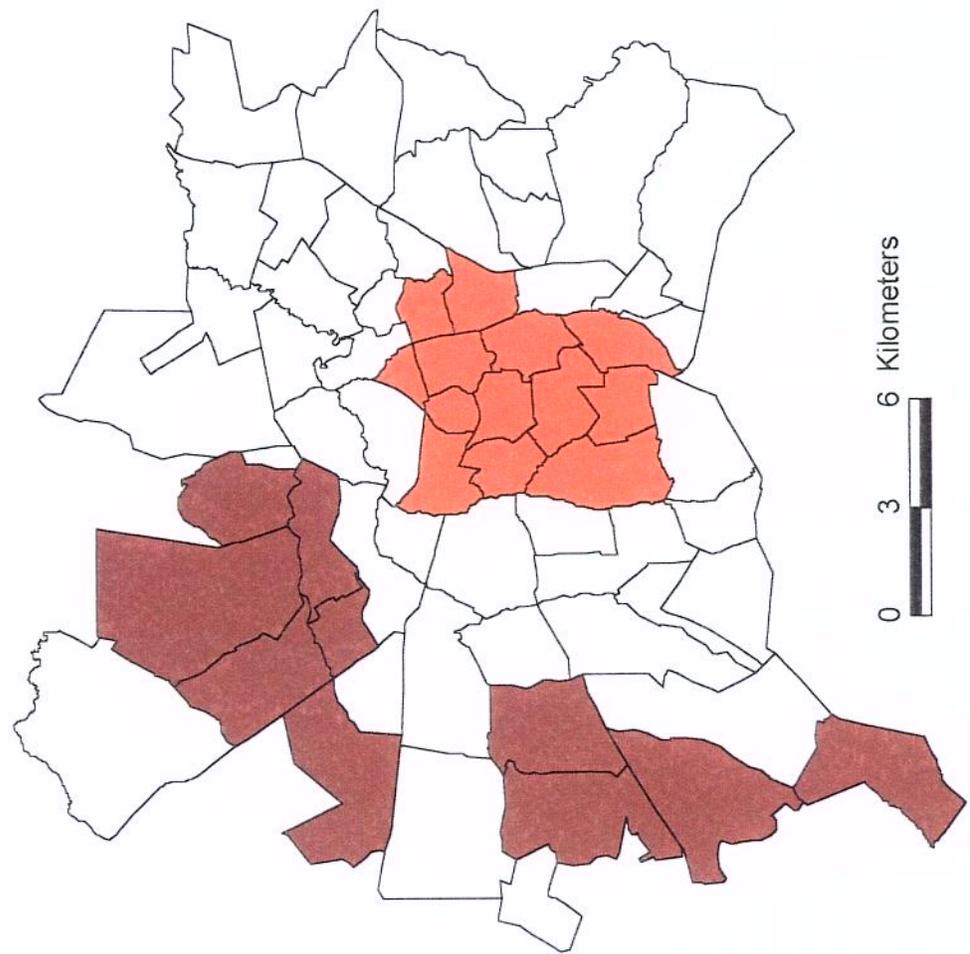


Figura 31
Estadística G_i^* , probabilidade de morte no período
pós-neonatal, estimativa bayesiana empírica.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Estatística espacial scan

A análise espacial pura da estatística scan para identificação de aglomerados de alto e baixo risco para a probabilidade de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal, utilizando-se uma janela de tamanho $\leq 30\%$ de nascidos vivos, mostrou os seguintes resultados:

- período neonatal
 - (i) com relação aos aglomerados (*clusters*) de alto risco, foram identificados dois. O primeiro é o distrito 56 que apresentou 22 óbitos quando o esperado, segundo o modelo de Poisson, seria apenas 6,56, o que equivale a um risco relativo de 3,4. O segundo, constituído pelos distritos 35 e 36 (região Noroeste), 14, 31, 32 e 33 (parte da região Mendanha), 8, 34, 37, 38 e 49 (parte da região Meia Ponte) e os distritos 39, 40 e 41 (parte da região Norte) apresentou um número observado de óbitos de 358 quando o esperado seria de 298,3 (Quadro 6 e Figura 32);
 - (ii) a análise mostrou apenas um aglomerado de baixo risco constituído pelos distritos 3 e 11 (região Central), com um número observado de óbitos igual a 19, quando o esperado seria de 46,34 sob a hipótese nula de distribuição dos óbitos de forma aleatória dentro e fora do círculo. O risco relativo de 0,4 mostra, nos dois distritos, um número de óbitos no período neonatal 60% inferior ao esperado (Quadro 6 e Figura 32);

(iii) excluindo-se o distrito 56, identificado como extremo (*outlier*) de alto risco, o resultado da análise é o mesmo dos itens anteriores, exceto pela ausência do aglomerado de alto risco formado pelo distrito 56 (Quadro 7 e Figura 33). Nessa análise, alterando-se o valor do raio do círculo para $\leq 20\%$, observa-se uma modificação do aglomerado de alto risco que passa a ser constituído pelos distritos 31 (região Mendanha) e 35 e 36 (região Noroeste), mostrando que nesses distritos é que se concentram os maiores riscos (Figura 34).

Quadro 6. Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$)

Tipo de aglomerado	Distritos urbanos	Óbitos observados	Óbitos esperados	Risco relativo	Valor de p
Alto risco					
1	56	22	6,56	3,4	0,001
2	37, 38, 33, 34, 36, 39, 8, 32, 41, 31, 14, 35, 40, 49	358	298,30	1,2	0,030
Baixo risco					
1	3, 11	19	46,34	0,4	0,002

Quadro 7. Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$). Excluindo-se o Distrito 56 (extremo de alto risco)

Tipo de aglomerado	Distritos urbanos	Óbitos observados	Óbitos esperados	Risco relativo	Valor de p
Alto risco					
1	37, 38, 33, 34, 36, 39, 8, 32, 41, 31, 14, 35, 40, 49	358	294,1	1,2	0,010
Baixo risco					
1	3, 11	19	46,7	0,4	0,002

- período pós-neonatal

- (i) foram identificados um aglomerado (*cluster*) de alto risco, constituído pelos distritos 31 (região Mendanha) e 35 e 36 (região Noroeste), com um número observado de óbitos igual a 102 quando o esperado seria de 55,8 e um risco relativo de 1,8 (Quadro 8 e Figura 35);
- (ii) com relação ao baixo risco, foi identificado um aglomerado constituído pelos distritos 4, 5, 6, 3, 1, 2, 7, 9, 13, 11, 53 e 51 da região Central acrescidos do distrito 8, que pertence à região Meia Ponte. O número observado de óbitos desse distrito foi de 88, quando o esperado seria de 152 (Quadro 8 e Figura 35).

Quadro 8. Probabilidade de morte pós-neonatal, aglomerados de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996. Estatística scan espacial (janela $\leq 30\%$)

Tipo de aglomerado	Distritos urbanos	Óbitos observados	Óbitos esperados	Risco relativo	Valor de p
Alto risco					
1	31, 35,e 36	102	55,8	1,80	0,0001
Baixo risco					
1	4, 5, 6, 3, 1, 2, 7, 9, 13, 11, 53, 8, 51	88	152,0	0,58	0,0001

Figura 32
Probabilidade de morte neonatal, aglomerados de
alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996
(estatística scan, janela $\leq 30\%$)

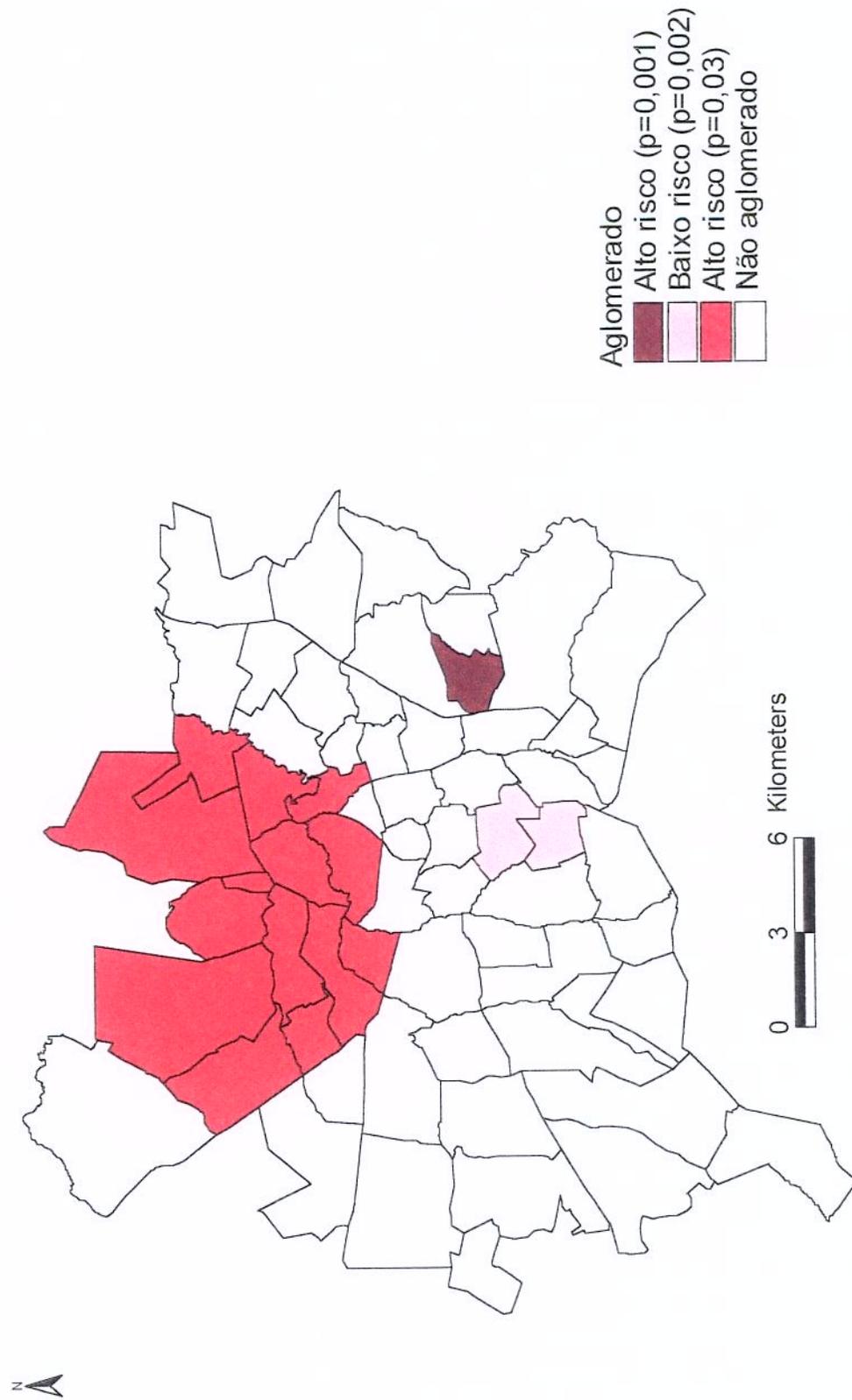


Figura 33
Probabilidade de morte neonatal*, aglomerados de
alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996
(estatística scan, janela $\leq 30\%$)

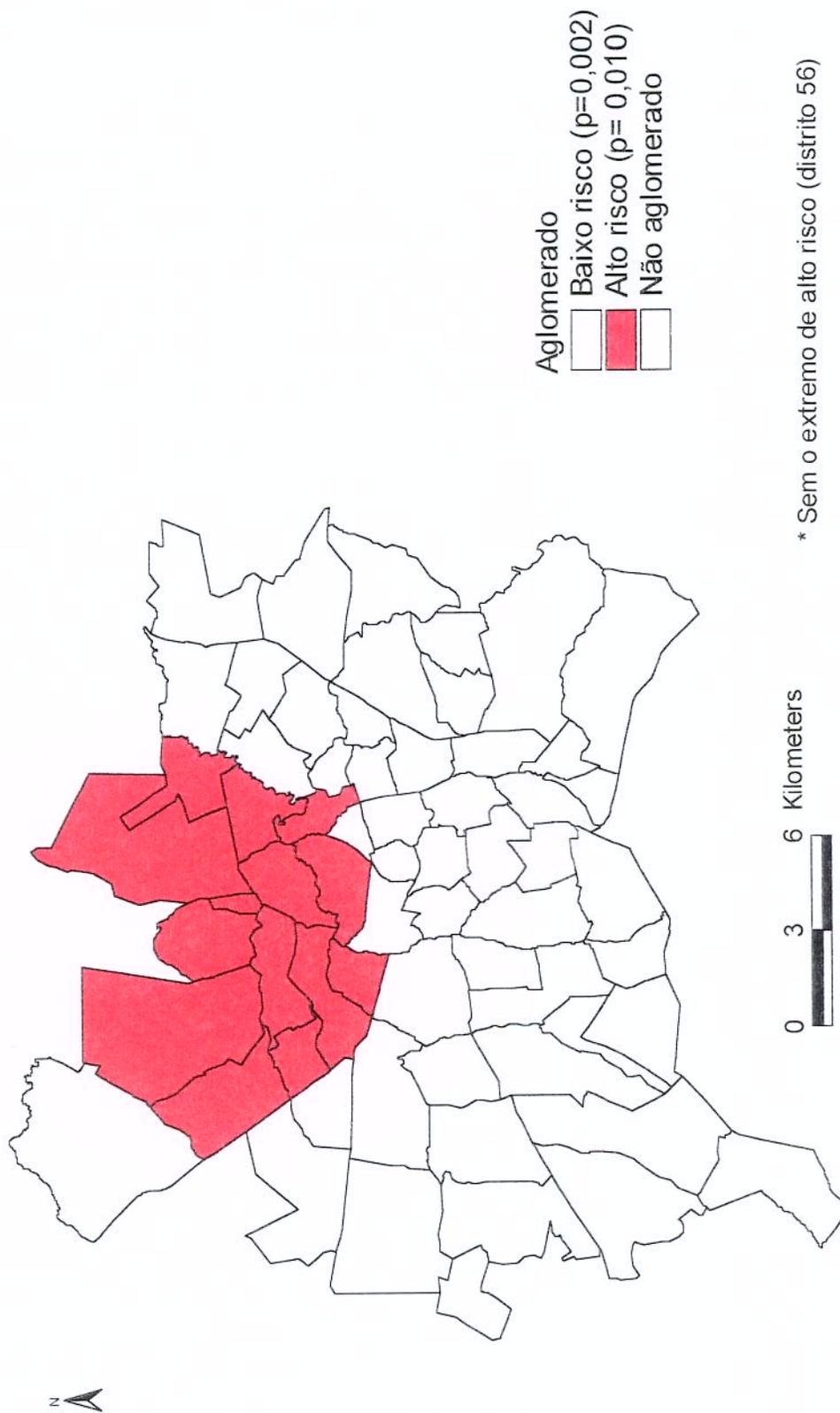


Figura 34
Probabilidade de morte neonatal*, aglomerados de
alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996
(estatística scan, janela $\leq 20\%$)

