

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE MEDICINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EPIDEMIOLOGIA**



TESE DE DOUTORADO

**MACROSSOMIA NO BRASIL:
TENDÊNCIAS TEMPORAIS E EPIDEMIOLOGIA ESPACIAL**

Luiz Carlos Seligman

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Maria Inês Schmidt

Co-orientador: Prof. Dr. Bruce Bartholow Duncan

Porto Alegre, 2007

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE MEDICINA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM EPIDEMIOLOGIA



TESE DE DOUTORADO

**TENDÊNCIA SECULAR E ANÁLISE ESPACIAL DA
MACROSSOMIA FETAL NO BRASIL**

Luiz Carlos Seligman

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Maria Inês Schmidt

Co-orientador: Prof. Dr. Bruce Bartholow Duncan

A apresentação desta tese é exigência do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, para obtenção do título de Doutor.

Porto Alegre, Brasil.

2007

Banca examinadora

Prof^a. Dr^a. Maria de Fátima Marinho de Souza

Coordenação Geral de Informações e Análise - Secretaria de Vigilância em Saúde. Ministério da Saúde.

Prof^a. Dr^a. Denise Rangel Ganzo de Castro Aerts

Universidade Luterana do Brasil, Centro de Ciências da Saúde Campus Canoas, Pós Graduação em Saúde Coletiva.

Prof^a. Dr^a. Jandyra Maria Guimarães Fachel

Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Instituto de Matemática, Departamento de Estatística.

“Quando o homem começa com certezas, termina com dúvidas, mas se ele se contenta em começar com dúvidas terminará com certezas.”

Francis Bacon

Agradecimentos

Aos professores Maria Inês Schmidt e Bruce B. Duncan, brilhantes orientadores que abriram os caminhos para o desenvolvimento da minha pós-graduação, e principalmente por seus ensinamentos, incentivo e exemplo profissional.

Aos demais professores do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia pela dedicação e competência e aos funcionários da Universidade Federal do Rio Grande do Sul pela atenção e presteza.

À Comissão organizadora do Programa de Pós-graduação em Epidemiologia da UFRGS pela oportunidade e confiança.

Ao DATASUS, SINASC e IBGE pela disponibilização das bases de dados e dos mapas para criação do SIG.

Aos colegas e amigos pelo companheirismo e solidariedade.

E finalmente, à minha esposa Tânia e aos nossos filhos Fernanda e Eduardo, fundamentais para realização deste projeto, por seu apoio, carinho e compreensão.

Apresentação

O presente trabalho foi idealizado com o objetivo de estudar a tendência temporal e a distribuição geográfica da macrossomia fetal em todo o território brasileiro com dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos.

A logística empregada partiu de uma ampla revisão da literatura com enfoque na macrossomia fetal, seus determinantes e sua conseqüente morbidade, usando os diversos meios de busca de informações científicas disponíveis no momento. A seguir, procurou-se obter as bases de dados junto aos órgãos oficiais e dar início aos levantamentos descritivos e análises estatísticas.

Os resultados foram apresentados sob forma de dois artigos científicos originais. O primeiro tratando da tendência temporal da macrossomia e o segundo, apresentando uma análise espacial da macrossomia no Brasil.

A parte final do trabalho corresponde aos anexos utilizados na pesquisa onde estão disponibilizados o projeto de pesquisa, uma tabela sobre a estrutura do SINASC e o termo de compromisso assinado pelo autor.

Resumo

Contextualização: Macrossomia fetal significa feto grande ou com sobrepeso, mais recentemente chamado de recém-nascido grande para idade gestacional. Diversos fatores afetam a distribuição do peso corporal fetal tais como a idade gestacional, tamanho materno, hereditariedade, estado socioeconômico, origem étnica entre tantos outros. Conseqüentemente, observa-se uma morbidade aumentada nesta situação. A tendência temporal da macrossomia foi avaliada em estudos realizados em outros países e mostrou aumento gradativo de sua prevalência, além de uma distribuição geográfica heterogênea.

Objetivos: Avaliar a tendência temporal da macrossomia fetal em todo território brasileiro considerando fatores determinantes reconhecidamente responsáveis por interferirem no peso dos recém-nascidos. Mapear e identificar conglomerados de macrossomia fetal no território brasileiro e fatores espacialmente correlacionados.

Métodos: Para investigação da tendência temporal foram realizados levantamentos descritivos sobre 14.509.859 declarações de nascidos vivos do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) de 26 Unidades da Federação mais o Distrito Federal. As estatísticas descritivas foram apresentadas sob a forma de tabelas para frequências absolutas e relativas, médias aritméticas e descrições geométricas através de gráficos. Dados de 2.858.627 declarações de nascidos vivos do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) do ano de 2004 foram usados para realizar a parte da pesquisa sobre análise geográfica. A estatística espacial foi a metodologia utilizada para testar a presença de conglomerados e identificar sua localização aproximada. A contextualização geográfica espacial foi feita com o modelo *Conditional Auto Regressive* (CAR) sobre o mapa do Brasil desagregado em microrregiões.

Resultados: A prevalência geral da macrossomia entre 2000 e 2004 foi de 5,4%, iniciando com 6,0 % no ano 2000 e terminando com 5,1 % em 2004. A tendência

temporal do percentual de macrosomia diminuiu ao longo dos anos, entretanto, o percentual de cesariana mostrou crescimento gradativo entre os estratos de peso de recém-nascidos. As demais variáveis estudadas foram percentuais de pós-termo, mãe adolescente, grau de instrução inferior, situação conjugal, cor da pele e consulta de pré-natal infreqüente que mostraram redução gradativa a cada ano entre os estratos de peso dos recém-nascidos. Análises espaciais de 558 microrregiões brasileiras com os dados do SINASC de 2004 mostraram que o índice global de *Moran* do percentual de macrosomia fetal foi de 0,40. Foram identificados conglomerados de microrregiões com altos percentuais de macrosomia relacionadas com vizinhos de altos percentuais nas regiões norte-nordeste do país, entretanto os conglomerados de baixos percentuais foram encontrados nas regiões sul-sudeste. O modelo final da regressão comprovou a presença de dependência espacial do percentual de macrosomia com as variáveis percentuais de cesariana e grau de instrução inferior mantidas no modelo. A estratégia de especificação clássica foi usada para seleção do modelo final, indicando o modelo de erro espacial para verificação da autocorrelação espacial nos termos de erros.

Conclusão: A tendência temporal da macrosomia no Brasil está em declínio, acompanhando tendências favoráveis em vários indicadores de saúde materno-infantil. No entanto, houve aumento de 10% no percentual de cesariana e de 6% no percentual de macrosomia no período estudado. Conglomerados geográficos de macrosomia com dependência espacial foram caracterizados nas microrregiões brasileiras com percentuais de cesarianas e grau de instrução inferior contribuindo de forma significativa para este relacionamento espacial.

Descritores: Macrosomia, tendências, peso ao nascer, análise espacial, conglomerados.

Abstract:

Contextualization: Fetal macrosomia means large or overweight fetus, more recently called large for gestational age. The birth weight is affected by many conditions such as gestational age, maternal size, hereditary factors, socioeconomic status, and ethnicity among others. Consequently, an increased morbidity is observed in this situation. The macrosomia temporal trend was investigated in studies conducted in other countries and showed gradual increased prevalence with a heterogeneous geographic distribution.

Objectives: To evaluate the temporal trends of fetal macrosomia in the Brazilian territory considering the well known determinants that affect birth weight. To map and identify clusters of macrosomia in the Brazilian territory and its spatial correlation factors.

Methods: Descriptive data of 14.509.859 birth registries were collected in the Brazilian Live Births Information System from 26 states and the Federal District. Statistics were shown in tables for absolute and relative frequencies, arithmetic means and graphics for geometric descriptions. Data of 2.858.627 birth registries from 2004 were used for the geographic analysis. Spatial statistics methodology was used to identify the clusters and their approximate location. The geographic contextualization was performed with *Conditional Auto Regressive (CAR)* model over disaggregated map of Brazilian micro-regions.

Results: Macrosomia overall prevalence was 5.4% starting with 6.0% in 2000 and finishing with 5.1% in 2004. The temporal trends of macrosomia percentage decreased during the study period, however, the cesarean percentage increased gradually over the birth weight stratus. The reminded studied variables, post-term delivery percentage, adolescent pregnancy, less than a full elementary education, married status, skin color and infrequent pre-natal care visits shown annual reduction over the birth weight

stratus. SINASC 2004 spatial analysis of 558 Brazilian micro regions displayed macrosomia *Moran's I* percentage of 0.40. Clusters of high percentage macrosomia micro-regions related to high percentage neighbors were identified in the north-northeast regions of the country, although clusters with low percentage were located in the south-southeast regions. The final regression model showed spatial dependence of macrosomia percentage maintaining cesarean and education variables in the model. The spatial error model was indicated to test the spatial autocorrelation in the terms of error in the final model using the classical specification strategy.

Conclusion: The Brazilian macrosomia temporal trend is decreasing accompanied by favorable tendencies in nearly all maternal-infant health indicators, but an increase of 10% in the cesarean percentage and of 6% in macrosomia was observed during the study period. Geographic macrosomia clusters with spatial dependence were characterized in the Brazilian micro regions with percentages of cesarean and less than a full elementary education significantly affecting this spatial relationship.

Keywords: Macrosomia, trends, birth weight, spatial analysis, clusters.

Lista de abreviaturas

ACOG	<i>American College of Obstetricians and Gynecologists</i>
AIG	Adequado para idade gestacional
CENEPI	Centro Nacional de Epidemiologia
R ²	Coeficiente de determinação
CAR	<i>Conditional Auto Regressive</i>
CI	<i>Confidence interval</i>
BIC	Critério Bayesiano de Schwarz
AIC	Critério de informação de Akaike
DNV	Declaração de Nascido Vivo
DO	Declaração de Óbito
DF	<i>Degrees of freedom</i>
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
DP	Desvio padrão
ESDA	<i>Exploratory Spatial Data Analysis</i>
FEBRASGO	Federação Brasileira de Sociedades de Ginecologia e Obstetrícia
GM	Gabinete do Ministro
GIS	<i>Geographic Information System</i>
GIG	Grande para idade gestacional
IMC	Índice de Massa Corporal
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
INPE	Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais
IC	Intervalo de confiança
lb	Libras
LGA	<i>Large for gestational age</i>
LIK	Logaritmo da máxima verossimilhança
LM	<i>Lagrange Multiplier</i>
MS	Ministério da Saúde
MPT	<i>Moderately preterm</i>
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MG	Momentos Generalizados
MI	<i>Moran Index</i>
ML	Multiplicador de Lagrange
OR	<i>Odds ratio</i>
Oz	<i>Ounce</i>
PIG	Pequenos para idade gestacional
PNS	Plano Nacional de Saúde
PROB	Probabilidade
RC	Razão de chances
Ref	Referência
RN	Recém-nascidos
RIPSA	Rede Interagencial de Informações para a Saúde
SAS	Secretaria de Atenção a Saúde
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade

SINASC	Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos
SPRING	Sistema de Processamento de Informações Georreferenciadas
SUS	Sistema Único de Saúde
SIG	Sistemas de Informações Geográficas
SBD	Sociedade Brasileira de Diabetes
SD	<i>Standard deviation</i>
SVS	Secretaria de Vigilância em Saúde
TXC	Taxa de cesariana
TXM	Taxa de macrosomia
UF	Unidades da Federação
VIF	<i>Variance-inflation factor</i>
VPT	<i>Very preterm</i>