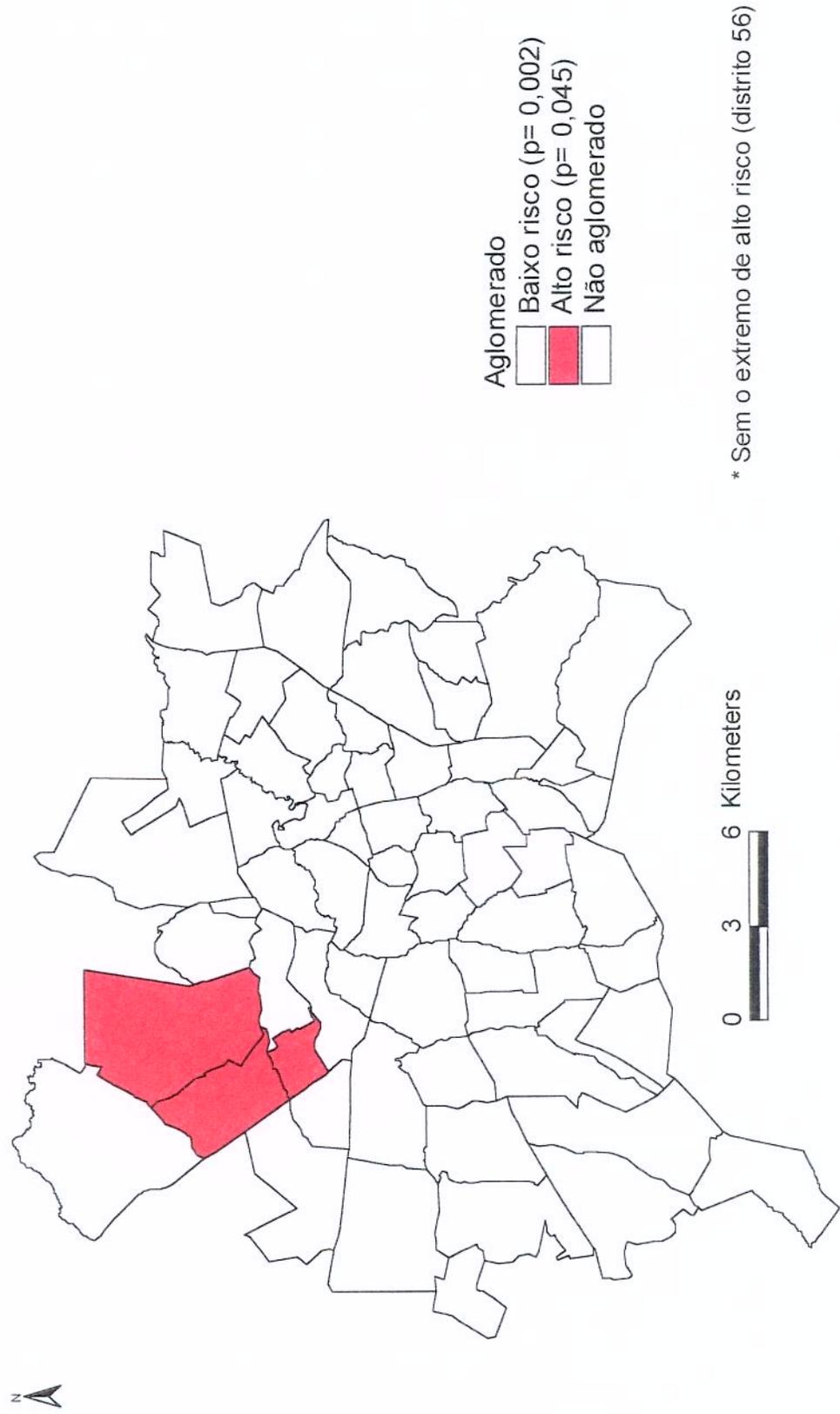
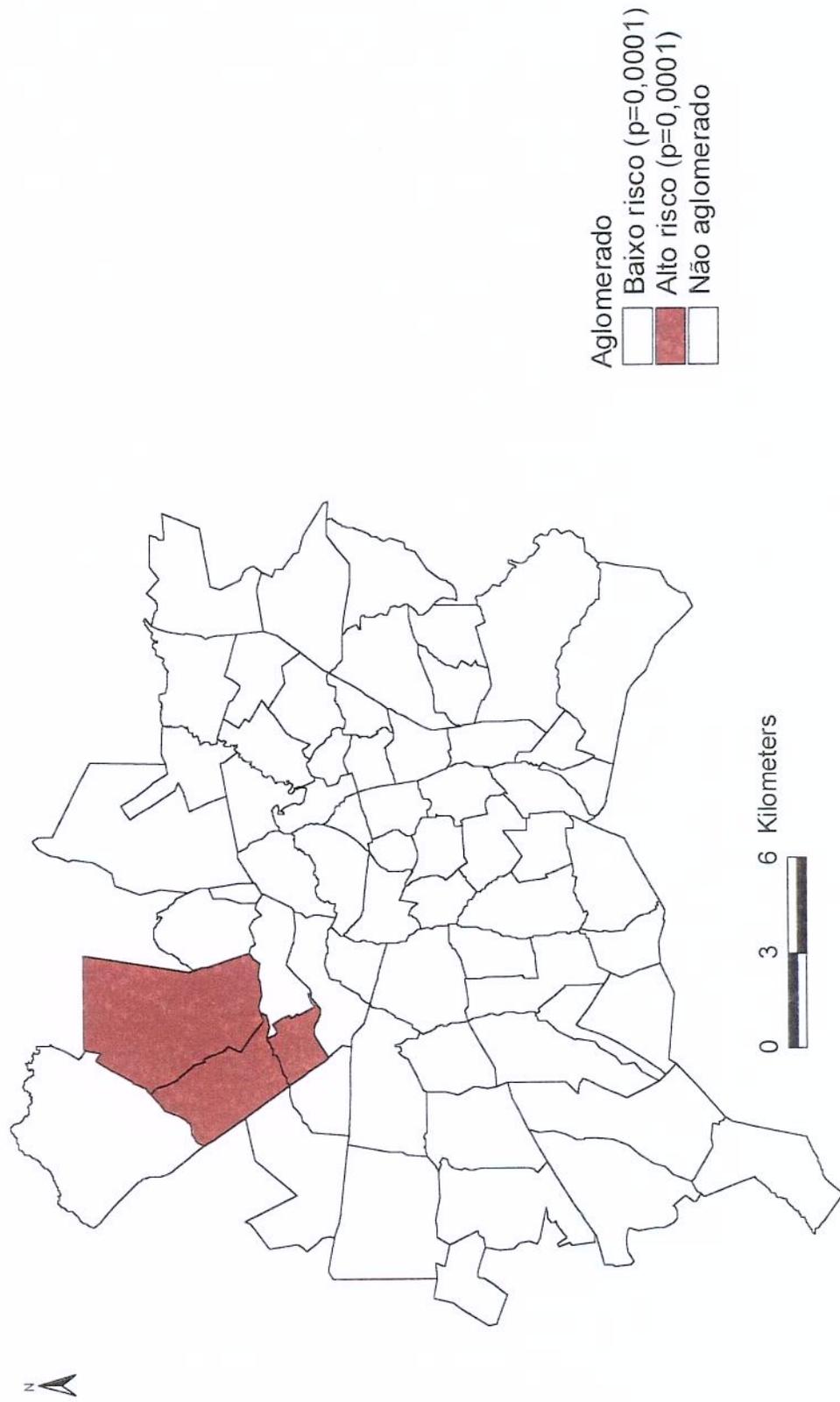


Figura 35
Probabilidade de morte pós-neonatal, aglomerados
de alto e baixo risco. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996
(estatística scan, janela $\leq 30\%$)



DISCUSSÃO

Visualização e sumarização dos dados

Na escala dos distritos urbanos de planejamento, a visualização das probabilidades de morte nos períodos neonatal e pós-neonatal possibilitou observar as tendências globais da mortalidade infantil no espaço urbano de Goiânia, bem como comparar os ganhos e limitações da utilização das técnicas de alisamento das taxas como forma de minimizar as flutuações aleatórias dos indicadores decorrentes dos pequenos números e pequenas áreas geográficas.

A comparação entre os mapas coropléticos das probabilidades de morte observada, média móvel espacial e estimativa bayesiana possibilita analisar os mapas temáticos contruídos sem e com a preocupação de eliminar as flutuações aleatórias.

No período neonatal, comparando-se os mapas com as três medidas (probabilidade de morte observada, média móvel espacial e estimativa bayesiana empírica) observa-se, para a primeira, um padrão espacial em que predomina um conjunto de distritos de alto risco (distritos pertencentes ao Quartil 4) nas regiões Noroeste-Mendanha da cidade e vários distritos de alto risco em várias outras regiões, com destaque para o valor extremo do distrito 56. Com a aplicação da média móvel espacial, há uma maior organização espacial dos riscos de morte no período neonatal, com concentração dos altos riscos em dois blocos de distritos: o primeiro, localizado numa faixa da cidade que engloba distritos das regiões Noroeste, Mendanha e Meia Ponte e o segundo, na região Leste.

No mapa referente à distribuição espacial da estimativa bayesiana empírica, observa-se uma maior organização espacial dos riscos com os distritos de alto risco concentrados nas regiões Noroeste, Mendanha e Meia Ponte, os distritos de baixo risco concentrados na região Central e o distrito 56 como um extremo de alto risco (Figura 36).

O alisamento das taxas dificulta a visualização de distritos com altos riscos no interior de uma região de baixo risco, mas, em contrapartida, minimiza o efeito das taxas instáveis devido aos pequenos números e mostra uma visão da tendência geral da mortalidade no espaço geográfico de Goiânia mais próxima do quadro real, uma vez que o alisamento leva em conta o número de nascidos vivos em cada distrito.

No período pós-neonatal, a comparação dos três mapas mostra, para a mortalidade observada, um padrão espacial em que predomina um conjunto de distritos de alto risco (Quartil 4), na região Noroeste e na região Sudoeste, e um bloco de distritos com baixo risco (Quartil 1), na região Central da cidade. A média móvel espacial mostra uma maior organização dos distritos em relação aos riscos de morte, com concentração de alto risco em três áreas – regiões Noroeste-Mendanha, regiões Oeste-Sudoeste e região Leste – e uma maior homogeneidade nos distritos de baixo risco, concentrados na região Central. No mapa da estimativa bayesiana empírica, observa-se uma organização espacial que mostra um padrão centro-periferia com menores riscos na região central e maiores riscos no anel periférico da cidade que é semelhante a distribuição espacial dos indicadores sócio-econômicos no município de Goiânia e coerente com o padrão da mortalidade pós-neonatal cujas causas são mais fortemente relacionadas às condições socioeconômicas e ambientais (Figura 37).

Comparando-se os períodos neonatal e pós-neonatal, os padrões de ocorrência espacial são diferenciados (Figura 38):

- (i) no período pós-neonatal, existe uma polaridade caracterizada por altos riscos nos distritos periféricos e baixos riscos nos distritos que formam a região Central;
- (ii) no período neonatal, o padrão espacial caracterizou-se pela ocorrência dos maiores riscos nos distritos periféricos que caracterizam a mortalidade no período pós-neonatal, em especial nos distritos das regiões Mendanha-Noroeste, mas também em distritos das regiões Central (distrito 7, 50 e 54), Sul (distrito 12), Norte (distrito 40) e Meia Ponte (distrito 8, 37 e 49) e na região Leste (distrito 56).

Do ponto de vista de saúde pública, a construção dos mapas temáticos utilizando técnicas exploratórias, ao identificar padrões e tendências gerais globais da mortalidade infantil no espaço urbano, possibilita orientar intervenções em distritos sanitários que apresentam alto risco de mortalidade, como a região Noroeste e Mendanha no município de Goiânia.

Figura 36
Probabilidade de morte no período neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

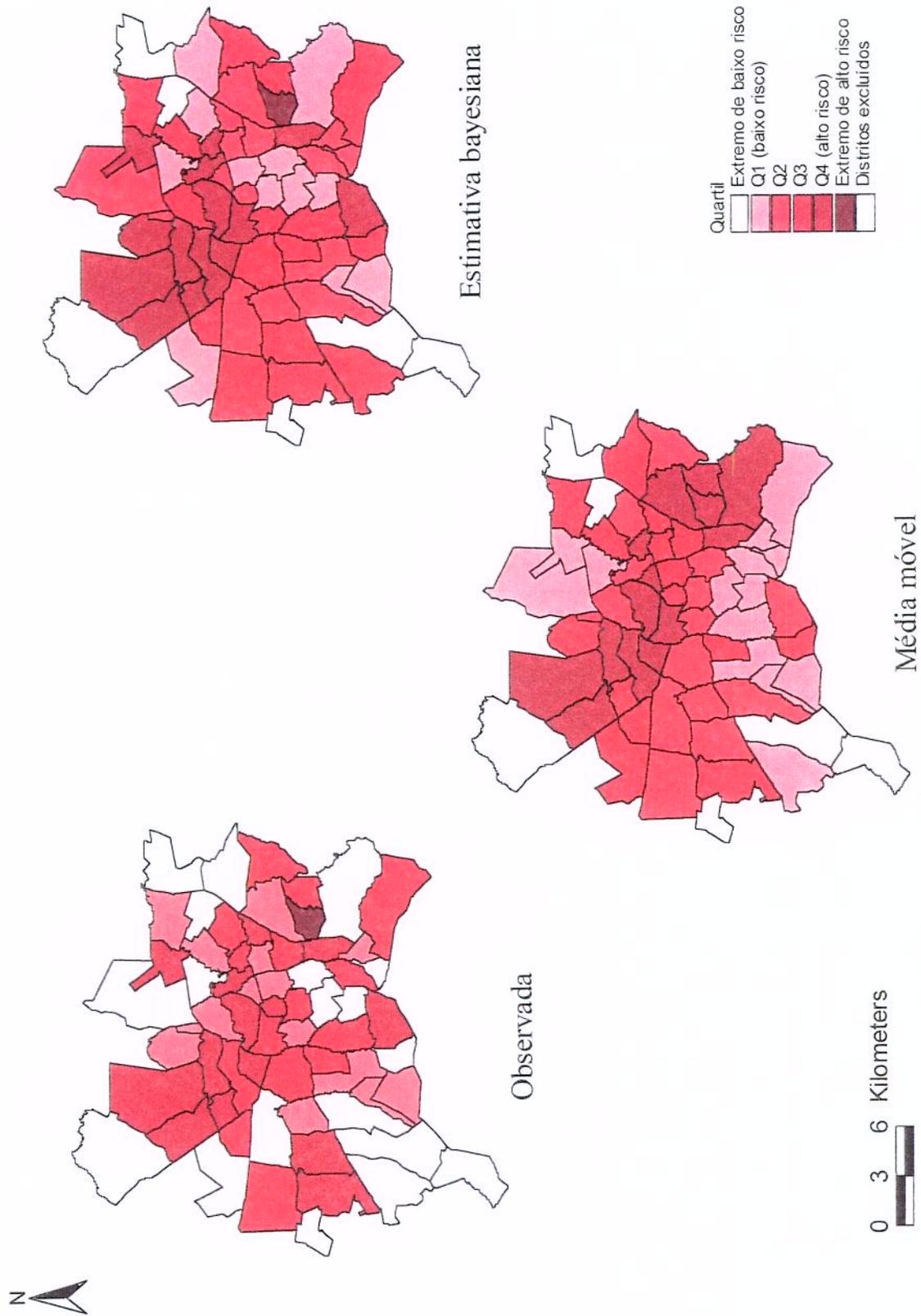


Figura 37
Probabilidade de morte no período pós-neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

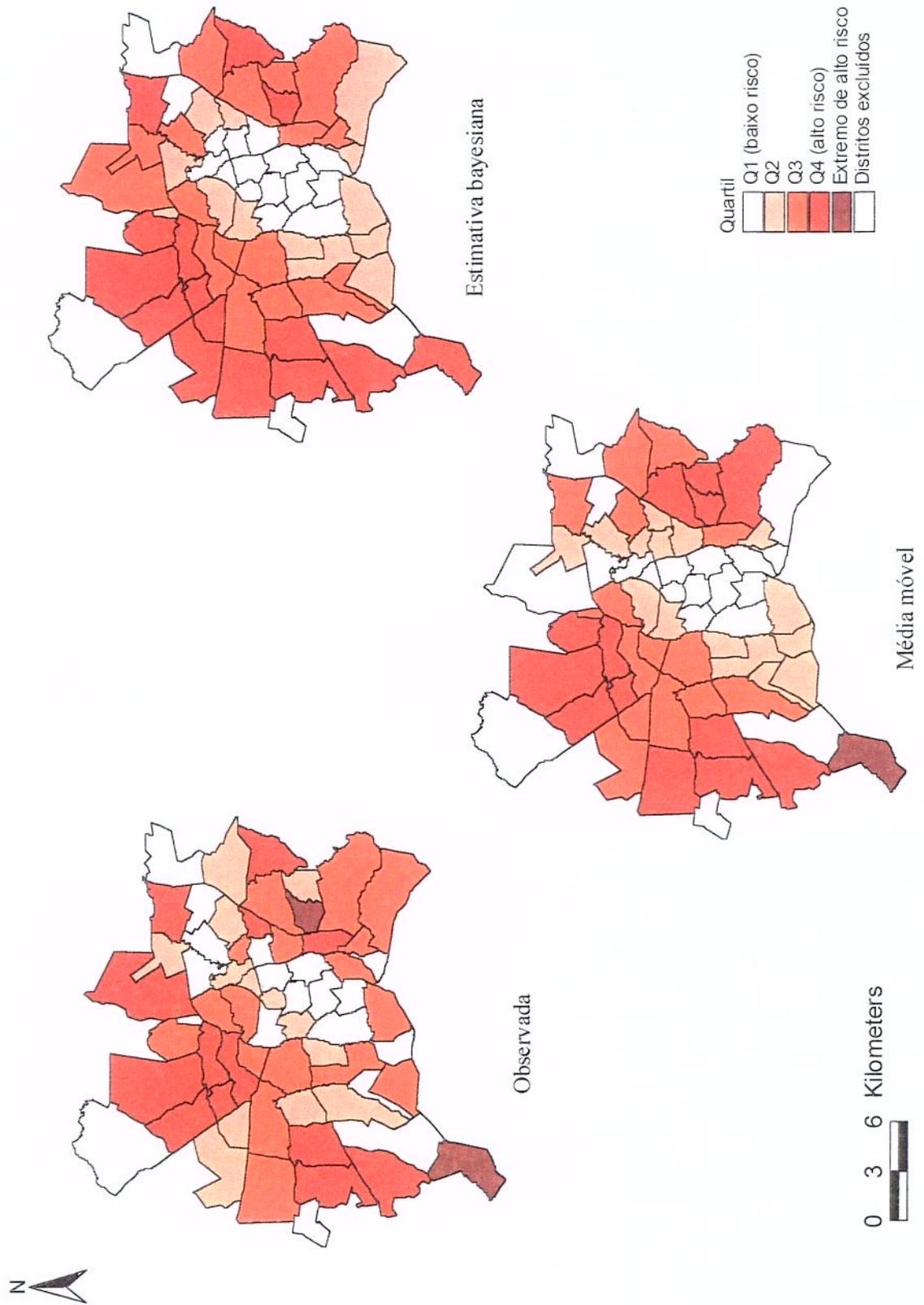
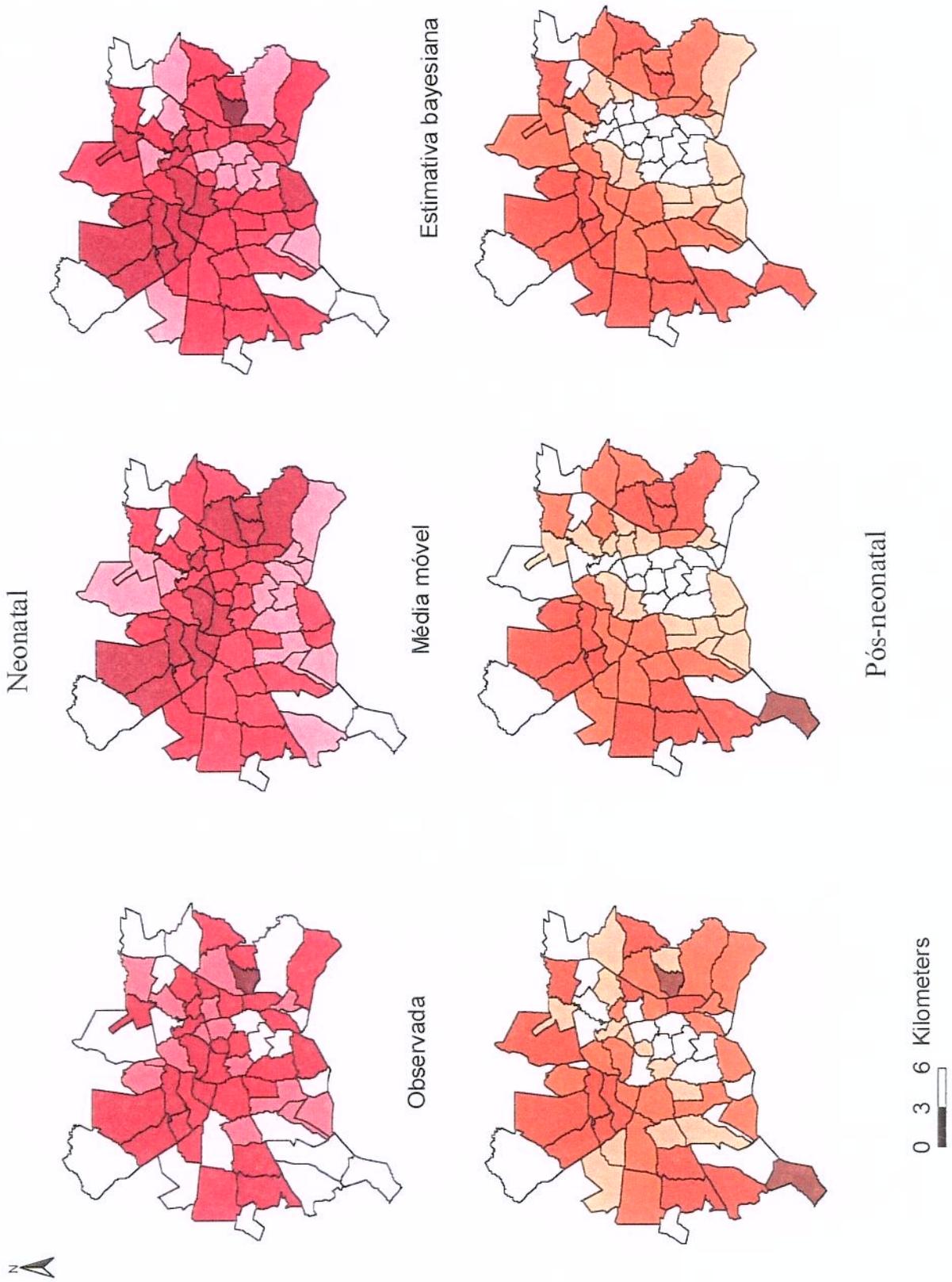


Figura 38
Probabilidade de morte infantil. Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996



Autocorrelação espacial

Na apresentação dos resultados dos estudos ecológicos sobre a mortalidade infantil é comum não levar-se em consideração a existência da autocorrelação espacial existente entre áreas vizinhas, ou seja, investigar se a probabilidade de morte em uma determinada área geográfica é dependente da taxa da área vizinha, ou, de forma geral, se o evento mortalidade infantil apresenta uma dependência espacial. A investigação da autocorrelação espacial no presente trabalho mostrou os seguintes resultados:

- (i) o componente neonatal, em uma primeira análise, utilizando-se o índice de Moran global, não se apresentou como um evento espacialmente dependente. No entanto, quando minimizou-se a influência do extremo de alto risco (distrito 56), a estimativa bayesiana empírica da probabilidade de morte no período neonatal apresentou autocorrelação estatisticamente significativa (Quadros 4 e 5);
- (ii) a probabilidade de morte no período pós-neonatal apresentou-se como um evento espaço-dependente, mediante a utilização de ambas as medidas empregadas no trabalho – a probabilidade de morte observada e a estimativa Bayesiana, mostrando uma importante dependência espacial no período pós-neonatal (Quadro 4).

As principais limitações do uso da estatística I de Moran, segundo Zoellner & Schmidtmann (1999) e Tango (1999), são a sua utilização para doenças raras e para regiões com alta heterogeneidade da densidade populacional. A utilização da estimativa bayesiana empírica para o cálculo da autocorrelação espacial pode ocasionar superestimativa dos coeficientes de autocorrelação global nas áreas com pequenos números de nascidos vivos, onde o alisamento das taxas do distrito em direção à média de seus vizinhos é mais acentuada (Bailey & Gatrell, 1995).