Lista de tabelas e figuras

Revisão da literatura

Tabela 1	Resultados encontrados nas pesquisas bibliográficas a partir do descritor macrosomia	20
Tabela 2	Definição de macrosomia fetal	22
Tabela 3	Aumentos entre as categorias de macrosomia conforme fatores de risco	23
Tabela 4	Prevalência e as razões de chances da macrosomia de acordo com o sexo do recém-nascido na Dinamarca	24
Tabela 5	Prevalência da macrosomia fetal nos Estados Unidos (National Vital Statistics Report)	25
Tabela 6	Tendência secular da macrosomia (≥ 4000 g) em diversos países	26
Figura 1	Tendência secular da macrosomia (≥ 4000 g) em diversos países	27
Figura 2	Taxa de cesariana na Inglaterra – 1955 a 2000	29
Figura 3	Distribuição dos nascimentos pela idade gestacional: Estados Unidos, 1990 e 2002	31
Figura 4	Diagrama de espalhamento de Moran	48
Figura 5	Algoritmo da estratégia de especificação clássica da regressão espacial	61

Artigo 1 Tendência secular da macrosomia fetal no Brasil: 2000 a 2004

Tabela 1	Tendência temporal de características maternas e dos recém-nascidos selecionadas do SINASC, de 2000 a 2004	84
Tabela 2	Número de recém-nascidos entre as faixas de peso	85
Figura 1	Frequência anual de macrosomia e microsomia estratificada pela via de parto conforme dados do SINASC de 2000 a 2004	84
Figura 2	Quadrante superior esquerdo: Porcentagem anual de recém-nascidos conforme faixas de peso. Quadrante superior direito: Porcentagem anual de cesariana conforme faixas de peso. Quadrante inferior esquerdo: Porcentagem anual de mães adolescentes (<20 anos) conforme faixas de peso. Quadrante inferior direito: Porcentagem anual de mães com grau de instrução baixa (<8 anos de estudo) conforme faixas de peso	85
Figura 3	Quadrante superior esquerdo: Porcentagem anual de pós-termo conforme faixas de peso. Quadrante superior direito: Porcentagem anual de situação conjugal casada conforme faixas de peso. Quadrante inferior esquerdo: Porcentagem anual de consulta pré-natal infrequente (<4) conforme faixas de peso. Quadrante inferior direito: Porcentagem anual de cor da pele branca conforme faixas de peso	86

Artigo 2 Análise espacial da macrosomia fetal no Brasil

Tabela 1	Índice de <i>Moran</i> Global das covariáveis estudadas	109
Tabela 2	Regressão espacial - Estimativas para os resultados pelo método dos mínimos quadrados ordinários do percentual de macrosomia	111

Tabela 3	Regressão espacial – Estimativas para os valores da regressão pelo método de máxima verossimilhança - Modelo de erro espacial do percentual de macrosomia	111
Figura 1	Mapa dos percentuais brutos e suavizados de macrosomia e cesariana entre as 558 microrregiões brasileiras	105
Figura 2	Mapa dos percentuais brutos e suavizados de pós-termo e grau de instrução baixo (< 8 anos) entre as 558 microrregiões brasileiras	106
Figura 3	Mapa dos percentuais brutos e suavizados de cor da pele auto-referida (branca) e situação conjugal (casada) entre as 558 microrregiões brasileiras	107
Figura 4	Mapa dos percentuais brutos e suavizados de consultas de pré-natal infrequentes (<4) e mãe adolescente (<20 anos) entre as 558 microrregiões brasileiras	108
Figura 5	Diagrama de espalhamento de <i>Moran</i> do percentual de macrosomia	119
Figura 6	Mapa de <i>Moran</i> do percentual de macrosomia entre as 558 microrregiões brasileiras	110

SUMÁRIO

Revisão da Literatura	17
1. Introdução	18
2. Busca de referências bibliográficas	18
3. Macrossomia fetal	19
3.1. Definição	19
3.2. Preditores	22
3.3. Prevalência	24
3.4. Implicações	27
4. Características das covariáveis a serem investigadas	28
4.1. Cesariana	28
4.2. Pós-termo	29
5. Informações em Saúde	31
5.1. Banco de dados do SINASC	32
6. Limitações	34
6.1. Registros de nascimento	35
6.2. O Problema do Sub-Registro	35
6.3. Cobertura do SINASC	36
6.4. Concordância	37
6.5. Consistência	37
7. Tendência secular	38
8. Metodologia espacial	40
8.1. Nível de desagregação e Sistemas de Informações Geográficas (SIG)	41
8.2. Matriz de vizinhança	43
8.3. Autocorrelação espacial	45
8.4. Diagrama de Espalhamento de <i>Moran</i>	47
8.5. Indicadores Locais de Associação Espacial	48
8.6. Técnicas de estimação Bayesiana	49
8.7. Regressão espacial	51
8.7.1. Escolha do modelo	51
8.7.2. Verificação do grau de multicolinearidade	53
8.7.3. Normalidade	53
8.7.3.1. Normalização distribucional	54
8.7.4. Heterocedasticidade	54
8.7.4.1. Testes para homocedasticidade	55
8.7.5. Dependência	56
8.7.5.1. Teste de <i>Moran I</i>	57
8.7.5.2. LM (erro) e LM (defasado)	57
8.7.5.3. Coeficiente de perturbação	62
9. Programas	63
10. Conclusão	63
11. Referências	65

Artigo 1: Tendência temporal da macrosomia no Brasil: 2000 a 2004	69
Resumo	71
Abstract	72
Introdução	73
Métodos	74
Resultados	75
Discussão	77
Referências	82
Tabelas e figuras	84
Artigo 2: Epidemiologia espacial da macrosomia no Brasil em 2004	87
Resumo	89
Abstract	90
Introdução	91
Métodos	92
Resultados	97
Discussão	100
Referências	103
Tabelas e figuras	105
Anexos	112
Anexo A - Protocolo de pesquisa	113
Anexo B – Estrutura do SINASC	119
Anexo C - Termo de compromisso	122

Revisão da Literatura

1. Introdução

Um aumento da média do peso dos recém-nascidos na população é geralmente considerado um bom indicador da saúde da sociedade, desde que este aumento represente uma diminuição do número de recém-nascidos (RN) pequenos para idade gestacional (PIG) ou do aumento do peso deles. Entretanto, se esta elevação for consequência do aumento do número ou do peso dos RN macrossômicos, pode estar refletindo problemas relativos à saúde da população.¹

Informações precisas, completas e oportunas de natureza epidemiológica representam insumos essenciais para o planejamento, monitoramento, execução e avaliação das ações de saúde, especialmente em países e regiões de ampla desigualdade sócio-econômica.

Portanto, observar a distribuição geográfica e a tendência temporal dos eventos na população pode ser uma estratégia interessante para analisar questões relevantes à saúde dos indivíduos. Para se conhecer melhor a questão do peso dos recém-nascidos aumentado, torna-se necessário pesquisar estudos sobre definição, prevalência e implicações da macrossomia fetal, bem como estudos sobre metodologia espacial para poder analisar suas associações geográficas. Neste sentido, revisar a literatura em busca de informações sobre características temporais e espaciais do peso dos RN foi o objetivo desta revisão bibliográfica.

2. Busca de referências bibliográficas

O acesso aos grandes sistemas de recuperação de informação, também denominados de bancos de dados ampliou significativamente a qualidade das buscas bibliográficas. Esses sistemas possibilitam o planejamento de estratégias de busca com

maior nível de complexidade envolvendo vários conceitos na mesma estratégia. As buscas de termos de linguagens controladas nos diversos campos podem ser especificadas isoladamente ou em conjunto com uso dos conectores “e”, “ou” e “não” nos campos descritor, autores, ano de publicação, títulos de periódicos, volume, página inicial e final, *MeSH term*, *PubMed ID* e língua. Permitem, também, a busca de conceitos compostos ou simples, a possibilidade de truncagem de raízes de palavras e a substituição de caracteres no meio dos termos, dentre outros recursos de recuperação.²

A busca de artigos para esta revisão da literatura foi feita da seguinte forma:

Inicialmente foram escolhidos os seguintes Bancos de Dados para a pesquisa:

<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/entrez/query.fcgi>

<http://www.periodicos.capes.gov.br/portugues/index.jsp>

<http://proquest.umi.com/pqdweb?cfc=1>

<http://www.bireme.br/>

http://www.scielo.br/scielo.php/lng_en

A seguir foram selecionados os seguintes descritores na língua inglesa: Macrosomia, LGA, Cesarean, pos-term, trends, temporal, secular e spatial. Estes descritores foram utilizados de forma composta.

Também foram feitas buscas pelo nome dos autores: Busca específica após identificação da referência em artigo pré-selecionado.

No campo idioma se usou a opção não selecionado.

A estratégia nos campos ano de publicação e periódico foi a mesma que no campo autores, ou seja, busca específica após identificação da referência em artigo pré-selecionado.

Tabela 1. Resultados encontrados nas pesquisas bibliográficas a partir do descritor macrosomia.

Pesquisa	Descritores	PubMed	Lilacs	Sciello
1 ^a	Macrosomia	1680	105	7
2 ^a	Macrosomia trends	24	2	
3 ^a	Macrosomia secular trends	3		
4 ^a	Macrosomia spatial	1		

Após diversas buscas foram selecionadas 115 referências pertinentes à questão de pesquisa que foram armazenadas no Reference Manager 10.0 para posterior inserção no texto.

3. Macrosomia fetal

3. 1.Definição

O termo macrosomia vem gradualmente ganhando maior importância na literatura obstétrica e pediátrica com o objetivo de referir-se ao feto grande ou com sobrepeso, mais recentemente chamado de grande para a idade gestacional (GIG) nos Estados Unidos ou pesado para a data na Inglaterra. Nenhum destes termos discrimina a composição corporal anormal do feto, embora alguns autores³ proponham que o termo macrosomia seja aplicado somente aos casos em que o peso dos órgãos esteja desproporcionalmente maior que o peso corporal fetal. Além de incidir com certa frequência em mulheres com gestações complicadas por diabetes, a macrosomia pode ocorrer em outros grupos que incluem fetos proporcionalmente grandes devido a influência genética, síndromes hiperinsulinêmicas congênitas, como por exemplo a de Beckwith-Wiedemann ou o hiperinsulinismo hipoglicêmico idiopático. Portanto,

diversos fatores afetam a distribuição do peso corporal fetal entre eles a idade gestacional, altura dos pais, hereditariedade, estado socioeconômico, origem étnica, altitude, sexo, nutrição, tabagismo, consumo de álcool e doenças maternas como diabetes.⁴ Mudanças nestes fatores ao longo do tempo também poderiam explicar o aumento da proporção dos RN de alto peso nas últimas décadas.

A transmissão familiar de hábitos e estilo de vida associados a influência epigenética intra-uterina determinam o desenvolvimento do adulto obeso. A menina macrossômica nascida de uma mãe obesa ou diabética tem um maior risco de se tornar obesa, desenvolver diabetes gestacional e dar a luz a um neonato macrossômico. Isto pode ser descrito como um efeito de “bola de neve”.⁵

Definições de macrossomia baseadas em dados estatísticos a partir da distribuição normal do peso apropriado para a idade gestacional são, portanto, as mais indicadas. Geradas através dos percentis e desvios padrões estas definições incluem percentis 80, 90 ou 95 para a idade gestacional e podem ser separadas por sexo. A definição mais abrangente considera macrossomia acima de 2 DP da média, englobando 95% da população.