No presente estudo, a primeira limitação foi reduzida com a utilização de uma coorte de nascidos vivos abrangendo um período de 5 anos como forma de aumentar o número de nascidos vivos por distrito e diminuir a heterogeneidade. Com relação à segunda limitação, embora reconhecendo esse viés, optou-se pelo cálculo dos indicadores de autocorrelação espacial global, utilizando-se as estimativas bayesianas empíricas, por dois motivos: primeiro, quando compararam-se os resultados com o das probabilidades observadas, constatou-se a coerência dos resultados obtidos entre as diferentes medidas com o perfil epidemiológico e socioeconômico dos distritos urbanos de Goiânia e, segundo, porque quando se utilizaram outras técnicas estatísticas mais robustas, como o espacial scan, os resultados foram semelhantes.

Identificação de aglomerados de alto e baixo risco de mortalidade infantil

Para a identificação dos aglomerados foram empregadas duas técnicas de análise: os índices de autocorrelação local (Moran local e estatística G_i^*) e a estatística espacial scan proposta por Kulldorff (Kulldorff, 1999).

Os índices de autocorrelação local são uma decomposição dos índices globais e possibilitam discriminar as áreas geográficas e identificar aglomerados de distritos urbanos com altos (ou baixos) riscos de mortalidade ou valores extremos (Câmara et al., 2001).

A análise dos indicadores de autocorrelação local mostrou os seguintes padrões para os períodos neonatal e pós-neonatal:

– período neonatal

Comparando-se os valores dos índices de Moran local e estatística G_i^* para as probabilidade de morte observada e a estimativa bayesiana com e sem a interferência do distrito 56 (extremo de alto risco), observam-se distintas configurações de aglomerados:

- (i) para o Moran local, a minimização da interferência do distrito 56, concentra os aglomerados de alto risco nos distritos das regiões Noroeste-Mendanha (distritos 31, 32, 33, 35 e 36) e na região Central (distrito 54 – Jardim Goiás) e o de baixo risco na região central (distrito 11 – Setor Bueno/Nova Suíça), conforme se vê na Figura 39;
- (ii) para a estatística G_i^* a concentração dos aglomerados de alto risco ocorre em parte da região Leste (distritos 56, 57 e 58) quando não se retira a influência do distrito 56 e nas Regiões Noroeste-Mendanha quando se retira da análise a influência do distrito 56. O baixo risco concentra-se no distrito 11 da região Central (Figura 40).

Essas comparações mostram a importância da utilização dos indicadores de autocorrelação local para a identificação dos aglomerados de alto e baixo risco, a necessidade de avaliar os efeitos de valores extremos, como o do distrito 56, e a necessidade de estudos adicionais para aprofundar a investigação dos fatores determinantes que levam à constituição dos aglomerados de risco, em especial aqueles não previstos inicialmente, como o do distrito 56.

– período pós-neonatal

Comparando-se os valores dos índices de autocorrelação local para a probabilidade de morte observada e a estimativa bayesiana empírica, observa-se uma concordância na composição dos aglomerados, sendo que, no Moran local e na estatística G_i^* da estimativa bayesiana, há uma ampliação no número de distritos que formam os aglomerados de alto e baixo risco (Figura 41).

Comparando-se os mapas de autocorrelação local nos períodos neonatal e pós-neonatal, podem ser feitas as seguintes considerações:

- (i) no Moran local, o período neonatal apresenta dois aglomerados de alto risco, localizados um nas regiões Noroeste-Mendanha e outro na região Central (distrito 54), e um aglomerado de baixo risco, localizado no distrito 11 da região Central. Já no período pós-neonatal, há a presença de dois aglomerados de alto risco, localizados nas regiões Noroeste-Mendanha, constituído de um maior número de distritos, sendo, portanto, mais abrangente que o neonatal, e outro localizado na região Sudoeste (distritos

23, 26 e 64). Com relação ao aglomerado de baixo risco no período pós-neonatal, é mais extenso do que o apresentado no período neonatal, atingindo quase toda a região Central (Figura 42);

- (ii) na estatística G_i^* , a comparação é semelhante à do Moran local, com a diferença de um delineamento mais definido e abrangente dos três aglomerados (dois de alto risco e um de baixo risco) no período pós-neonatal (Figura 43).

Figura 39
Índice de Moran local, probabilidade de morte neonatal.
Distritos urbanos de Goiânia, 1992 a 1996

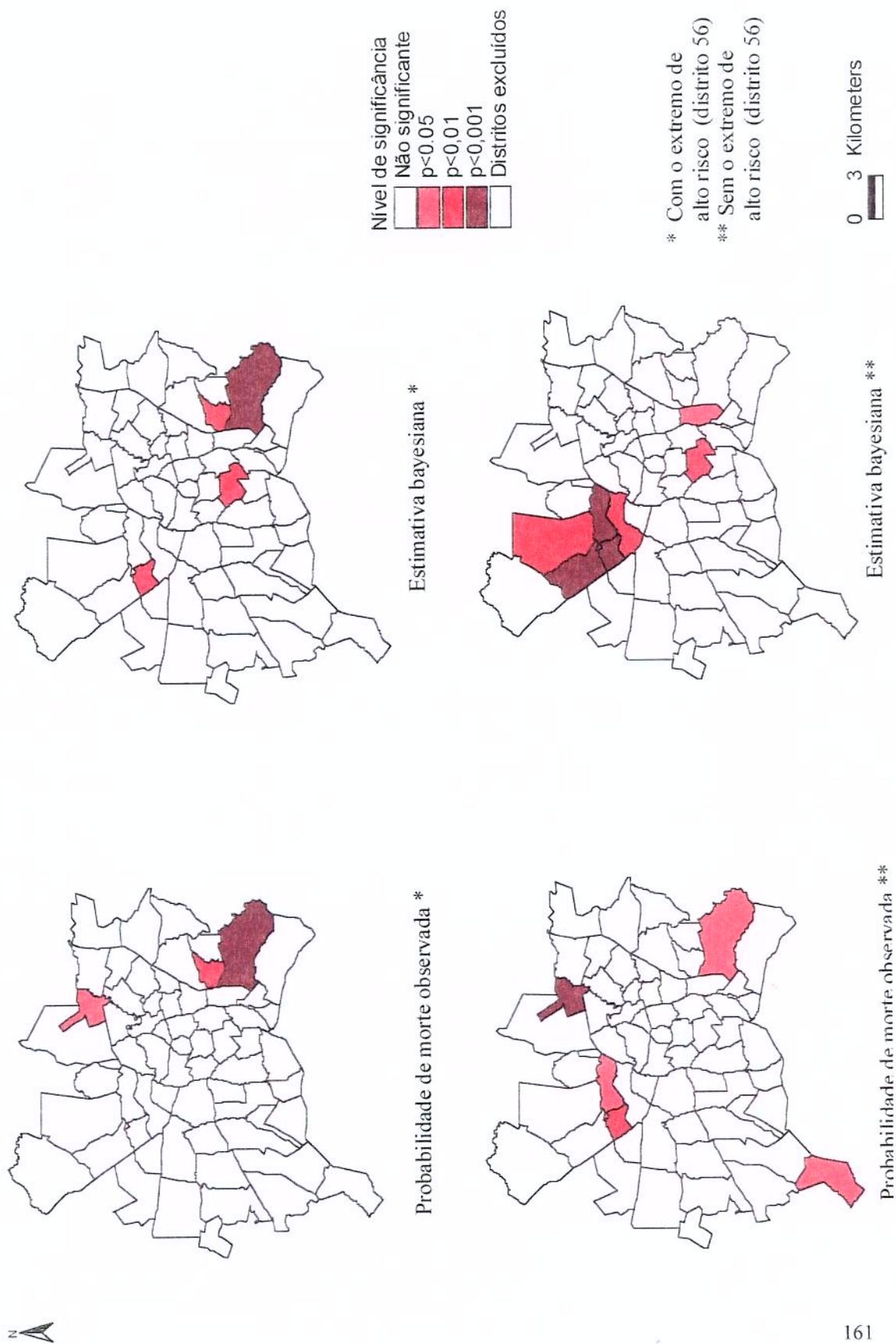


Figura 40
Estadística G_i^* , probabilidade de morte neonatal,
estimativa bayesiana empírica