Os diversos critérios utilizados para definir macrossomia fetal encontrados na literatura estão descritos na tabela 2. A definição que utiliza o percentil 90 para idade gestacional parece ser a mais adequada, mas depende justamente da disponibilidade da idade gestacional, geralmente não acessível nos estudos de base populacional com dados de estatísticas vitais. Nestes casos o peso absoluto de 4000 gramas é o mais empregado.

Tabela 2. Definição de macrosomia fetal

RN grande para idade gestacional (GIG)

≥ 4.000 gramas

≥ 4.500 gramas

≥ 8 lb. 13 oz. or 4.000 grams

≥ 9 lb. 14 oz. or 4.500 grams

≥ 9 ¾ pounds or 4.500 grams

≥ 10 pounds or 4.500 grams (10 pounds)

≥ Percentil 90 para idade gestacional

≥ Percentil 95

≥ 2 SD (birth weight)

3.2.Preditores de macrosomia

As características que aumentam a probabilidade da macrosomia apresentam variações substanciais na literatura no que diz respeito à magnitude das associações entre os fatores de risco e o peso excessivo ao nascer. Obesidade materna, peso de nascimento da mãe e do pai, IMC pré-gravídico alto, idade materna avançada, ganho de peso gestacional, intervalo das gestações, entre outros, podem aumentar as chances de macrosomia fetal. Na verdade, poucas gestações com estes fatores de risco irão resultar em um recém-nascido macrossômico, mesmo que muitos deles estejam presentes em uma única gravidez.⁶

O diabetes é um conhecido fator de risco para peso excessivo de recém-nascido, e tem sido foco de muitos estudos sobre macrosomia. Entretanto, em um estudo realizado com uma ampla amostra de recém-nascidos, somente 6 % dos que pesaram

4000 gramas ou mais e apenas 11 % dos que pesaram 4500 gramas ou mais eram filhos de mães diabéticas.⁷

A idade materna, sexo do recém-nascido, multiparidade, raça, diabetes gestacional e idade gestacional acima de 41 semanas foram os preditores de macrossomia investigados por Stotland e al. em uma coorte de 146.526 gestantes. Os resultados desta pesquisa mostraram que os recém-nascidos do sexo masculino apresentam uma razão de chances de 1,65 (IC 95% de 1,60 – 1,71) de nascerem com mais de 4000 gramas. Com relação à idade gestacional acima de 41 semanas a chance foi ainda maior, 3,39 (IC 95% de 3,14 – 3,66). Os outros preditores estudados também mostraram razões de chances ajustadas significativamente aumentadas.⁷

Macrossomia prévia e diabetes mellitus foram os preditores mais fortes de macrossomia encontrados por Boulet et al. Neste estudo as mães dos recém-nascidos macrossômicos tiveram maior probabilidade de perdas fetais, de receber tratamento pré-natal mais intensivo e de serem submetidas a cesarianas. A macrossomia foi dividida em três categorias, grau I (de 4000 a 4499 gramas), grau II (de 4500 a 4999 gramas) e grau III (acima de 5000 gramas) e os resultados mostraram um aumento gradativo desta entre as categorias avaliadas. Os resultados deste estudo podem ser vistos na tabela 3.⁶

Tabela 3. Aumentos entre as categorias de macrossomia conforme fatores de risco.⁶

Fator de risco	Categorias							
	Controles		Grau I		Grau II		Grau III	
	3000 – 3999 g		4000 – 4499 g		4500 – 4999 g		> 5000 g	
	%	N	%	N	%	N	%	N
Macrossomia prévia	0,9	60.528	3,7	35.575	7,3	11.524	11,6	1.972
Diabetes Mellitus	2,3	162.300	3,7	35.322	6,2	9.727	11,8	2.016

Sexo feminino mostrou uma associação com risco reduzido para recém-nascido com mais de 4000 gramas na investigação realizada com 36.265 gestantes no Hospital

Universitário de Aarhus na Dinamarca. A prevalência geral de macrosomia neste estudo foi de 19,1 %. A tabela 4 apresenta a prevalência e as razões de chances brutas e ajustadas da macrosomia de acordo com o sexo do recém-nascido.⁸

Tabela 4. Prevalência e as razões de chances da macrosomia de acordo com o sexo do recém-nascido na Dinamarca.⁸

Gênero	N	n	%	RC	IC 95 %	RC ajustada	IC 95 %
Masculino	18.599	4.319	23,2	1,00		1,00	
Feminino	17.662	2.623	14,9	0,58	0,55 0,61	0,54	0,51 0,58

Embora com menores prevalências, outros estudos também mostraram maior risco de macrosomia nos recém nascidos do sexo masculino.^{5;9}

3.3. Prevalência e tendência secular da macrosomia

A taxa de macrosomia está diminuindo nos Estados Unidos como mostra a tabela 5. Revisão das estatísticas vitais do “*Center for Disease Control and Prevention*” indicam que a taxa de macrosomia era 10,2% em 1996 e que vem caído desde então. Em 2002, somente 9,2% dos neonatos pesaram ≥ 4000 gramas.

Tabela 5. Prevalência da macrosomia fetal nos Estados Unidos (*National Vital Statistics Report*).¹⁰

Variável	2002	2001	2000	1999	1998	1997	1996	P *
Total (RN)	4,021,726	4,025,933	4,058,814	3,959,417	3,941,553	3,880,894	3,891,494	
Macrossomia	368,184 (9.2%)	378,976 (9.4%)	401,340 (9.9%)	392,683 (9.9%)	396,096 (10.1%)	390,071 (10.1%)	398,340 (10.2%)	< 0.0001
4000-4499 g	314,182 (7.8%)	322,346 (8.0%)	340,384 (8.4%)	332,863 (8.4%)	330,894 (8.5%)	330,894 (8.5%)	336,514 (8.6%)	< 0.0001
4500-4999 g	48,606 (1.2%)	51,132 (1.3%)	54,748 (1.3%)	53,751 (1.4%)	53,936 (1.4%)	53,936 (1.4%)	55,558 (1.4%)	< 0.0001
≥ 5000 g	5396 (0.1%)	5498 (0.1%)	6208 (0.2%)	6069 (0.2%)	5941 (0.2%)	5941 (0.2%)	6268 (0.2%)	< 0.0001

* Teste do qui-quadrado para tendência.

A obesidade é um fator de risco para macrosomia e sua prevalência está aumentando, portanto era de se esperar um crescimento da prevalência da macrosomia. Considerando a fonte dos dados, o tamanho da amostra e a definição objetiva da macrosomia, a diminuição observada é irrefutável. Desta forma, os autores especularam que o declínio poderia ser explicado pela triagem rotineira para diabetes mellitus gestacional, taxas crescentes de gestações múltiplas, partos pré-termo, e cesariana eletiva repetida, marcada antes que a gestação se torne pós-termo.¹⁰

Estudos prévios, realizados no final do século passado no Canadá, Reino Unido, Finlândia e Índia, ao contrário de um realizado na França apontam para um aumento do peso médio dos RNs. Estes resultados, apesar do recente aumento de parto pré-termo, sugerem um verdadeiro crescimento fetal. Possíveis determinantes deste crescimento são o aumento do índice de massa corporal pré-gravídico (IMC), do ganho de peso

gestacional, da redução do tabagismo durante a gestação e de avaliações restritas a RN com idade gestacional superior a 37 semanas completas.¹¹

Tabela 6. Tendência secular da macrosomia (≥ 4000 g) em diversos países.

País	Estados Unidos	Canadá	Dinamarca	Alemanha	Alemanha	Escócia	Inglaterra e País de Gales
Autor	Chauhan et al.¹⁰	Quebec Kramer MS et al.¹¹	Aarhus Orskou J et al.¹	Magdeburg Wollschlaeger et al.¹²	Berlin Bergmann R et al.⁵	Power, C.¹³	Power, C.¹³
População	27.779.831	61.437	41.649	10.505	185.322	1.171.185	4.646.200
1975						7,7	
1976						8,4	
1977						8,2	
1978		8,0				8,5	
1979						8,9	
1980		8,4				8,8	
1981						9,0	
1982		9,9				9,1	
1983						9,6	8,6
1984		10,0				9,5	8,7
1985						9,8	8,9
1986		11,2				9,8	9,0
1987						10,1	
1988		10,6				10,8	
1989						11,1	
1990		10,7	16,6	8,0		11,1	
1991			16,3	8,0		11,2	
1992		11,7	18,6	7,8		11,7	
1993			19,3	10,9	10,0		
1994		11,5	19,3	8,4	10,2		
1995			20,8	9,1	10,6		
1996	10,2		20,4	9,8	10,9		
1997	10,1		19,1	11,6	11,0		
1998	10,1		20,8		11,3		
1999	9,9		20,7		11,3		
2000	9,9						
2001	9,4						
2002	9,2						

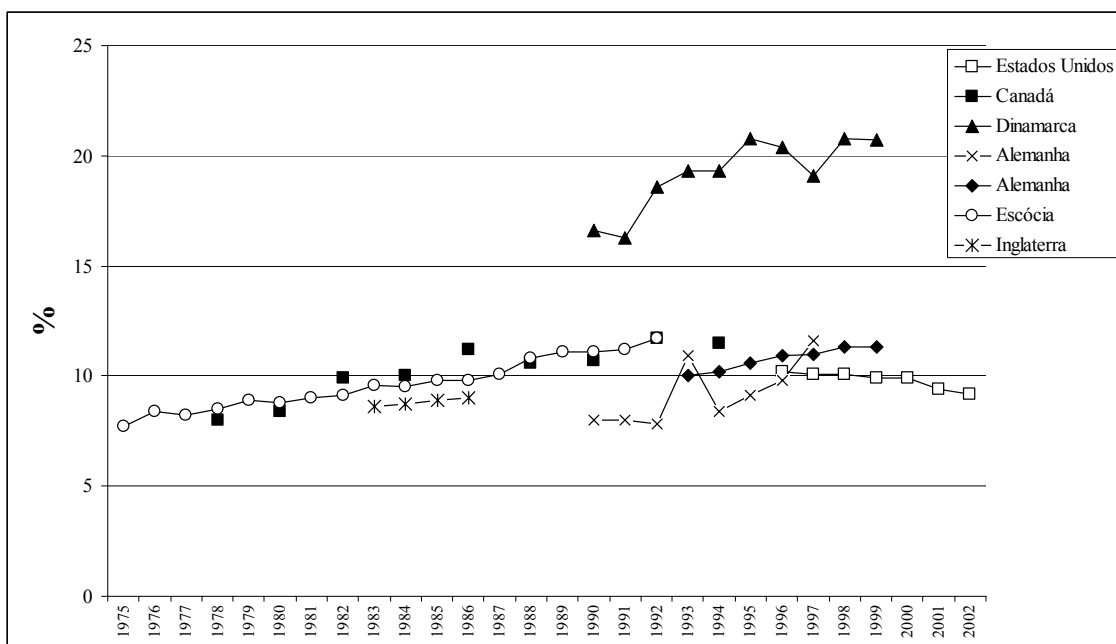


Figura 1. Tendência secular da macrossomia (≥ 4000 g) em diversos países.^{1;5;10-}

12;14

A tabela 6 e a figura 1 resumem a tendência temporal da macrossomia fetal de seis estudos realizados em diferentes países entre 1975 e 2002. Observa-se inicialmente que alguns destes estudos têm abrangência de três décadas. Exceto no estudo realizado na Escandinávia, os demais apresentam prevalências de macrossomia que variam em torno de 10%. Nos Estados Unidos e no Reino Unido foram incluídos todos os nascimentos registrados no país, enquanto que os demais se limitaram às cidades ou hospitais selecionados para a pesquisa. A tendência de aumento da taxa de macrossomia se manifestou de forma distinta entre estes estudos. Na Escócia, onde se tem os dados mais antigos, e com maior período de avaliação, de 1975 a 1992, observa-se uma mudança da prevalência da macrossomia de 7,7 para 11,7%. Os outros estudos observaram períodos menores, mas também com a mesma tendência, exceto nos estados Unidos, justamente no estudo mais recente, de 1996 a 2002, onde a tendência de macrossomia diminuiu.

Os dados levantados nestes estudos permitem observar a prevalência da macrossomia em diferentes populações, mas uma análise mais detalhada fica

prejudicada, porque os estudos foram realizados em contextos diferentes. Por exemplo, na pesquisa feita nos Estados Unidos, foram extraídos dados de todos os nascimentos através dos registros de nascimentos, enquanto que os obtidos nos outros estudos, foram realizados em hospitais especificamente selecionados para a pesquisa.

3.4. Implicações da macrosomia fetal

O parto de um recém-nascido macrossômico está associado com trabalho de parto prolongado, aumento da probabilidade de parto operatório, apgar baixo, distócia de ombro e paralisia de plexo braquial que pode ser permanente e levar a processos jurídicos. Aspiração de mecônio e necessidade de ventilação assistida, asfixia perinatal e morte fetal também podem ocorrer nestes RNs. Entre as complicações maternas decorrentes do nascimento de um feto macrossômico deve-se citar a hemorragia pós-parto como resultado do parto operatório, lesões do trato genito-urinário, laceração do esfíncter anal, infecção pós-parto, eventos trombo-embólicos e acidentes anestésicos.^{6;8;10;14}

Além das implicações imediatas, os recém-nascidos macrossômicos de mães diabéticas apresentam risco aumentado para desenvolvimento de obesidade e diabetes mellitus tipo 2 na adolescência e na vida adulta.¹⁵

4. Características das covariáveis a serem investigadas

4.1. Cesarianas

A taxa de cesarianas aumentou significativamente ao redor do mundo na última metade do século passado. O Brasil ocupa a incomoda condição de uma das mais altas

taxas do mundo, atingido 39,71 % no ano 2002 DATASUS*. Neste mesmo ano, a taxa de cesarianas na Inglaterra foi de 22 %¹⁶, enquanto que nos Estados Unidos foi de 26,1 %¹⁷. A figura 2 mostra a evolução da taxa de cesarianas na Inglaterra de 1955 a 2000.¹⁸

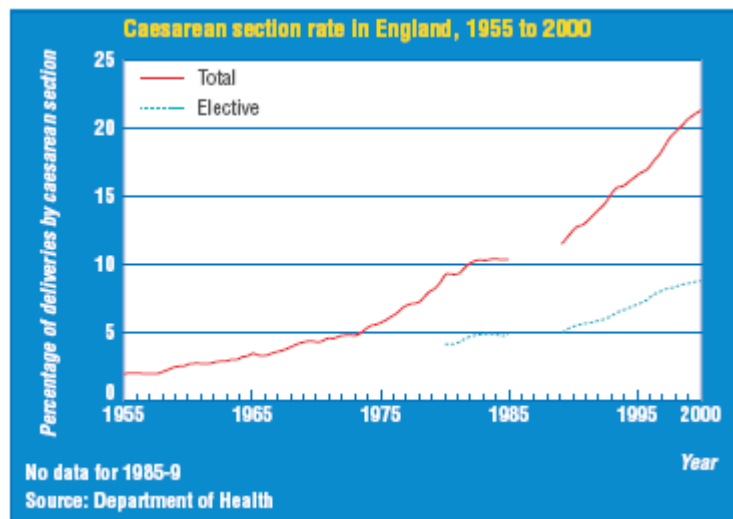


Figura 2. Taxa de cesariana na Inglaterra – 1955 a 2000.¹⁸

Associação positiva entre taxas de cesáreas e padrão sócio-econômico tem sido descrita na literatura.¹⁹ A opção pela via de parto é influenciada por diversos fatores. A preferência pela cesariana estaria associada à conveniência de uma intervenção programada e às vezes a realização da laqueadura tubária durante o procedimento. Outras questões culturais tais como medo da dor no parto normal e da perda da elasticidade vaginal, também levariam algumas mulheres a preferirem um parto operatório, e assim aumentando a taxa de cesariana. A concordância da sociedade representada por pacientes, familiares, médicos, instituições públicas e privadas acaba expondo mães e crianças a riscos desnecessários, além de interferir diretamente no peso do recém-nascido ao optar pela realização deste tipo de intervenção.^{19;20}

Diversos estudos epidemiológicos investigaram a questão do risco de cesariana em pacientes obesas. A obesidade pré-gestacional e o ganho de peso excessivo

* Ministério da Saúde, Datasus. Indicadores de cobertura: proporção de partos cesáreos [dados estatísticos]. Disponível em <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinasc/cnv/nvuf.def> [acesso em 9 maio 2007]

aumentam o risco independente de cesariana.²¹⁻²³ O risco de cesariana aumenta linearmente com o ganho de peso gestacional, independentemente do peso do recém-nascido.²⁴

4.2. Pós-termo

A expressão pós-termo é usada para definir a gravidez com duração superior a 42 semanas completas ou 294 dias de gestação. Em seres humanos a duração da gestação está sujeita a variações individuais e também se sugere, a variações sazonais.²⁵ Entre os fatores que podem estar associados ao nascimento de um recém-nascido pós-termo incluem-se hereditariedade, raça, primiparidade, uso de suplementação de ferro, influências hormonais e anormalidades genéticas.

Os resultados do nascimento de um recém-nascido pós-termo variam com o tamanho fetal. Tipicamente, são maiores que os nascidos a termo, e portanto predispostos às complicações associadas a macrosomia como distócia de ombro, desproporção cefalopélvica, parto traumático e parto prolongado. Entretanto, 20 a 40 % dos fetos pós-termo são pós-maduros, uma condição hipoteticamente relacionada à idade placentária. Os recém-nascidos pós-maduros tendem a ser menores e a pós-maturidade está associada com risco aumentado de morte fetal, oligodrâmnio, sofrimento fetal, compressão de cordão umbilical, aspiração de mecônio, hipoglicemia e convulsões.²⁶

A prevalência do parto pós-termo varia entre 4 e 12 % dos nascimentos conforme o local e a data em que foi realizado o estudo. Examinando a tendência temporal do parto pós-termo observa-se que está ocorrendo uma diminuição de sua freqüência nos últimos anos. Na Austrália, entre 1990 e 1996, houve uma diminuição de 4,6 para 2,8% atribuída aos aumentos de indução de parto com 41 semanas e de

cesariana eletiva com 38 – 39 semanas de gestação.^{17;27} A figura 3 mostra as modificações percentuais nas faixas de idade gestacional dos partos entre 1990 e 2002 nos Estados Unidos, onde pode-se observar a redução de 11,3 para 6,7 % de recém-nascidos pós-termo.¹⁷

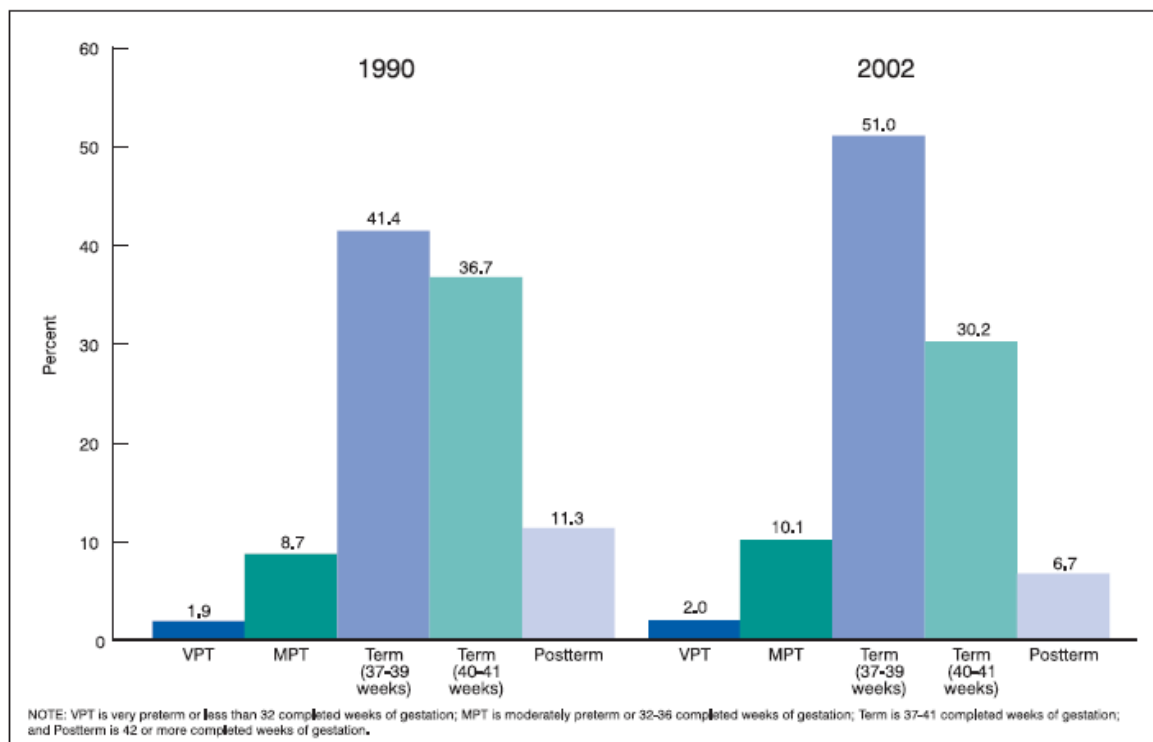


Figura 3. Distribuição dos nascimentos pela idade gestacional: Estados Unidos, 1990 e 2002.¹⁷

5. Informações em Saúde

Na 11ª Conferência Nacional de Saúde, realizada no ano 2000, reafirmou-se que “a informação é um dos componentes principais para alcançar a equidade, qualidade e humanização dos serviços de saúde, fortalecer o controle social no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS) e melhorar a situação da saúde da população”.

No documento “*A Construção da Política de Informação e Informática em Saúde do SUS*”, de 29 de março de 2004*, onde foram reforçadas as decisões da 11ª Conferência Nacional de Saúde, explicitou-se que as características sócio-demográficas, tais como idade, gênero, raça ou etnia, escolaridade, ocupação e classe social poderão ser utilizadas para a realização de estudos que objetivem a redução das desigualdades em saúde e a ampliação do acesso da população a serviços de qualidade, oportunos e humanizados.