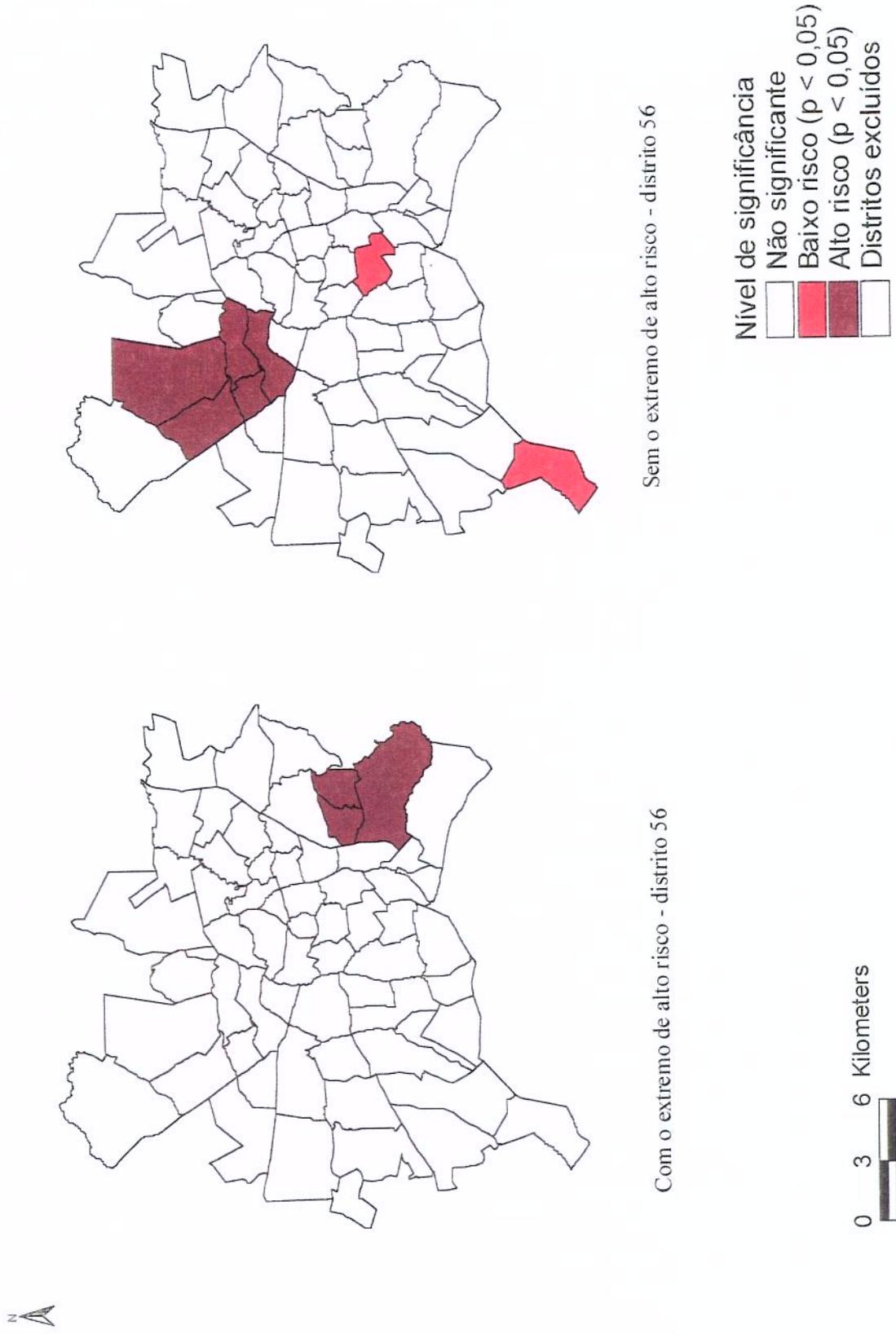


Figura 41
Autocorrelação local, probabilidade de morte no período pós-neonatal

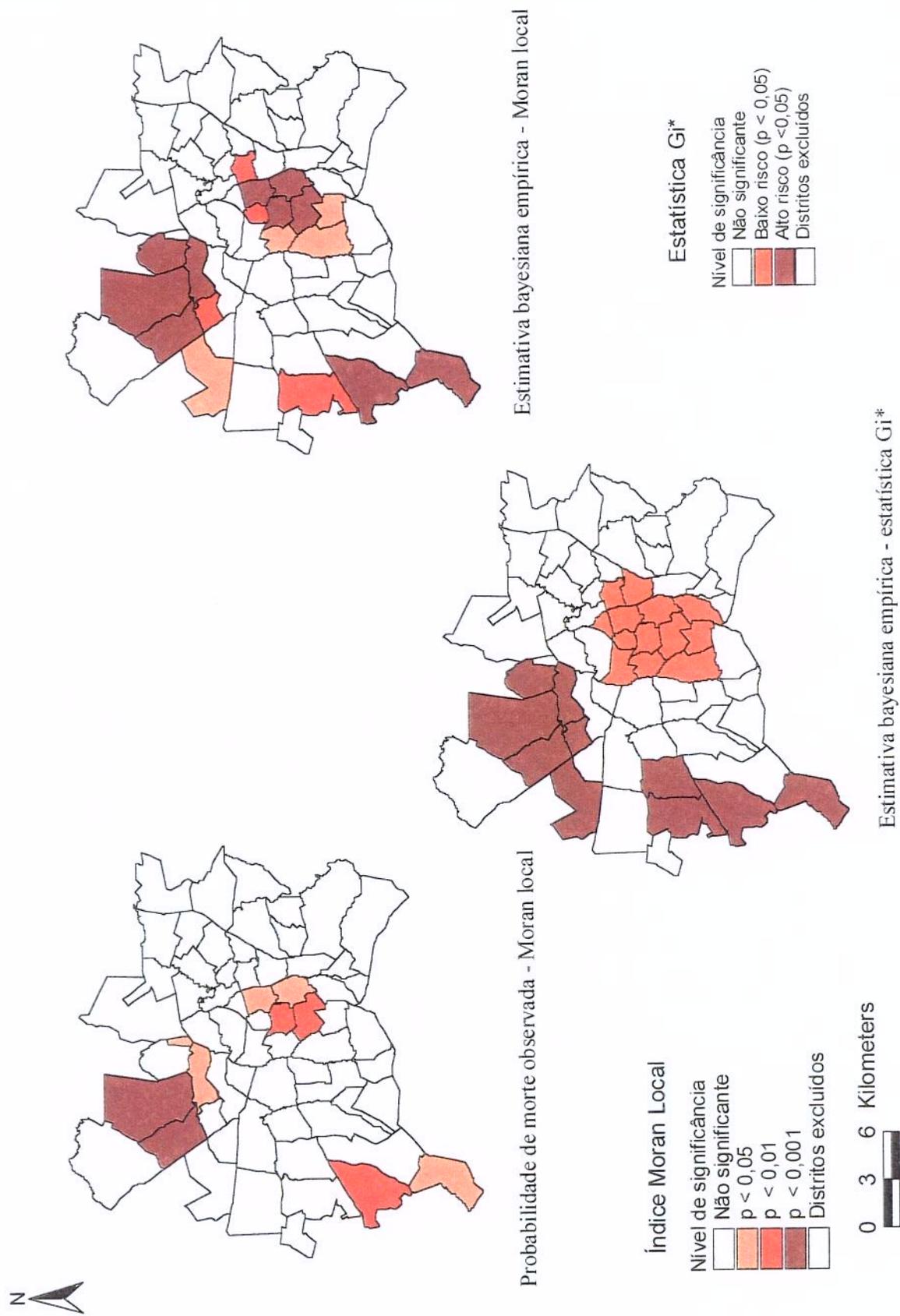


Figura 42
Índice de Moran local, estimativa bayesiana empírica,
períodos neonatal e pós-neonatal

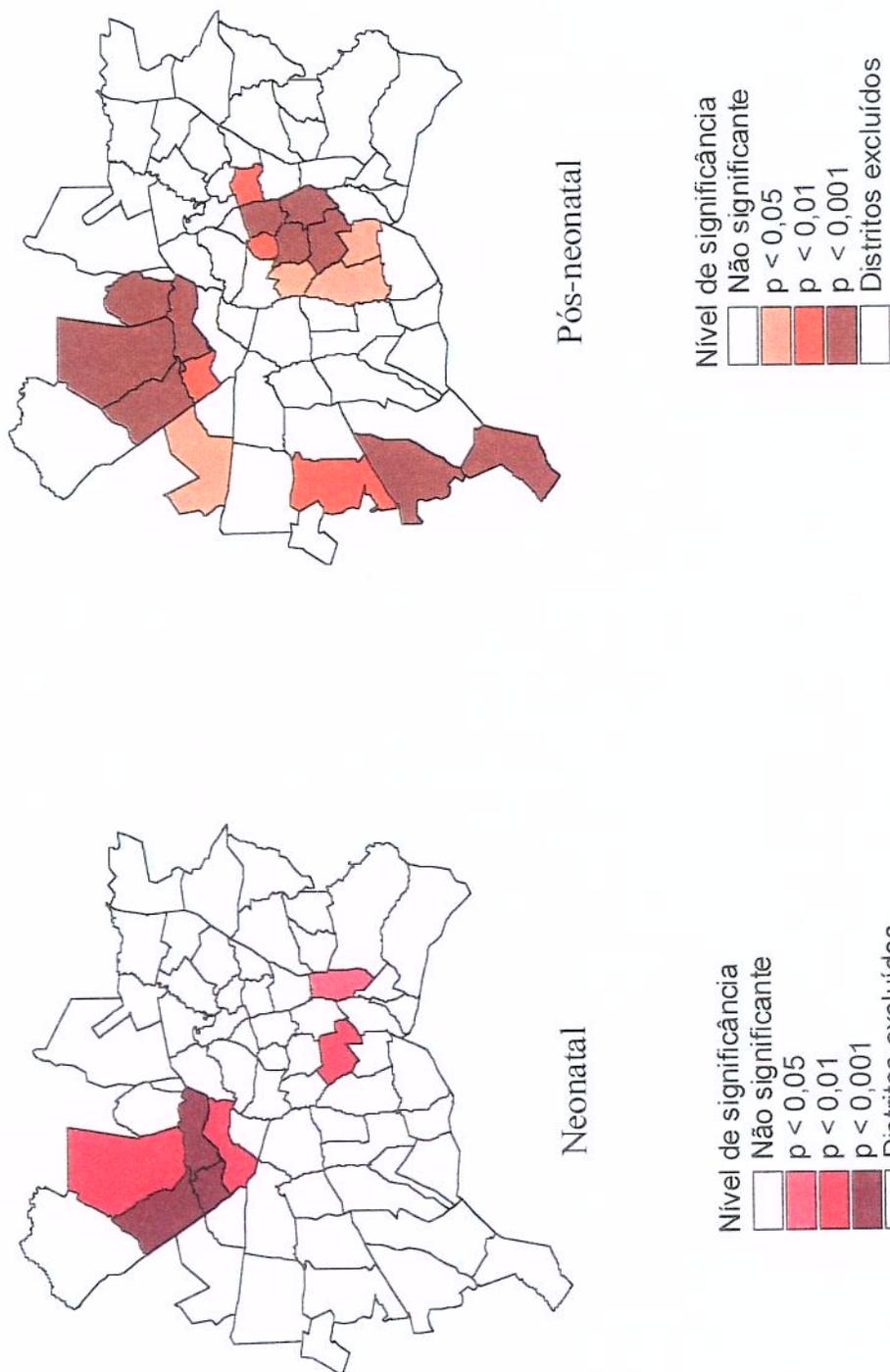
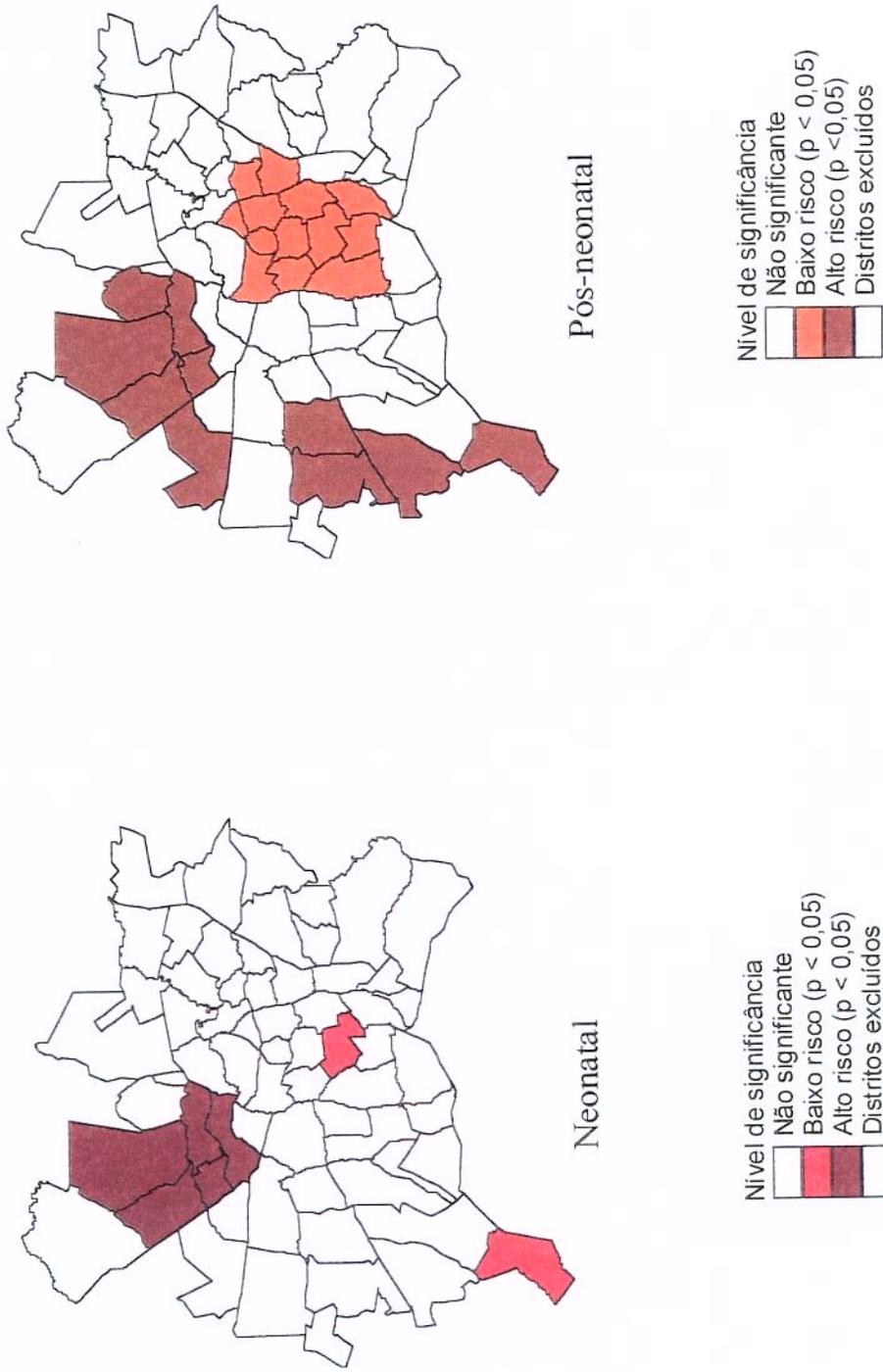


Figura 43
Estadística G_i^* , estimativa bayesiana empírica,
períodos neonatal e pós-neonatal



Os resultados apresentados pela técnica da estatística espacial scan de Kulldorff para a identificação dos aglomerados são semelhantes aos das técnicas anteriores. As diferenças que podem ser identificadas são as seguintes:

- (i) no período neonatal, na técnica do espacial scan, o aglomerado de alto risco é bem mais abrangente, quando comparado à estatística G_i^* , abarcando os distritos das regiões Noroeste, Mendanha, Meia Ponte e Norte (Figura 44). No entanto, quando se reduz o tamanho do raio do círculo de ≤ 30 para $\leq 20\%$ na técnica do espacial scan, o aglomerado concentra-se em três distritos (31, 35 e 36), conforme se pode observar nas Figuras 33 e 34;
- (ii) no período pós-neonatal, o aglomerado de alto risco, no espacial scan, é mais concentrado nos três distritos das regiões Noroeste-Mendanha (31, 35 e 36) e o aglomerado de baixo risco é muito semelhante à análise das técnicas anteriores abrangendo a quase totalidade dos distritos da região Central da cidade (Figura 45).

Em síntese, o que se pode apreender da análise de aglomerados é a tendência de aglomerados (*clusters*) de alto risco nas regiões Noroeste-Mendanha, localizados primordialmente nos distritos 31, 35 e 36 para os períodos neonatal e pós-neonatal. No período neonatal, os riscos elevados extrapolam essas regiões e atingem também os distritos das regiões Meia Ponte, Norte e até mesmo da região Central, de forma bem localizada (distrito 54). Os

aglomerados de baixo risco são localizados na região Central, de forma mais concentrada na mortalidade neonatal e de forma mais abrangente na pós-neonatal.

Esse padrão de riscos é importante para orientar estudos posteriores cujo o objetivo seja aprofundar o conhecimento sobre as causas da desigualdade nos riscos e implementar intervenções voltadas para a redução das desigualdades em saúde, a orientação de áreas prioritárias na expansão de serviços de saúde, como equipes de saúde da família.