Em 10 de dezembro de 2004, aprovou-se, pela *Portaria no. 2.607/GM*, o “Plano Nacional de Saúde/PNS – um pacto pela saúde no Brasil”, com o objetivo de qualificar atenção à saúde da população brasileira, embora reconhecendo que o acompanhamento de algumas áreas da saúde está limitado a heterogeneidade das diferentes regiões e estados brasileiros, e também a qualidade e cobertura dos dados existentes nos sistemas de informação de base nacional, tais como o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC).²⁸

5.1. Banco de dados do Sistema de Informações de Nascidos Vivos

A criação de um sistema de informações com dados maternos e também dos recém-nascidos é a base para a criação de indicadores demográficos e de saúde, elementos fundamentais para o planejamento estratégico de ações em saúde. Os Coeficientes de Mortalidade Infantil, de Mortalidade Materna, de Mortalidade Perinatal e Taxas de Fecundidade, entre outros, fazem parte dos conhecidos indicadores utilizados para este fim na área materno-infantil.^{29;30}

O Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) foi criado com este

* http://w3.datasus.gov.br/APRESENTACAO/PoliticaInformacaoSaude29_03_2004.pdf

objetivo, e começou a funcionar a partir de março de 1990. Este sistema foi elaborado para utilizar informações colhidas dos registros hospitalares baseado na experiência internacional e em pesquisas locais. Originalmente os dados de nascimento eram obtidos do Registro Civil, entretanto estudos prévios sobre este tipo de fonte de informação acabaram mostrando problemas do ponto de vista de cobertura do número de eventos e também quanto à fidedignidade dos dados, ou seja, problemas quantitativos e qualitativos em relação a informação obtida.

O SINASC como o próprio nome diz é um sistema nacional com coordenações regionais sob responsabilidade das Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde. Este sistema obtém informações a partir das Declaração de Nascido Vivo (DNV), documentos oficiais obrigatoriamente emitidos pela unidade de saúde onde ocorreu o nascimento, que geram informações relevantes e consistentes a partir do seu correto preenchimento. Além de análises descritivas, os dados do SINASC permitem calcular vários indicadores de saúde e por dispor de informações comuns à Declaração de Óbito (DO), permite o cálculo de taxas específicas de mortalidade para menores de um ano, contribuindo, ainda, para a qualificação do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

O SINASC propicia um aporte significativo de dados sobre nascidos vivos, com suas características mais importantes, como sexo, local onde ocorreu o nascimento, tipo de parto e peso ao nascer, entre outras. A base de dados nacional é gerada pelo DATASUS em cooperação com o Centro Nacional de Epidemiologia (CENEPI). Atualmente, o SINASC está implantado em todos os estados brasileiros e as informações são divulgadas pela página eletrônica do Departamento de Informação e Informática do SUS/Ministério da Saúde*

* (DATASUS, <http://www.datasus.gov.br>)

A avaliação do SINASC já foi publicada em diversos estudos anteriormente citados, assim como a realizada no Estado de São Paulo que demonstrou uma excelente cobertura (99,5%) e boa fidedignidade para quase todas as variáveis, exceto o índice de Apgar e o nível de instrução da mãe.³¹

6. Limitações

Os estudos realizados com registros de nascimento apresentam potenciais limitações que devem ser levadas em consideração na interpretação dos resultados. A utilização de dados secundários em estudos observacionais com registros de nascimento pode apresentar ausência de informações em variáveis não exigidas para registrar nascidos vivos, como por exemplo, idade gestacional, peso materno, ganho de peso materno, tabagismo, hipertensão e diabetes entre outras, e desta forma limitar as análises.

Estudos de tendência temporal podem sofrer interferência de mudanças de critérios diagnóstico de certas doenças. Por exemplo, no caso do diabetes gestacional a diminuição do ponto de corte usualmente utilizado levou a um aumento da prevalência da doença e de possíveis intervenções sobre o desfecho em estudo.

Outras limitações decorrentes da falta de coleta de dados, incorreção na forma de registrá-los ou inadequação dos relatos podem introduzir vieses substanciais nos estudos. A base de dados do SINASC não contém informações sobre peso materno pré-gestacional, altura, IMC pré-gravídico, ganho de peso gestacional, fumo, diabetes e hipertensão. A ausência destas variáveis, que conhecidamente influenciam o peso do recém-nascido, limitariam certas análises, assim como ocorreu no estudo de Rhodes et al. no qual a ausência de informações sobre peso e altura maternos não permitiu o exame adequado do efeito da melhora na triagem e no manejo do diabetes gestacional.³²

6.1.Registros de nascimento

A Lei dos Registros Públicos em vigor estabelece, em seu artigo 50, que todo nascimento que ocorrer no território nacional deve ser dado a registro no prazo de 15 dias, prazo dado ao pai, tempo que se amplia para 60 dias quando a mãe ou qualquer outro declarante for o responsável pela efetivação do registro.³³

6.2.O Problema do Sub-Registro

A omissão do registro de nascimento é a informação utilizada para definir o sub-registro. Este problema vem sendo estudado há vários anos e basicamente as pesquisas se reportam a populações urbanas. Os resultados mostraram que os valores mais elevados foram encontrados nas áreas menos desenvolvidas.

A criação do SINASC tornou possível uma melhor avaliação das taxas de sub-registro. Com objetivo de organizar este sistema o Ministério da Saúde passou a recomendar que as Declarações de Nascidos Vivos fossem fornecidas pelos hospitais onde se deu o parto em três vias, para que pudessem apresentar o documento ao cartório de registro civil no momento do registro do evento e também para apresentação ao órgão responsável pela elaboração estatística.³³

Diversas variáveis interferem nos registros de nascimentos. O estudo sobre registros de nascimentos em Ontário no Canadá mostra que o percentual de recém-nascidos não registrados era 1% antes de 1995 e subiu para 3% em 1998. Algumas municipalidades apresentaram maiores proporções de não-registros do que outras e evidenciaram influência da idade materna e do peso do recém-nascido. A cobrança de taxas financeiras introduzidas para registrar nascimentos mostrou associação com o

número de registros. A introdução dessas taxas parece ter afetado negativamente o processo de registros de nascimentos daquele país.³⁴

6.3.Cobertura do SINASC

No estudo sobre “Avaliação da qualidade dos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos em 1997-1998” os autores concluíram que a cobertura estimada em 75,8% foi baixa. Os campos do SINASC que apresentaram alta concordância com o inquérito e que, portanto, podem ser utilizados foram: peso ao nascer, sexo, hospital de nascimento, tipo de parto e idade materna. A taxa de baixo peso ao nascer estimado pelos dados do SINASC possui alta confiabilidade. Entretanto, a taxa de prematuridade calculada a partir do sistema está subestimada.³⁵

Entre 1999 e 2001 a cobertura do SINASC no Município do Rio de Janeiro foi bastante elevada atingindo 96,5%. De uma maneira geral, o SINASC apresentou baixas taxas de não-informação, a exceção se deu na variável número de filhos nascidos vivos e número de filhos nascidos mortos. Segundo os autores a ausência desta informação pode caracterizar um problema de conscientização ou treinamento sobre o seu correto preenchimento, visto que este dado representa um importante aspecto demográfico. Contudo, quando preenchidas, elas tiveram excelente confiabilidade.³⁶

O preenchimento dos campos disponíveis no SINASC permite avaliar o grau de completitude do sistema. As variáveis idade materna, sexo do recém-nascido e estado civil da mãe apresentaram excelente completitude de preenchimento em todas Unidades da Federação, exceto na Bahia. Já a completitude nas variáveis escolaridade, número de consultas pré-natais e peso ao nascer foi considerada de excelente a boa. Apesar das melhoras observadas desde sua implantação o SINASC ainda apresenta áreas de cobertura deficiente em diversas regiões do país, embora de menor intensidade que as

do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). A Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA) estimou, para 2002, uma cobertura menor que 80% para Ceará, Tocantins, Pará, Paraíba e Alagoas.²⁸ Analisando estes dados percebe-se que a cobertura do SINASC está aumentando, embora ainda encontrem-se áreas de cobertura deficiente. Observa-se desta forma que este crescimento não segue um padrão uniforme em todo o país.

6.4. Concordância

Estudando a confiabilidade do SINASC no Município do Rio de Janeiro entre 1999-2001 os autores chegaram a conclusão que as informações registradas apresentaram excelente concordância com os dados coletados na pesquisa, a exceção das variáveis situação conjugal e número de consultas de pré-natal. Analisando as variáveis que apresentaram os piores desempenhos do ponto de vista da confiabilidade dos dados, os autores sugeriram a implementação de medidas para melhorar a qualidade das informações através de treinamento para os profissionais que preenchem a DNV, mostrando-lhes a importância dessas informações para a saúde pública.³⁶

6.5. Consistência

A consistência refere-se à constância dos resultados de várias medições. Indicadores de consistência das variáveis do SINASC: Consultas pré-natais, peso ao nascer, filhos nascidos mortos, filhos nascidos vivos, ocupação materna, estado civil materno, escolaridade materna, idade materna, raça do recém-nascido, sexo do recém-nascido foram examinados por Romero et al.²⁸ em 2002, segundo Unidades da Federação (UF) e grandes regiões brasileiras. Os resultados mostraram consistência da

variável *peso ao nascer* avaliados através da razão de sexo da média do peso ao nascer e da classificação da qualidade dos dados de Battaglia & Lubchenco. O primeiro indicador apresentou um peso maior para os recém-nascidos do sexo masculino, com grande homogeneidade entre os estados, variando de 1,03 a 1,04. O segundo indicador mostrou que os registros concentram-se na categoria “correto”, indo de 93,67% no Maranhão a 96,13% na Paraíba. Nestes estados, também encontraram-se os maiores e menores percentuais de “provável erro”: 6,16% e 3,83%, respectivamente.

7. Tendência secular

A análise da distribuição temporal de eventos do processo saúde-doença é uma estratégia valiosa para investigações epidemiológicas. Avaliações de períodos prolongados de tempo são denominadas análises de tendência e/ou de mudança secular. Vários termos são usualmente empregados para a designar estudos de variações temporais de indicadores de saúde, como por exemplo, tendência secular, mudança secular, aceleração secular, variação secular, mudança temporal entre outros.³⁷

As séries temporais ou séries históricas como também são chamadas designam-se ao estudo de seqüências de dados obtidos em intervalos de tempo regulares, seja de observações periódicas ou através de processos de contagem. Análises descritivas e inferenciais das séries temporais são usualmente utilizadas a partir da modelagem do fenômeno para a seguir descrever o comportamento da série e fazer suas estimativas. Séries históricas podem ter três componentes não observáveis: tendência, sazonalidade e variação aleatória ou ruído branco, que devem ser estudados separadamente.

Vários métodos são utilizados para analisar a tendência em séries temporais, como por exemplo, os modelos de regressão polinomial e os modelos auto-regressivos. A vantagem da utilização do modelo polinomial é o seu grande poder estatístico, além

de sua fácil elaboração e interpretação. A sazonalidade é um componente da série histórica que também deve ser analisado. Sua presença, definida como um fenômeno que ocorre regularmente em períodos fixos de tempo, indica que a série histórica seja tratada com modelos de regressão que incorporem funções trigonométricas do tipo seno e cosseno à variável do tempo nos processos ditos determinísticos. Para uma série histórica estacionária, ou seja, livre de tendência ou sazonalidade, ocorrida em consequência da variação aleatória do ruído branco ao redor de uma grande média ao longo do tempo, a melhor solução encontra-se no modelo auto-regressivo (AR). Nas séries estacionárias também podem ser utilizados modelos de médias móveis (MA - *moving average*) ou a combinação do auto-regressivo mais o de médias móveis (ARMA). Entretanto, quando o processo é não estacionário homogêneo, ou seja, possui tendência, uma das maneiras de analisá-lo é com modelo conhecido como auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA). E quando a sazonalidade ocorre em múltiplos períodos, o SARIMA que incorpora as funções trigonométricas preferencialmente, seno e cosseno ao modelo ARIMA, é o modelo com um componente de sazonalidade estocástica considerado.

A classe dos modelos lineares generalizados é indicada quando as variáveis em estudo não tem aderência à distribuição normal, principalmente pelo fato de serem processos de contagem. Estes modelos compõem um grupo de distribuições de probabilidades conhecido como família exponencial de distribuições que englobam diversas funções aditivas, como a regressão linear, de Poisson, logística, log-linear, etc.³⁸

O modelo de regressão linear múltipla convencional é bastante conhecido e de mais fácil interpretação. Entretanto, quando a variável resposta é uma contagem, as suposições desse modelo acerca da normalidade e homocedasticidade dos resíduos podem não ser satisfeitas e necessitar transformações logarítmica ou de raiz quadrada da variável resposta. Modelos nos quais a distribuição da variável resposta é Poisson ou

binomial negativa também podem ser usados para ajuste e outra possibilidade é a utilização um método de estimação de quasi-verossimilhança. A conclusão sobre o modelo mais adequado pode ser atingida somente após uma criteriosa análise de resíduos.³⁹

8. Metodologia espacial

A estatística espacial é uma importante ferramenta epidemiológica que liga os eventos às áreas geográficas avaliando questões relativas as suas influências regionais. Os modelos simplificados permitem identificar disparidades e iniquidades, porém, quando os eventos são raros, abordagens mais sofisticadas da análise espacial tipo técnicas Bayesianas, metodologia paramétrica de reamostragem (*bootstrap*) e modelos penalizados de quasi-verossimilhança se tornam necessárias.

As análises da distribuição geográfica da incidência de doenças e seu relacionamento com potenciais fatores de risco representam uma importante estratégia para estudos epidemiológicos. Pesquisadores desta área dividem a epidemiologia espacial em grandes áreas de estudo com as seguintes características:^{40;41}

Mapeamento de doenças: Nestes tipos de estudos são produzidos mapas da verdadeira distribuição geográfica da incidência da doença. São informações com objetivos descritivos que podem subsidiar estudos adicionais através da identificação de localidades de risco, permitindo planejamento de processos de vigilância e monitorização de ações em saúde.

Estudos ecológicos: Focalizados na investigação de associações entre a incidência observada da doença e potenciais fatores de risco medidos nos grupos ao invés do indivíduo, onde estes grupos são tipicamente definidos por áreas geográficas.

Clustering e detecção de *clusters*: *Clustering* se refere a um padrão de localização de casos de doenças, relativo a um padrão de não-casos. A diferença entre os padrões pode ocorrer porque os casos são mais agrupados que os não-casos, assim caracterizando o processo de *clustering*. São estudos utilizados para identificação de áreas geográficas com risco de doença significativamente elevado ou evidenciando risco aumentado em possíveis fontes de risco.

Monitorização e avaliação ambiental: Distribuição espacial de fatores ambientais relevantes para saúde e exposição destes visando estabelecer mecanismos de controle e ações preventivas.

Um problema comum da epidemiologia geográfica é que as taxas observadas podem seguidamente ser artefatos das unidades geográficas em que os eventos individuais estão agregados. Isto pode ocorrer pelo efeito de formar pequenas áreas geográficas invisíveis que tem taxas significativamente elevadas da doença. Os modelos Bayesianos empíricos de suavização local que são utilizados em situações de avaliação do que é de fato risco elevado e o que é flutuação aleatória causada por pequenas populações procuram reduzir a flutuação aleatória das taxas. Este método, que tem como objetivo minimizar a variação aleatória das taxas, utiliza informações de áreas vizinhas da região sob estudo para estimar o risco de uma pequena área.⁴²

Enfim, dentro das diversas aplicações ou áreas da epidemiologia espacial, vários métodos podem ser utilizados com ferramentas estatísticas adequadas. Por exemplo, a detecção de clusters pode ser usada para estudar pequenas áreas geográficas que tem alta probabilidade de serem aglomerados.

8.1. Nível de desagregação e os Sistemas de Informações Geográficas

Mapas são compostos por conjuntos de informações geográficas com dados de fronteiras, distâncias, cidades, estados, regiões ou países entre tantos elementos. Para

estudar o comportamento geográfico de um determinado fenômeno pode-se optar por um método de estratificação que separe as unidades de estudo conforme a contextualização geográfica espacial do tema a ser estudado. Portanto, o nível de desagregação corresponde à unidade de estudo selecionada.

As técnicas de mapeamentos e análises espaciais são desenvolvidas em ambientes denominados Sistemas de Informações Geográficas (SIG). O termo SIG representa um sistema computacional de dados de geometrias e atributos georeferenciados, ou seja, de dados localizados na superfície terrestre e representados numa projeção cartográfica. A principal diferença de um SIG para um sistema de informação convencional é sua capacidade de armazenar tanto os atributos descritivos como as geometrias dos diferentes tipos de dados geográficos.

Um SIG tem os seguintes componentes:

- Interface com o usuário
- Entrada e integração de dados
- Funções de processamento gráfico e de imagens
- Visualização e plotagem
- Armazenamento e recuperação de dados (organizados sob a forma de um banco de dados geográfico)

Estes componentes se relacionam de forma hierárquica, ou seja, um SIG deve ter mecanismos de processamentos de dados espaciais com entrada, edição, análise, visualização e saída.⁴³

Um SIG é muito mais do que um sistema computacional de mapeamento, representa a habilidade de ligar dados espaciais referenciados dispersos. Considerando os avanços computacionais na área de mapeamento, as definições e adaptações de técnicas de análises estatísticas aos dados espaciais e os SIGs, tem-se um conjunto de

ferramentas que suportam a análise exploratória de dados espaciais (*Exploratory Spatial Data Analysis - ESDA*). Esta tecnologia pode ser definida como “Uma coleção de técnicas para descrever e visualizar distribuições espaciais; identificar localizações atípicas ou outliers espaciais; descobrir padrões de associação espacial, clusters ou hot spots; e sugerir regimes espaciais ou outras formas de heterogeneidade espacial”.⁴⁴

8.2. Matriz de vizinhança

A definição de vizinhança pode variar conforme a situação que está sendo avaliada – fronteira comum, mesma rede de água, menor distância entre centros populacionais, entre outras – portanto, a construção de uma matriz de vizinhança depende deste conceito e a melhor maneira de obter isto se dá em um ambiente SIG.⁴⁵

Os elementos básicos da ESDA são:

Matriz de proximidade espacial (W)

Vetor de desvios (Z)

Vetor de médias ponderadas (Wz)

Arranjo espacial dos objetos:

W , é uma matriz quadrada, com n^2 elementos

Onde (w_{ij}) representa uma medida de proximidade espacial entre o polígono i e o polígono j , sendo n , o número total de objetos.

Medida de proximidade:

Objetos com fronteira comum, $W_{ij} = 1$;

Objetos sem fronteira comum, $W_{ij} = 0$.

A matriz de pesos espaciais avalia efeitos de contigüidade e vizinhança com objetivo de verificar a semelhança de valores para uma variável randômica considerando os vizinhos de cada unidade regional. As matrizes de vizinhança podem ser construídas de várias formas. O modo mais simples é o conhecido como Rook (Torre). Esta matriz possui sua diagonal principal nula e sua célula W_{ij} é nula se i não for vizinho de j . Do contrário ela assume o valor unitário. Além desta, também existe a matriz de distância, a matriz dos vizinhos mais próximos e a matriz do tipo Queen (Rainha). Uma matriz do tipo Queen considera como vizinhas as regiões que apresentem uma borda, ou fronteira, comum bem como um nó comum.

Formalmente, a matriz de pesos espaciais (W) é uma matriz positiva $n \times n$ que especifica um conjunto de vizinhanças para cada observação. Cada linha i , um elemento diferente de zero em W_{ij} (elementos da matriz de contigüidade binária normalizada) define j como sendo vizinho de i . Por convenção, uma observação não é vizinha de si mesma, então os elementos diagonais são zero ($W_{ii} = 0$). A matriz de pesos espaciais é uma padronização de linhas onde cada elemento na matriz padronizada, está entre 0 e 1 correspondendo a média dos valores da vizinhança.

A especificação de uma matriz ponderada é uma questão de alguma arbitrariedade e isto é seguidamente citado como um enfraquecimento maior da fórmula abordada. Algumas sugestões tem sido citadas na literatura para construção das matrizes baseadas em contigüidade, distância e abordagens métricas em geral. As opções para especificação da matriz podem ser divididas da seguinte maneira:

- a) Rook (Torre) – vizinhos somente por fronteira comum
- b) Bishop (Bispo) – vizinhos somente por vértice comum
- c) Queen (Rainha) – vizinhos por fronteira e vértice comum

O número médio de vizinhos varia de acordo com o critério escolhido e isto implica em uma diferente covariância das estruturas do processo aleatório associado.

Na prática, a construção de estruturas vizinhas de unidades espaciais irregulares é baseada nas fronteiras dos arquivos digitais SIG. O armazenamento impreciso de polígonos ou vértices pode causar problemas gerando “ilhas” ou outras estruturas desconectadas no momento do arranjo espacial destas fronteiras.

Existe muito pouca orientação formal para a escolha correta da ponderação espacial a ser aplicada. Quando o foco é em um modelo com dependência espacial substantiva deve-se ter cuidado para adequar o padrão espacial de interações. Em outras situações a especificação é muito mais ad hoc e a análise de sensibilidade dos resultados é muito importante. Na prática, técnicas para validação do modelo como a comparação do goodness-of-fit ou cross-validation podem oferecer maneiras de eliminar escolhas ruins.⁴⁶

8.3. Autocorrelação espacial

De uma maneira geral a dependência espacial diz respeito a uma relação que depende da distância. A expressão autocorrelação espacial deriva do conceito estatístico utilizado para mensurar o relacionamento entre duas variáveis aleatórias onde a expressão auto indica que a medida de correlação é realizada com a mesma variável aleatória aferida em locais distintos do espaço. Entre os indicadores utilizados para medir a autocorrelação espacial, o índice de *Moran*, que equivale ao coeficiente de regressão linear, indica a inclinação da reta de regressão (β) de *WZ* em *Z*. A autocorrelação espacial mensurada pelo índice de *Moran* varia de -1 a +1, quantificando o grau de autocorrelação existente, sendo positivo para correlação direta, negativo quando inversa. O índice de *Moran* testa se as áreas conectadas apresentam maior semelhança quanto ao indicador estudado do que o esperado num padrão aleatório.