Figura 44
Estadística Gi* e estatística espacial scan, período neonatal

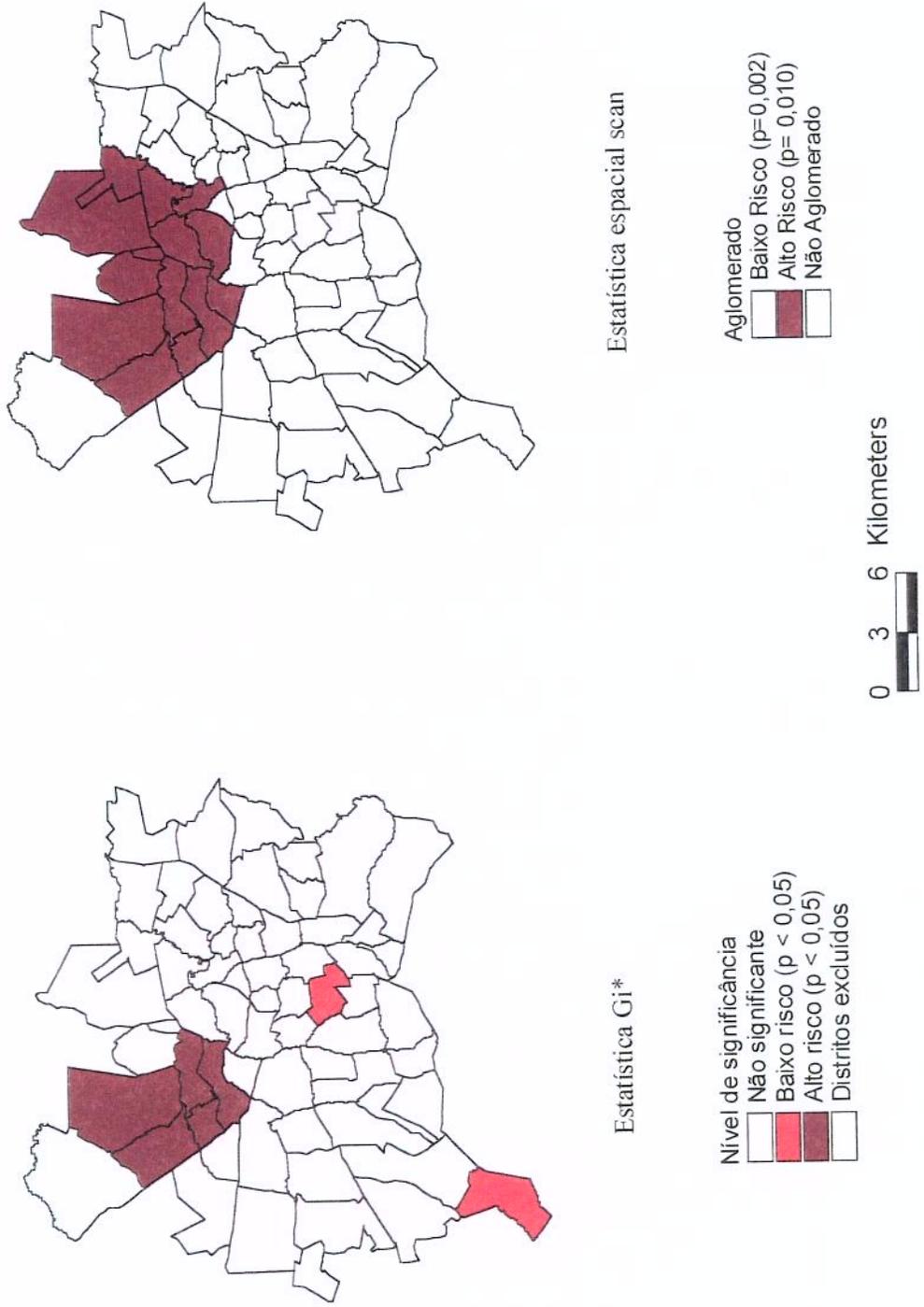
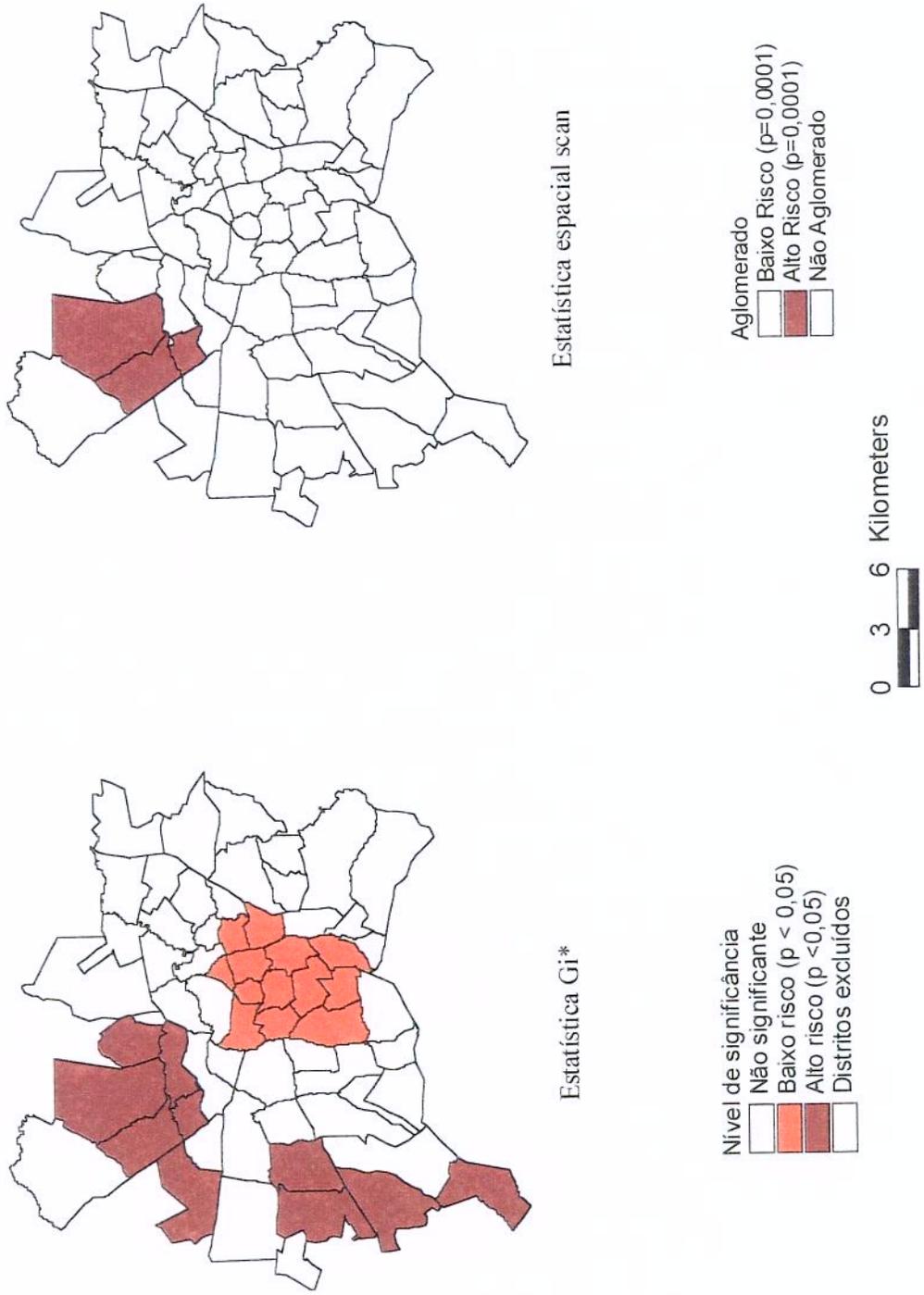


Figura 45
Estadística Gi* e estatística espacial scan, período pós-neonatal



Correlação entre os resultados observados e a organização do espaço urbano de Goiânia

Correlacionando-se o padrão espacial da mortalidade infantil com o processo de organização do espaço urbano do município de Goiânia, pode-se afirmar que os distritos que constituem a área de maior risco de mortalidade no período pós-neonatal são os distritos de urbanização mais recente, surgidos no período de expansão urbana do município, ocorrida a partir do final da década de 1970 e caracterizada pela proliferação dos loteamentos irregulares, desprovidos de infra-estrutura urbana e destinados à população de baixa renda, oriunda, em grande parte, da mobilidade intra-urbana e da migração interna (IPLAM, 1992).

Com relação às áreas de maior risco de mortalidade no período neonatal, há uma sobreposição com os distritos de maior risco de mortalidade pós-neonatal das regiões Mendanha-Noroeste, além de outros localizados nas regiões Meia Ponte, Norte e Central da cidade, que podem ser caracterizados como a “antiga” periferia da cidade. Esses distritos incluem alguns constituídos de população de baixa renda, que vive em áreas de fundos de vale, e outros cuja população é heterogênea do ponto de vista socioeconômico, devido à coexistência, em um mesmo distrito, de áreas regularizadas e não regularizadas. A população que reside nos distritos da “antiga” periferia, no entanto, diferencia-se da população dos distritos da área de expansão, no que se refere a maior acesso à infra-estrutura urbana, melhor condição de habitação, transporte urbano e, provavelmente, maior acesso à atenção básica de saúde.

Os riscos de mortalidade neonatal elevados nos distritos da “antiga” periferia provavelmente estão relacionados com as deficiências na qualidade da atenção pré-natal, ao parto

e no período neonatal e às dificuldades de acesso a tecnologias mais complexas, parcialmente cobertas pelo Sistema Único de Saúde.

As diferenças observadas no padrão de ocorrência dos componentes neonatal e pós-neonatal da mortalidade infantil estão relacionadas com uma maior complexidade dos determinantes da mortalidade infantil no período neonatal. Os determinantes da mortalidade neonatal são resultantes de uma sobreposição entre os fatores socioeconômicos (saneamento, renda etc.) e os fatores relacionados ao acesso e à qualidade da assistência à saúde no período neonatal, tais como: assistência pré-natal, ao parto e ao recém-nascido (Leal & Szwarcwald, 1997).

Comparação dos resultados com outros estudos nacionais e internacionais

No Brasil, poucos estudos investigaram o padrão espacial da mortalidade infantil e seus componentes. Igualmente, existem poucas pesquisas sobre determinantes da mortalidade infantil, como o baixo peso ao nascer, que utilizam técnicas de análise espacial (Campos, Carvalho, Barcellos, 2000; Leal & Szwarcwald, 1997; Szwarcwald et al. 2000; D'Orsi & Carvalho, 1998; Malta et. al., 2001; Andrade & Szwarcwald, 2001; Shimakura et al., 2001).

O estudo de Campos, Carvalho, Barcellos (2000) observou uma distribuição espacial aleatória da mortalidade neonatal no município do Rio de Janeiro, utilizando a escala dos bairros de residência.

O estudo de Leal e Szwarcwald (1997) observou a existência de autocorrelação espacial, no período neonatal tardio (7-27 dias de vida), nos municípios do estado do Rio de

Janeiro, no período de 1979-1981, e a distribuição espacial aleatória, no período de 1990-1992. Segundo essas autoras, no contexto de queda da mortalidade neonatal, houve uma homogeneização dos riscos de morte neonatal tardia nos municípios do Rio de Janeiro entre os dois períodos analisados.

D'Orsi e Carvalho (1998), investigando o padrão espacial do baixo peso ao nascer nos bairros do município do Rio de Janeiro, observaram uma distribuição aleatória do baixo peso ao nascer, considerado um dos principais mediadores na ocorrência dos óbitos neonatais.

Com o objetivo de avaliar as desigualdades intra-urbanas do coeficiente de mortalidade infantil no município de Belo Horizonte, o estudo de Malta et. al. (2001) comparou as estimativas bayesianas empíricas do coeficiente de mortalidade infantil nos anos de 1994 e 1996, nas 121 áreas de abrangência das unidades básicas de saúde. Os resultados do estudo mostraram que: (i) quando os riscos foram desagregados por áreas de abrangência em comparação com os distritos sanitários houve uma maior desigualdade nos riscos; (ii) a comparação entre 1994 e 1996 mostrou uma redução importante das áreas com alto risco de mortalidade infantil – em 1994 eram 37 áreas com coeficientes acima de 35 por mil, sendo 8 áreas com coeficiente acima de 50 por mil; já em 1996 apenas 4 áreas apresentaram risco acima de 35 por mil, com nenhuma área acima de 50 por mil, e (iii) maior homogeneidade da mortalidade e uma conseqüente redução das desigualdades intra-urbanas.

O estudo de Andrade & Szwarcwald (2001) observou a presença de dois aglomerados de alto risco e a existência de uma autocorrelação espacial significativa para a taxa de mortalidade infantil nos três primeiros dias de vida no município do Rio de Janeiro. Analisando os fatores que poderiam ser responsáveis pela dependência espacial, a autora

identificou três variáveis: proporção de mães adolescentes, proporção de pessoas residentes em favelas, em 1996, e proporção de chefes de família com renda de até um salário mínimo.

Utilizando-se uma análise do tipo caso-controle espacial que localiza pontualmente os eventos (óbitos infantis e nascidos vivos controles), o trabalho de Shimakura et al. (2001) realizado em Porto Alegre, identificou as covariáveis associadas à mortalidade infantil nos período neonatal e pós-neonatal e as áreas de alto e baixo risco para a mortalidade infantil. A mortalidade no período neonatal apresentou variação espacial estatisticamente significativa, com áreas de alto risco concentradas principalmente na região leste da cidade. Como variáveis associadas à mortalidade neonatal, observaram-se a duração da gestação e o baixo peso ao nascer. A mortalidade no período pós-neonatal não apresentou variação espacial significativa. As covariáveis associadas foram o peso ao nascer e o grau de instrução da mãe da criança. O método apresenta como vantagens a sua adequação para a análise espacial em populações com padrão de ocupação heterogêneo e a capacidade de modelar a variação espacial e as covariáveis individuais simultaneamente.