43;46;47

O índice de *Moran* pode ser descrito em função dos elementos básicos vistos anteriormente, e dado por:

$$I = \frac{Z^t W Z}{Z^t Z}$$

Índice Global de Moran (elementos básicos)

onde:

W: é matriz de proximidade espacial n x n

Z: é o vetor dos desvios (valores normalizados)

Wz: é o vetor das médias ponderadas (médias dos vizinhos)

Z^t: é o vetor de desvios transposto.

ou

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{(\sum_i \sum_j W_{ij}) \sum_k (Z_k - \bar{Z})^2}$$

Índice Global de Moran (clássico- Moran 1948)⁴¹

Onde

n: número de áreas

z_i : valor do atributo considerado na área i

\bar{z} : valor médio do atributo na região de estudo

z_j : valor do atributo dos vizinhos do local i

w_{ij} elementos da matriz normalizada de proximidade espacial

Um valor de *I* positivo e significativo para o índice de *Moran* indica correlação espacial positiva, ou seja, valores altos ou baixos estão mais agregados espacialmente do que estariam simplesmente pelo acaso.

8.4.1. Diagrama de Espalhamento de *Moran*

A imagem gráfica produzida pelo diagrama de espalhamento de *Moran* é uma maneira adicional de visualizar a dependência espacial. Este diagrama é construído com valores normalizados sobre a média dos seus vizinhos. Os valores normalizados são o produto da subtração dos atributos por sua média e divididos pelo desvio padrão. O comportamento da variabilidade espacial pode ser analisado observando-se o gráfico bidimensional de Z (valores normalizados) por WZ (média dos vizinhos), que é dividido em quatro quadrantes, como mostrado na Figura 4.

Os quadrantes 1 e 2 indicam pontos de associação espacial positiva e representam uma localização que possui vizinhos com valores semelhantes. Ou seja, o quadrante um possui valores positivos com médias positivas e o quadrante dois tem valores negativos com médias negativas.

Os quadrantes 3 e 4 indicam pontos de associação espacial negativa e representam uma localização que possui vizinhos com valores distintos. Ou seja, o quadrante três possui valores positivos com médias negativas e o quadrante quatro tem valores negativos com médias positivas.

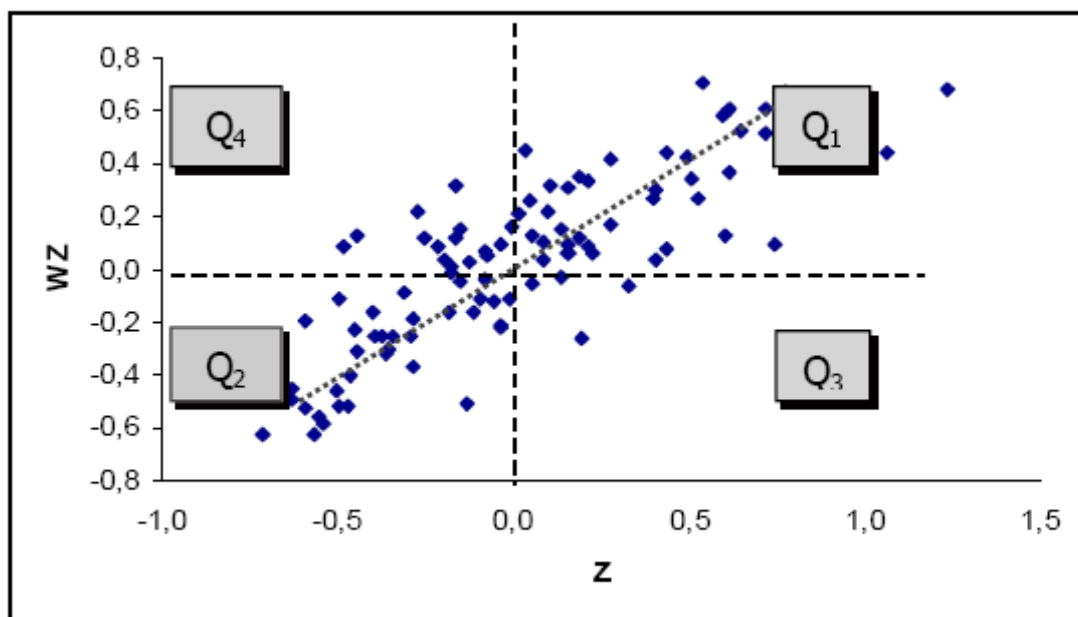


Figura 4. Diagrama de espalhamento de *Moran*.

8.4.2. Indicadores Locais de Associação Espacial

Os indicadores locais de autocorrelação espacial são estatísticas produzidas especificamente para cada área, diferentemente dos indicadores globais, como o índice de *Moran*, que fornece um único valor como medida da associação espacial para todo o conjunto de dados. Uma vantagem da utilização dos indicadores locais é a possibilidade de identificar a presença de agrupamentos. Estes indicadores têm a capacidade de detectar regimes de associação espacial diferenciados porque produzem um valor específico para cada área. Quando lidamos com um grande número de áreas, é muito provável que ocorram estas diferenças e portanto podem aparecer locais de autocorrelação espacial máxima, onde a dependência espacial é ainda mais pronunciada.⁴³

O índice de *Moran* local pode ser calculado da seguinte forma:

$$I_i = Z_i \frac{WZ_i}{\sigma^2}$$

onde:

I_i : índice local para o objeto i ;

Z_i : valor do desvio do objeto i ;

WZ_i : valor médio dos desvios dos objetos vizinhos de i ;

σ^2 : variância da distribuição dos valores dos desvios.

Desta forma ao calcular o Índice de *Moran* Global obtemos o nível de interdependência espacial entre todos os polígonos em estudo, enquanto que com Índice de *Moran* Local avaliamos a covariância entre um determinado polígono e uma certa vizinhança definida em função de uma distância d .

8.4.3. Técnicas de estimação Bayesiana

Os métodos Bayesianos empíricos ou inteiramente Bayesianos são utilizados para estimar o risco de uma pequena área, usando informações de áreas vizinhas para diminuir o efeito das flutuações aleatórias não associadas ao risco. O resultado do uso destes métodos estatísticos é a visualização de mapas mais suaves e mais informativos.⁴²

Ao analisar um mapa temático de taxas tem que se ter o cuidado de verificar se os valores extremos encontrados não são resultado de um número reduzidíssimo de observações tornando-o menos confiável, ou seja, apenas como consequência de flutuação aleatória. Este problema é tanto pior quanto menor a população. Uma maneira de lidar com este problema é suavizando a taxa a partir do comportamento dos vizinhos para estimar uma taxa mais realista das regiões de menor população.

Se:

θ_i é a taxa real associada a cada área e não é conhecida

$t_i = z_i / n_i$ é a taxa observada

onde

n_i é o número de pessoas observadas

z_i é o número de eventos na i-ésima área

E que o estimador bayesiano supõe que a taxa θ_i é uma variável aleatória, que possui uma média μ_i e uma variância σ_i^2 . Pode ser demonstrado que o melhor estimador bayesiano é dado por uma combinação linear entre a taxa observada e a média μ_i :

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

O fator w_i é dado por:

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

Quanto menor for a população menor é o peso de w_i . Em populações reduzidas, a confiança na taxa observada diminui e a estimativa da taxa se aproxima do modelo *a priori*, ou seja, se aproxima de μ . Regiões com populações muito baixas terão uma correção maior, e regiões mais populosas terão pouca alteração em suas taxas. Para suavizar estas taxas utiliza-se o *estimador bayesiano empírico* que requer as médias e variâncias μ_i e σ_i^2 para cada uma das áreas na sua fórmula. Este estimador parte da hipótese que a distribuição da variável aleatória σ_i é a mesma para todas as áreas; isto implica que todas as médias e variâncias são iguais. Pode-se então estimar μ_i e σ_i^2 diretamente a partir dos dados. Neste caso, calcula-se μ_i a partir das taxas observadas:

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

E estima-se a variância σ_i^2 a partir da variância das taxas observadas com relação à média estimada:

$$\sigma^2 = \frac{\sum n_i (t_i - \hat{\mu})^2}{\sum n_i} - \frac{\hat{\mu}}{n}$$

As taxas resultantes da aplicação do método de suavização com o uso do *estimador bayesiano empírico* mostram uma distribuição espacial mais fidedigna graças a uma menor heterogeneidade espacial entre as áreas estudadas.⁴³

8.7. Regressão espacial

As análises dos modelos de regressão espacial permitem a conclusão de inferências estatísticas relevantes, entretanto a interpretação adequada de dados espaciais obtidos requer uma avaliação criteriosa através de testes específicos dos pressupostos da regressão espacial.

8.7.1. Escolha do modelo

A seleção de modelos de regressão baseia-se nos valores de *máxima verossimilhança* dos diferentes modelos. Os *critérios de informação* são usualmente usados para comparar modelos através da avaliação do ajuste por penalizações em função do número de parâmetros, devendo-se inserir um parâmetro para cada nova variável quando funções espaciais estão sendo incluídas no modelo. Na regressão com estrutura de dependência espacial ou temporal a comparação é feita com o logaritmo da máxima verossimilhança, que é o que possui melhor ajuste para os dados observados.

Entre os conhecidos critérios de informação, o mais utilizado é o de Akaike (AIC) que é expresso por:

$$AIC = -2 * LIK + 2 k$$

onde LIK é o log de verossimilhança maximizado e k é o número de coeficientes de regressão. Neste critério, o melhor modelo é o que possui menor valor de AIC.⁴³

Outros critérios de informação podem ser usados além do AIC. Estes critérios são variações do AIC na forma de penalizar a inclusão de parâmetros extras. Entre estes por exemplo está o teste assintótico da razão de verossimilhança que só pode ser utilizado na comparação de dois modelos desde que uma matriz de covariância seja um caso especial da outra e o critério bayesiano de Schwarz (BIC) que difere do AIC por penalizar mais os modelos com grande número de parâmetros.

Os critérios de seleção podem ser expressos da seguinte forma:

- a) Razão de verossimilhança = $-2 ll = -2 \log$ verossimilhança
- b) Critério de informação de Akaike (AIC) = $-2 ll + 2 q$
- c) Critério bayesiano de Schwarz (BIC) = $-2 ll + q \log (n - p)$

em que q é o número de parâmetros de covariância; n , o número de observações; e p , o posto da matriz de incidência dos efeitos fixos no modelo, ou seja, da matriz X .^{48;49}

Um modelo com mais parâmetros pode ter um ajuste melhor mas não necessariamente será preferível em termos de critério de informação. A regra básica consiste em selecionar o modelo cujo critério de informação calculado seja mínimo.⁵⁰ Portanto, nas especificações com termos espaciais dos indicadores é recomendável comparar os valores de LIK, AIC e BIC. A hipótese de erros homocedásticos pode ser rejeitada em todas as três especificações.

8.7.2.Verificação do grau de multicolinearidade

A multicolinearidade é um problema comum das regressões. Ao examinar duas ou mais variáveis explicativas de um modelo de regressão é comum encontrar algum tipo de interdependência entre estas variáveis que possuem relações lineares exatas ou aproximadamente exatas. Essa relação entre elas é chamada de multicolinearidade. O método dos mínimos quadrados pressupõe que não há multicolinearidade entre as variáveis explicativas, uma vez que uma relação linear perfeita entre elas implicaria em coeficientes de regressão indeterminados com erro-padrão infinito. A multicolinearidade não deve ser analisada simplesmente pela sua presença, mas sim pelo grau com que se manifesta. Quanto maior for o grau de multicolinearidade, maior serão os erros-padrão dos coeficientes de regressão e menor será a precisão da sua estimativa, apesar dos estimadores de mínimos quadrados continuarem a ser os melhores estimadores lineares não-tendenciosos. Uma maneira prática de contornar este problema é identificar e eliminar a ou as variáveis que estão inflacionando o grau de multicolinearidade.