Um estudo realizado em Burkina Faso, região oeste da África, na província de Kossi, que utilizou a metodologia de Kulldorff, identificou aglomerados de alto risco de forma persistente ao longo do período de 1993 a 1998, com riscos relativos de magnitude de até 4,4 (Sankoh et al., 2001).

Os resultados do presente estudo permitem concluir que a construção de mapas com menor instabilidade das medidas de riscos, a utilização de técnicas de estatística espacial para exame da autocorrelação espacial local e a técnica do espacial scan possibilitam identificar os padrões de ocorrência da mortalidade neonatal e pós-neonatal no espaço urbano de Goiânia. A

análise e interpretação desses mapas contêm informações úteis para: (i) identificar bolsões de nascidos vivos sob um maior risco de morte neonatal e pós-neonatal; (ii) subsidiar, com taxas que expressem de forma mais próxima do real as áreas de risco, o planejamento e a programação de intervenções de saúde direcionadas à clientela materno-infantil com o objetivo de reduzir as desigualdades nos riscos de morte infantil e (iii) monitorar tendências dos riscos após as intervenções, verificando mudanças de curto prazo e avaliando o impacto dessas ações.

A maioria dos artigos que analisam distribuição espacial e diferenciais entre áreas geográficas em nosso meio não fazem os devidos alisamentos para redução das flutuações aleatórias. Há a necessidade de incorporar técnicas de análise espacial de mapeamento de doenças, de investigação de fatores de risco medidos no agregado geográfico e técnicas de identificação de aglomerados a fim de melhor investigar a dimensão do espaço no estudo das doenças e agravos à saúde.

Em síntese, este estudo realizou uma análise exploratória do padrão de ocorrência espacial da mortalidade infantil em Goiânia, levantando áreas de risco por meio da utilização de várias técnicas de análise. Há a necessidade de aprofundar esta investigação com outras modalidades de estudos: estudos analíticos de base individual e que combinem os indivíduos e os agregados como unidades de análise; estudos que investiguem o papel de covariáveis como fatores responsáveis pela dependência espacial da mortalidade infantil e estudos que utilizem técnicas mais robustas, como os modelos bayesianos hierárquicos e completos (*hierarchical and fully bayesian models*), enquanto técnicas mais modernas e potentes, mas que ainda são pouco disseminadas principalmente para uso em serviços de saúde.

Finalmente, os resultados apresentados no presente trabalho devem ser compreendidos, conforme propõe as autoras Costa & Teixeira (1999) e Czeresnia & Ribeiro

(2000), e levando-se em consideração as limitações do mesmo, dentro de um duplo desafio: o primeiro, caracterizado pela necessidade de investigar uma realidade de doença concreta que é a desigualdade no padrão espacial da mortalidade infantil no espaço urbano de Goiânia. Esse desafio esteve permeado, o tempo todo, por uma concepção de espaço totalizadora, aberta a contribuição de outras disciplinas como a geografia, a estatística espacial, o planejamento urbano, no intuito de identificar, de forma menos distorcida, o padrão dos riscos de morte infantil no espaço, correlacionando esse padrão observado com o processo de organização social do espaço urbano do município de Goiânia. O segundo desafio, caracterizado pela utilização de técnicas de análise que contribuam para uma visão mais próxima da complexidade do real, que são os processos do adoecer e morrer das coletividades humanas, com o intuito de contribuir para desvendar uma pequena face da situação de saúde das crianças de Goiânia, sem a pretensão de substituir a complexidade das reais condições de saúde e vida que fazem parte da realidade social da população do município pelo padrão de ocorrência espacial observado neste trabalho por meio da utilização da estatística espacial.

SUMMARY

The aim of this study was to investigate the spatial pattern of the infant mortality in neonatal and post-neonatal periods in an urban setting, Goiânia municipality, Central Brazil, identifying occurrence of spatial dependence and high risk clusters.

Analyses were based on linked birth and death certificates relating to 101,000 livebirths to mothers residents in the city of Goiânia delivered in hospitals over the 1992-1996 period. The overall neonatal and post-neonatal mortality were calculated using the linkage database. The empirical Bayes method was applied in order to smooth the rates and minimize random fluctuation. The spatial unit of analysis was 65 urban districts, corresponding to the planning sectors. The following spatial techniques were used for analysis: (i) exploratory spatial data analysis were applied: “global” Moran’s I statistic, local Moran LISA map and G_i^* local statistics; (ii) a spatial scan statistic was used to identify clusters of infant mortality in space.

For neonatal mortality there was a heterogeneity of risk patterns within the municipality without detectable spatial autocorrelation using observed and empirical Bayes estimates of neonatal mortality rates. On the contrary, when the effect of high risk outliers was controlled the autocorrelation was statistically significant. Results for post-neonatal mortality pointed to a statistically significant spatial autocorrelation for all occurrence measures, as well as an existence of high-risk geographical cluster located in the outskirts of the city borders.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, M.F. - Mortalidade neonatal em Santo André. São Paulo, 1994. (Tese - Doutorado - Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo).
- ANDERSON, N.H. & TITTERINGTON, D.M. - Some methods for investigating spatial clustering with epidemiological applications. **Journal of the Royal Statistical Society**. Series A, 160:87-105, 1997.
- ANDRADE, C.L.T. & SZWARCOWALD, C.L. - Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no município do Rio de Janeiro, 1995-1996. **Cadernos de Saúde Pública**, 17:1199-1210, 2001.
- ANSELIN, L. - **Spacestat: a software program for the analysis of spatial data**, version 1.80. Morgantown: West Virginia University, Regional Research Institute, 1995.
- ANSELIN, L. - The Moran scatterplot as ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: Fisher, M.; Scholten, H.J.; Unwin, D. (Orgs.). **Spatial analytical perspectives on GIS**. London: Taylor & Francis, 1996.
- ANSELIN, L. - **Spatial data analysis with Spacestat and ArcView**. [Workbook]. 3rd Ed. Disponível em: <http://www.spacestat.com/> Acesso em: 20ago.1999.
- ASSUNÇÃO, R.M.; BARRETO, S.M.; GUERRA, H.L.; SAKURAI, E. - Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem bayesiana. **Cadernos de Saúde Pública**, 14:713-723, 1998.
- BAILEY, T.C. - Spatial statistical methods in health. **Cadernos de Saúde Pública**, 17:1083-1098, 2001
- BAILEY, T.C. & GATRELL, A.C. - **Interactive spatial data analysis**, Essex: Longman, 1995.
- BARRETO, M.A. - Evolução da mortalidade infantil e perinatal no município de Campinas/SP no período de 1970 a 1995. Campinas, 1998. (Dissertação - Mestrado - Faculdade de Ciências Médicas, Universidade Estadual de Campinas).
- BARROS, M.B.A. - Epidemiologia e superação das iniquidades em saúde. In: Barata, R.B., Barreto, M.L.; Almeida, Filho N. (Orgs.). - **Eqüidade e saúde, contribuições da epidemiologia**, Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/Abrasco, 1997. (Série Epidemiologia 1).

- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. FUNDAÇÃO NACIONAL DE SAÚDE. CENTRO NACIONAL DE EPIDEMIOLOGIA. - **Estatísticas de mortalidade: Brasil 1989**. Brasília-DF, 1993.
- BREILH, J.; GRANDA, E.; CAMPAÑA, A.; BETANCOURT, O. - **Ciudad y muerte infantil; investigacion sobre el deterioro de la salud en el capitalismo atrasado: un metodo**. 2a. ed. Quito, Equador: Ediciones CEAS, 1987.
- CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.M.V.; CARVALHO, M.S.; CRUZ, O.G.; RAMOS, F.R.; NEVES, M.C. - Análise espacial de áreas. In: Fuks, S.D.; Carvalho, M.S.; Câmara, G.; Monteiro, A.M.V. (Orgs.) - **Análise espacial de dados geográficos**. São José dos Campos-SP: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), 2001. Disponível em: <www.dpi.inpe.br/gilberto/livros/analise/>. Acesso em: 15out.2001.
- CAMPOS, T.P.; CARVALHO, M.S.; BARCELLOS, C.C. - Mortalidade infantil no Rio de Janeiro, Brasil: Áreas de risco e trajetória dos pacientes até os serviços de saúde. **Rev. Panamericana de Salud**, 8:164-171, 2000.
- CESAR, C.L.G. - Fatores de risco associados à mortalidade infantil em Cotia e Vargem Grande Paulista, SP, 1984-1985: uma proposta de instrumentos preditivos. São Paulo-SP, 1989. (Tese - Doutorado -Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo).
- CLARKE, K.C.; MCLAFFERTY, S.L.; TEMPALSKI, B.J. - On epidemiology and geographic information systems: a review and discussion of future directions. **Emerging Infectious Diseases** 2(2), 1996. Disponível em: <<http://www.cdc.gov/incidod/EID/Vol2no2/dowclar.thm>>. Acesso em: 20ago.1997.
- CORREA, R.L. - **O espaço urbano**. 3ª. ed. São Paulo: Editora Ática, 1995.
- COSTA, M.C.N. & TEIXEIRA, M.G.L.C. - A concepção de espaço na investigação epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, 15:271-279, 1999.
- COSTA, M.C.N.; AZI, P.A.; PAIM, J.S.; SILVA, L.M.V. - Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. **Cadernos de Saúde Pública**, 17:555-567, 2001.
- CUZICK, J. & EDWARDS, R. - Spatial clustering for inhomogeneous populations. **Journal of Royal Society, Series B**, 52:73-104, 1990.
- CZERESNIA D. & RIBEIRO, A.M. - O conceito de espaço em epidemiologia: uma interpretação histórica e epistemológica. **Cadernos de Saúde Pública**, 16:595-617, 2000.

- DEAN, A.G.; DEAN, J.A.; BURTON, A.H.; DICKER, R.C. - **EPIINFO, versão 6.03: a word processor, dabase and statistics program for epidemiology on microcomputers**. Atlanta,Georgia: Center for Disease Control, 1996.
- D'ORSI, E. & CARVALHO, M.S. - Perfil de nascimentos no município do Rio de Janeiro: uma análise espacial. **Cadernos de Saúde Pública**, 14:367-379, 1998.
- DRUMOND JR, M. & MORAIS NETO, O.L. - Morte infantil e espaço urbano: as doenças infecciosas e nutricionais no município de Belo Horizonte na década de oitenta. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 1, Campinas-SP, 1990. **Resumos**, Rio de Janeiro, ABRASCO, 1990. [Resumo 54].
- DUARTE CMR. Qualidade de vida e indicadores de Saúde: aspectos da mortalidade infantil no Estado do Rio de Janeiro e suas regiões. **Cadernos de Saúde Pública**, 8: 414-427, 1992.
- ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE INC - ESRI - **ArcView GIS: the geographic information system for everyone**, version 3.0. Redlands, CA, 1996.
- FERREIRA, M.U. - Epidemiologia e geografia: o complexo patogênico de Max. Sorre. **Cadernos de Saúde Pública**, 7: 301-309, 1991.
- FOTHERINGHAM, S. & ROGERSON, P. - **Spatial analysis and GIS**. London: Taylor & Francis, 1995.
- GOLDANI, M.Z.; BARBIERI, M.A.; BETTIOL, H.; BARBIERI, M.R.; TOMKINS, A. - Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. **Revista de Saúde Pública**, 35:256-261, 2001.
- GESLER W. - The uses of spatial analysis in medical geography: a review. **Social Science and Medicine**, 23:963-973, 1986.
- GETIS, A. & ORD, J.K. - The analysis of spatial association by use of distance statistics. **Geographical Analysis**, 24:198-206, 1992.
- GUIMARÃES, J.J.L. & FISCHMANN, A. - Desigualdades na mortalidade infantil entre favelados e não favelados no município de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, em 1980. **Boletim de la Oficina Sanitaria Panamericana**, 101:19-38, 1986.
- GLICK, B. - The spatial autocorrelation of cancer mortality. **Social Science and Medicine**, 13D:123-130, 1979.
- INSTITUTO DE PLANEJAMENTO MUNICIPAL – IPLAM - **Plano de desenvolvimento integrado de Goiânia–PDIG**. Goiânia, 1992.

- ISSLER, R.M.S.; GIUGLIANI, E.R.J.; KREUTZ, G.T.; MENESES, C.F.; JUSTO, E.B.; KREUTZ, V.M.; PIRES, M. - Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. **Revista de Saúde Pública**, 30:506-511, 1996.
- JACKEZ, G.M.; WALTER, L.A.; GRIMSON, R.; WARTENBERG, D. - The analysis of disease clusters, part I: state of the art. **Infection Control and Hospital Epidemiology**, 17:319-327, 1996.
- KALUZNY, S.P.; VEJA, S.C.; CARDOSO, T.P.; SHELLY, A.A. - **S + Spatial stats: users manual for windows and Unix**. Seattle, WA: MathSoft, 1998.
- KULLDORFF, M., - A spatial scan statistic. **Communications in Statistics – Theory and Methods**, 26:1481-1496, 1997.
- KULLDORFF, M. & NAGARWALLA, N. - Spatial disease clusters: detection and inference. **Statistics in Medicine**, 14:799-810, 1995.
- KULLDORFF, M., - Statistical evaluation of disease cluster alarms. In: Lawson, A.; Biggeri, A.; Böhning, D.; Lesaffre E.; Viel J.; Bertollini, R. (orgs.). - **Disease mapping and risk assessment for public health**, New York: John Wiley & Sons, 1999, p. 143-149.
- LAWSON, A.; BIGGERI, D.; BÖHNING, E.; LESAFFRE J.; VIEL JF. - Disease mapping and its uses. In: Lawson, A.; Biggeri, A.; Böhning, D.; Lesaffre E.; Viel J.; Bertollini, R. (orgs.). - **Disease mapping and risk assessment for public health**, New York: John Wiley & Sons, 1999, p. 3-13.
- LEAL, M.C. - Evolução da mortalidade infantil no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: o componente neonatal. Rio de Janeiro, 1996. (Tese – Doutorado -Fundação Oswaldo Cruz, Escola Nacional de Saúde Pública).
- LEAL, M.C.; SZWARCOWALD, C.L. - Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. **Revista de Saúde Pública**, 31:457-465, 1997.
- LEAVEL, S. & CLARCK, E.G. - **Medicina preventiva**. São Paulo: MacGraw-Hill, 1976.
- LEMOS, L.F. - Tendência da mortalidade infantil no município de Goiânia-GO entre os anos de 1992 e 1998. Ribeirão Preto-SP, 1999. (Monografia – Especialização - Universidade de Ribeirão Preto-SP).
- LILIENFELD, A.M. & LILIENFELD, D.E. - **Fundamentos de la epidemiologia**. Cidade do México: Fondo Educativo Interamericano, 1983

- MACMAHON, B. & PUGH, T.F. – **Epidemiologia: principios y métodos**. 2^a.ed., Cidade do México: La Prensa Medica Mexicana, 1975.
- MALTA, D.C.; ALMEIDA, M.C.M.; DIAS, M.A.S.; MERHY, E.E. A mortalidade infantil em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, por área de abrangência dos centros de saúde (1994-1996). **Cadernos de Saúde Pública**, 17:1189-1198, 2001.
- MARANHÃO, A.G.K.; JOOQUIM, M.M.C., SIU, C.; KALUME, P.; CASTILLO, O.; LEAL M.C. - Mortalidade perinatal e neonatal no Brasil. **TEMA .RADIS**. [Assistência perinatal e neonatal no Brasil. Um desafio para os serviços de saúde], 17:6-17, 1999.
- MARSHALL, R.J. - Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. **Applied Statistics**, 40:283-294, 1991.
- MATHSOFT, - S-Plus 2000: modern statistics and advanced graphics data analysis. Seattle, WA: Product Division, 1999.
- MELLO JORGE M.H.P.; GOTLIEB, SLD; SOBOLL M.L.M.S.; ALMEIDA M.F.; LATORRE, M.R.D.O. – Avaliação do sistema de informação sobre nascidos vivos e o uso de seus dados em epidemiologia e estatísticas de saúde. **Revista de Saúde Pública**, 27(suppl. 1):1-44, 1993.
- MELLO JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D.; OLIVEIRA, H. - O sistema de informação sobre nascidos vivos: primeira avaliação dos dados brasileiros. **Informe Epidemiológico do SUS**, 2:15-48, 1996.
- MOLLIE A. - Bayesian and empirical Bayes approaches to disease mapping. In: Lawson, A.; Biggeri, A.; Böhning, D.; Lesaffre E.; Viel J.; Bertollini, R. (orgs.). - **Disease mapping and risk assessment for public health**, New York: John Wiley & Sons, 1999, p. 15-29.
- MONTEIRO, C.A. - Contribuição para o estudo do significado da evolução do coeficiente de mortalidade infantil no município de São Paulo-SP (Brasil) nas três últimas décadas: (1950-1979). **Revista de Saúde Pública**, 16:7-18, 1982.
- MONTEIRO, C.A. & NAZÁRIO, C.L. - Declínio da mortalidade infantil e equidade social: o caso da cidade de São Paulo entre 1973 e 1993. In: Monteiro, C.A. (Org.). - **Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP; 1995.
- MONTEIRO, C.A.; BENÍCIO, M.H.D.; FREITAS, I.C.M. - **Melhoria em indicadores de saúde associados à pobreza no Brasil dos anos 90: descrição, causas e impactos sobre as desigualdades regionais**. São Paulo: NUPENS/USP, 1997.

- MONTEIRO, C.A.; BENICIO, M.H.D.; BALDIJÃO, M.F.A. - Mortalidade no primeiro ano de vida e a distribuição de renda e de recursos públicos de saúde, São Paulo (Brasil). **Revista de Saúde Pública**, 14:515-539, 1980.
- MORAES, A.C.R. & COSTA, W.M. - **Geografia crítica: a valorização do espaço**. 3^a ed., São Paulo: HUCITEC, 1993.
- MORAIS NETO, O.L. - A mortalidade infantil no município de Goiânia. Campinas-SP, 1996. (Dissertação - Mestrado - Faculdade de Ciências Médicas, Universidade Estadual de Campinas).
- MORAIS NETO, O.L. - Monitoramento do baixo peso ao nascer, da mortalidade neonatal e pós-neonatal nas coortes de nascidos vivos em Goiânia, 1992 a 1996. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE EPIDEMIOLOGIA, 4, Rio de Janeiro, 1998. **Livro de Resumos**, Rio de Janeiro, ABRASCO, 1998. [Resumo 606].
- MORAIS NETO, O.L. & BARROS, M.B.A. - Fatores de risco associados à mortalidade neonatal e pós-neonatal na região Centro-Oeste do Brasil: *linkage* entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, 16:477-485, 2000.
- PAIM, J.S. - Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: algumas notas para reflexão e ação. In: Barata, R.B. (Org.) - **Condições de vida e situação de saúde**. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997.
- PAIM, J.S.; COSTA, M.C.N. - Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil: Salvador, 1980-1988. **Boletim de la Oficina Sanitaria Panamericana**, 114:415-428, 1993.
- PAIM, J.S.; COSTA, M.C.N.; CABRAL, V.; MOTA, I.A.; NEVES, R.B.B. - Spatial distribution of proportional infant mortality and certain socioeconomic variables in Salvador-BA. **Bulletin of The Panamerican Health Organization**, 21: 225-239, 1987.
- PEREIRA, M.G. - **Epidemiologia: teoria e prática**. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan, 1995.
- REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES EM SAÚDE - RIPSÁ. - Indicadores básicos de saúde, 2000. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>, Acesso em: 12out.2001.
- RODRIGUEZ, P.D. - Variações espaciais de fatores de risco em saúde em áreas geográficas pequenas. Rio de Janeiro, 1996. (Dissertação - Mestrado - Coordenação de Pós-Graduação em Engenharia, Universidade Federal do Rio de Janeiro).

- ROMERO, D.E.; SZWARCOWALD, C.L. - Crisis económica y mortalidad infantil em Latinoamérica desde los años ochenta. **Cadernos de Saúde Pública**, 16:799-814, 2000.
- ROSEN, G. **Uma história da saúde pública**. 2ª. ed., São Paulo: Editora da Unesp; HUCITEC; ABRASCO, 1994.
- SANKOH, O.A; YÉ, Y.; SAVERBORN, R.; MÜLLER, O.; BECHER, H. - Clustering of childhood mortality in rural Burkina Faso. **International Journal of Epidemiology**, 30:485-492, 2001.
- SANTOS, M. - **Manual de geografia urbana**. 2ª.ed., São Paulo: HUCITEC, 1989.
- SANTOS, M. - **Por uma geografia nova**. 4ª.ed., São Paulo: HUCITEC, 1996.
- SHIMAKURA, S.E., CARVALHO, M.S.; AERTS, D.R.G.; FLORES, R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, 17:1251-1261, 2001.
- SZWARCCWALD, C.L.; BASTOS, F.I.; BARCELLOS, C.; PINA, M.F.; ESTEVES, M.A.P. - Health conditions and residential concentration of poverty: a study in Rio de Janeiro, Brazil. **Journal of Epidemiology and Community Health**, 54:530-536, 2000.
- SILVA, L.J. - Crescimento urbano e doença. A esquistossomose no município de São Paulo (Brasil). **Revista de Saúde Pública**, 19:1-7, 1985.
- SILVA, L.J. - Desbravamento, agricultura e doença: a doença de Chagas no Estado de São Paulo. **Cadernos de Saúde Pública**, 2: 124-140, 1986.
- SILVA, L.J. - Evolução da doença de Chagas no Estado de São Paulo, 1980. Ribeirão Preto-SP, 1980, (Tese - Doutorado - Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo).
- SIMÕES, C.C.S. - Estimativas da mortalidade infantil por microrregiões e municípios. Disponível em: <www.datasus.gov.br/cgi/mortinf/midera.htm>, Acesso em: 10out.2001.
- SIMÕES, C.C.S. & MONTEIRO, C.A. - Tendência secular e diferenciais regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro, C.A. (Org.). - **Velhos e novos males da saúde no Brasil. A evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP; 1995.
- SNOW, J. - **Sobre a maneira de transmissão da cólera**. 2ª ed., São Paulo: HUCITEC;ABRASCO, 1990.

- SUSSER, M. & SUSSER, E. - Choosing a future for epidemiology: I. eras and paradigms. **American Journal of Public Health**, 86: 668-673, 1996.
- TANGO, T. - Comparisons of general tests for spatial clustering. In: Lawson, A.; Biggeri, A.; Böhning, D.; Lesaffre E.; Viel J.; Bertollini, R. (orgs.). - **Disease mapping and risk assessment for public health**, New York: John Wiley & Sons, 1999, p. 111-117.
- UNGERER, R. - Situação perinatal no mundo. **TEMA .RADIS**. [Assistência perinatal e neonatal no Brasil. Um desafio para os serviços de saúde], 17:18-20, 1999.
- XIMENES, R.A.A.; MARTELLI, C.M.T.; ANDRADE, A.L.S.S., MORAIS NETO, O.L.; SILVA, S.A. - Vigilância de doenças endêmicas em áreas urbanas: a interface entre mapas de setores censitários e indicadores de morbidade. **Cadernos de Saúde Pública**, 15:53-61, 1999.
- YUNES, J. - Características sócio-econômicas da mortalidade infantil em São Paulo. **Pediatria**, 5:162-168, 1983.
- YUNES, J. & RONCHEZEL, V.S.C. - Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, 8 (suppl. 1):3-48, 1974.
- VICTORA, C. G.; GRASSI, P.R. - Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. **Rev. Saúde Pública**, 28: 423-432, 1994.
- ZOELLNER, I.K.& SCHMIDTMANN, I.M. - Empirical studies of cluster detection – Different cluster tests in application to german cancer maps. In: Lawson, A.; Biggeri, A.; Böhning, D.; Lesaffre E.; Viel J.; Bertollini, R. (orgs.). - **Disease mapping and risk assessment for public health**, New York: John Wiley & Sons, 1999, p. 169-178.

APÊNDICE

Apêndice A

Número de óbitos infantis, nascidos vivos e probabilidade de morte por distrito urbano.

Distrito	Óbitos neonatais	Óbitos pós-neonatais	Nascidos vivos	Probabilidade de morte neonatal	Probabilidade de morte pós-neonatal
1	20	4	2131	9,40	1,89
2	8	1	1134	7,06	0,89
3	5	1	1305	3,83	0,77
4	23	4	2036	11,32	1,99
5	16	4	1064	15,09	3,82
6	13	4	1199	10,88	3,37
7	40	11	3502	11,46	3,18
8	43	17	3155	13,70	5,46
9	7	3	826	8,51	3,66
10	41	17	3621	11,38	4,75
11	14	8	2683	5,23	3,00
12	36	13	2186	16,57	6,05
13	52	15	4554	11,46	3,33
14	29	11	1981	14,72	5,64
15	58	25	4485	13,00	5,65
16	29	11	2390	12,19	4,66
17	35	19	3551	9,91	5,40
18	9	3	1130	7,99	2,68
19	12	8	1280	9,43	6,31
20	3	1	400	7,52	2,52
21	4	4	869	4,62	4,62
23	3	4	500	6,05	8,05
24	15	7	1502	10,03	4,71
25	21	13	1513	14,00	8,71
26	8	5	579	13,94	8,76
27	6	5	814	7,42	6,19
28	24	13	1887	12,81	6,98
29	2	3	707	2,84	4,26
30	11	4	978	11,29	4,14
31	45	19	2455	18,47	7,88
32	28	17	2357	11,97	7,30
33	6	4	380	15,96	10,70
34	22	10	2107	10,49	4,80
35	25	17	1748	14,44	9,87
36	89	66	6142	14,64	10,90
37	16	8	1581	10,17	5,11
38	2	0	225	8,89	0,00
39	1	2	243	4,15	8,26
40	24	6	1419	16,99	4,30
41	0	0	250	0,00	0,00
42	35	26	3252	10,85	8,08
43	3	1	344	8,75	2,93

45	3	1	270	11,15	3,75
47	10	7	1548	6,49	4,55
48	31	22	2357	13,28	9,46
49	28	7	1630	17,25	4,37
50	4	2	315	12,78	6,43
51	25	5	2345	10,68	2,16
52	6	3	399	15,15	7,63
53	28	11	2242	12,55	4,97
54	11	5	704	15,74	7,22
55	55	27	5618	9,84	4,85
56	22	8	565	39,50	14,73
57	14	5	1196	11,75	4,23
58	0	1	208	0,00	4,81
59	11	6	1181	9,36	5,13
60	1	0	210	4,76	0,00
61	46	20	3908	11,83	5,18
64	0	3	221	0,00	13,57