O Teste do Número Condicional (*Multicollinearity Condition Number*) avalia a presença de multicolinearidade e considera o problema existente quando os valores do Número Condicional são superiores a 20 ou 30.^{51;52}

8.7.3.Normalidade

A estatística Jarque-Bera é usada para testar a hipótese nula de que a amostra foi extraída de uma distribuição normal com média e variância desconhecidas. Seu cálculo

é baseado nas diferenças entre os coeficientes de assimetria e curtose da distribuição observada da série e da distribuição teórica normal. O teste estatístico pode ser expresso da seguinte forma:

$$JB = \frac{n}{6} \left(s^2 + \frac{(k-3)^2}{4} \right)$$

onde n é o tamanho da amostra, s é a assimetria da amostra e k é a curtose da amostra.

A normalidade pode ser verificada quando os resíduos têm distribuição normal e produzem um histograma característico em forma de sino. Então, como o objetivo é aceitar a hipótese nula, o teste de Jarque-Bera não deve ser estatisticamente significativo.⁵¹

8.7.3.1. Normalização distribucional

A normalização distribucional é interessante em várias situações: remoção de distorções de valores aberrantes, obtenção de simetria etc. As transformações mais comuns são:

Raiz(x) Log(x) -1/(x)

A mais suave é a raiz e a mais forte é a inversa negativa

8.7.4. Heterocedasticidade

A heterocedasticidade é o adjetivo usado para descrever o fenômeno estatístico que ocorre quando o modelo de hipótese matemático apresenta variâncias para Y e X ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$) diferentes para todas as observações. Em outras palavras, a heterocedasticidade apresenta-se como uma forte dispersão dos dados em torno de uma reta, ou seja, a variância dos termos dos erros não é constante.

8.7.4.1. Testes para homocedasticidade

Estes testes pressupõem homocedasticidade a partir do método dos mínimos quadrados onde os erros aleatórios da função de regressão da população tenham variância homogênea. Esta pressuposição é fundamental para assegurar que o método dos mínimos quadrados produza os melhores estimadores lineares não-tendenciosos. Na presença de heterocedasticidade, os estimadores de mínimos quadrados dos parâmetros do modelo continuam a ser lineares e não-tendenciosos, mas os estimadores das variâncias dos parâmetros são tendenciosos.

Análises de resíduos são utilizadas para identificar a presença de heterocedasticidade dos dados. A adequação de uma função de regressão pode ser verificada através de um gráfico dos resíduos versus valores das variáveis preditoras. Os testes de Breusch-Pagan, Koenker-Bassett e de White são estatísticas comuns para detectar heterocedasticidade.

O teste de Breusch-Pagan pressupõe que existe uma relação linear entre o quadrado dos resíduos padronizados, p_i , e as variáveis explicativas do modelo, que pode expresso por:

$$p_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p + v_i$$

onde,

$$p_i = e_i^2 / \hat{\sigma}_{MV}^2 = e_i^2 / (\sum e_i^2 / n)$$

, sendo $\hat{\sigma}_{MV}^2$ o estimador de máximo verossimilhança de σ^2 .

Então, após estimar os parâmetros do modelo acima pelo método dos mínimos quadrados, calcula-se o estimador θ , dividindo-se a soma dos quadrados explicada

(SQE) por dois. O estimador θ tem distribuição aproximadamente χ^2 com $(p-1)$ graus de liberdade e, portanto, se $\theta > X_{p-1}^2$, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade.

O teste de Koenker-Bassett é essencialmente o mesmo que o teste de Breusch-Pagan, exceto que neste teste os resíduos são “studentized”, isto é, são mais robustos para verificar normalidade.⁵¹

H0: Homocedasticidade

H1: Heterocedasticidade

O teste de White, o tão chamado teste de especificação robusto, é um teste da hipótese nula de homocedasticidade contra a hipótese alternativa de que existe algum tipo de heterocedasticidade, ainda que de forma exata desconhecida. Este teste difere dos demais porque inclui variáveis adicionais na regressão de μ_i^2 , que seriam o quadrado das variáveis explicativas e os seus produtos cruzados, mostrando o quanto elas são correlacionadas entre si. Portanto, o teste de White fornece mais parâmetros para a análise da correlação do erro com as variáveis explicativas, e para a identificação da heterocedasticidade do erro. Em alguns casos os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett mostram resultados não significativos, homocedásticos, que não são suportados pelo teste de White. É importante salientar que o teste de White é contra uma forma mais geral de heterocedasticidade.

8.7.5. Diagnósticos para autocorrelação espacial

Uma certa quantidade de estratégias tem sido sugeridas para medir a autocorrelação espacial. Os modelos de regressão são ferramentas estatísticas úteis para examinar a relação entre variáveis. No caso de dados espaciais, esta estrutura deve ser incorporada ao modelo para poder avaliar a presença de autocorrelação espacial, uma

vez que a dependência entre as observações altera o poder explicativo do modelo. Os seis testes estatísticos apresentados a seguir são usados para testar a autocorrelação nos resíduos. Seguindo a estimação pelos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) os testes usualmente utilizados são: I de *Moran*, Multiplicadores de Lagrange defasado (LM-lag) e para o erro (LM-erro) e os testes LM Robusto para variável defasada e para erro. Todos assumem a hipótese de normalidade dos resíduos.

8.7.5.1. Teste *I* de *Moran*

A autocorrelação espacial, ou genericamente, a dependência espacial é uma situação em que a variável dependente ou o erro em cada localidade está correlacionada com as observações da variável dependente ou do erro em outras localidades. O primeiro teste aqui apresentado, é o *I de Moran*, onde esta dependência pode ser visualizada. Quando este teste mostra um valor altamente significativo, um problema de autocorrelação espacial está sendo sugerido. Seu resultado é importante para detectar especificações erradas no modelo, sem entretanto sugerir uma alternativa para lidar com este problema. Os Multiplicadores de Lagrange são então utilizados para este fim⁵¹

8.7.5.2. Multiplicadores de Lagrange - LM (defasado) e LM (erro)

Efeitos espaciais são incluídos em modelos de regressão de várias maneiras. Nos modelos com efeitos espaciais globais, supõe-se que é possível capturar a estrutura de correlação espacial num único parâmetro, que é adicionado ao modelo de regressão tradicional. Neste caso, têm-se duas alternativas para tratar a autocorrelação global de um modelo de regressão.

- 1- Modelo espacial autoregressivo misto (“Spatial AutoRegressive– SAR” ou ainda “spatial lag model”) onde a autocorrelação espacial ignorada é atribuída à variável dependente Y.
- 2- Modelo do erro espacial (“Conditional AutoRegressive” - CAR ou ainda “spatial error model”) onde o modelo considera que os efeitos espaciais são um ruído, ou perturbação, ou seja, fator que precisa ser removido. Neste caso, os efeitos da autocorrelação espacial são associados ao termo de erro.

Os cinco testes estatísticos do Multiplicador de Lagrange referidos anteriormente podem ser executados com o programa estatístico GeoDa (GeoDa™ software for geodata analysis) selecionando a opção “*regression*”. Os dois primeiros LM-Lag and Robust LM-Lag pertencem ao modelo espacial defasado (lag). Os dois testes seguintes são LM-Error e Robust LM-Error. O último teste é o LM-SARMA que é a alternativa mais alta do modelo por conter ambos os termos, o defasado espacial e o do erro espacial. Este teste está incluído na saída apenas para causar a sensação de integralidade, uma vez que não é usado na prática. Mais especificamente o teste tem maior poder de detectar alternativas mais altas, isto é, tende a ser significativo quando tanto o modelo defasado ou o de erro são as alternativas apropriadas, mas não a mais alta alternativa necessária. É importante lembrar que só se deve considerar a versão robusta das estatísticas quando as versões padrão (LM-Lag or LM-Error) são significantes.⁵¹

Portanto, para incorporar a dependência espacial nos modelos de regressão linear padrão, deve-se introduzir um regressor adicional na forma de uma variável dependente defasada espacialmente, e assim se caracteriza o modelo de defasagem espacial; ou, se incorpora a dependência espacial na estrutura de erro, e aí então definindo o chamado modelo de erro espacial. As equações que expressam estes testes estatísticos, do modelo de regressão linear padrão e de especificação da regressão espacial são as seguintes:

1. Modelo linear padrão MQO (mínimos quadrados ordinários)

$$y = X\beta + \varepsilon$$

y é um vetor de observações para variável dependente (N x 1)

X é uma matriz de observações sobre variáveis explicativas (N x k)

ε é o vetor do termo de erros (N x 1)

k é o número de parâmetros

2. Modelo de defasagem espacial

$$y = \rho W y + X\beta + \mu$$

W é a matriz de pesos espaciais (N x N)

ρ é o parâmetro auto-regressivo espacial, que mede a influência média dos vizinhos sobre observações no vetor y , indicando a proporção da variação total em y explicada pela dependência espacial

β é o vetor (K x 1) de coeficientes de regressão

O termo de defasagem espacial deve ser tratado como variável endógena, pois a presença de defasagem espacial no método de estimação dos mínimos quadrados ordinários (MQO) resultará em estimadores viesados e inconsistentes, porque este método estima que as variáveis explicativas são não-correlacionadas com o termo de erro.

3. Modelo de erro espacial

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon$$

λ é o coeficiente auto-regressivo espacial para a defasagem de erro $W\varepsilon$, para distinguir da notação do coeficiente espacial auto-regressivo ρ no modelo de defasagem espacial

Este é o modelo condicional auto-regressivo que é a segunda maneira de especificar um processo espacial, agora incorporado para os termos dos erros.

4. Multiplicador de Lagrange para erro espacial

O teste multiplicador de Lagrange para erro, LM (erro), aponta para a existência de algum tipo de autocorrelação espacial nos termos de erros. Este teste, além de supor que os “resíduos comportados” são independentes e com variância constante, supõe que eles são normalmente distribuídos.

$$LM_{\lambda} = \frac{\left(\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon} / \hat{\sigma}^2 \right)^2}{T}$$

$$M = I - X(X'X)^{-1}X'$$

T é o traço de uma matriz $(W' + W)W$

$\hat{\varepsilon} = My$ é o vetor dos resíduos estimados pelos mínimos quadrados ordinários (MQO)

$$\hat{\sigma}^2 = \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} / N$$

5. Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial

Este teste se refere a autocorrelação espacial da variável dependente. Trata-se de um teste que parte da hipótese nula de que o coeficiente autorregressivo “ ρ ” é igual a zero.

$$LM_{\rho} = \frac{\left(\hat{\varepsilon}' W y / \hat{\sigma}^2 \right)^2}{NJ}$$

onde

$$J = \frac{1}{N \hat{\sigma}^2} \left[(WX\hat{\beta})' M (WX\hat{\beta}) + T \hat{\sigma}^2 \right]$$

6. Teste Robusto do Multiplicador de Lagrange para erro espacial

$$LM_{\lambda}^* = \frac{\left(\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon} / \hat{\sigma}^2 - T(NJ)^{-1} \hat{\varepsilon}' W y / \hat{\sigma}^2 \right)^2}{T[1 - T(NJ)]^{-1}}$$

7. Teste Robusto do Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial

$$LM_{\rho}^* = \frac{\left(\hat{\varepsilon}' W y - \hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon} / \hat{\sigma}^2 \right)^2}{NJ - T}$$

ESTRATÉGIA DE ESPECIFICAÇÃO CLÁSSICA

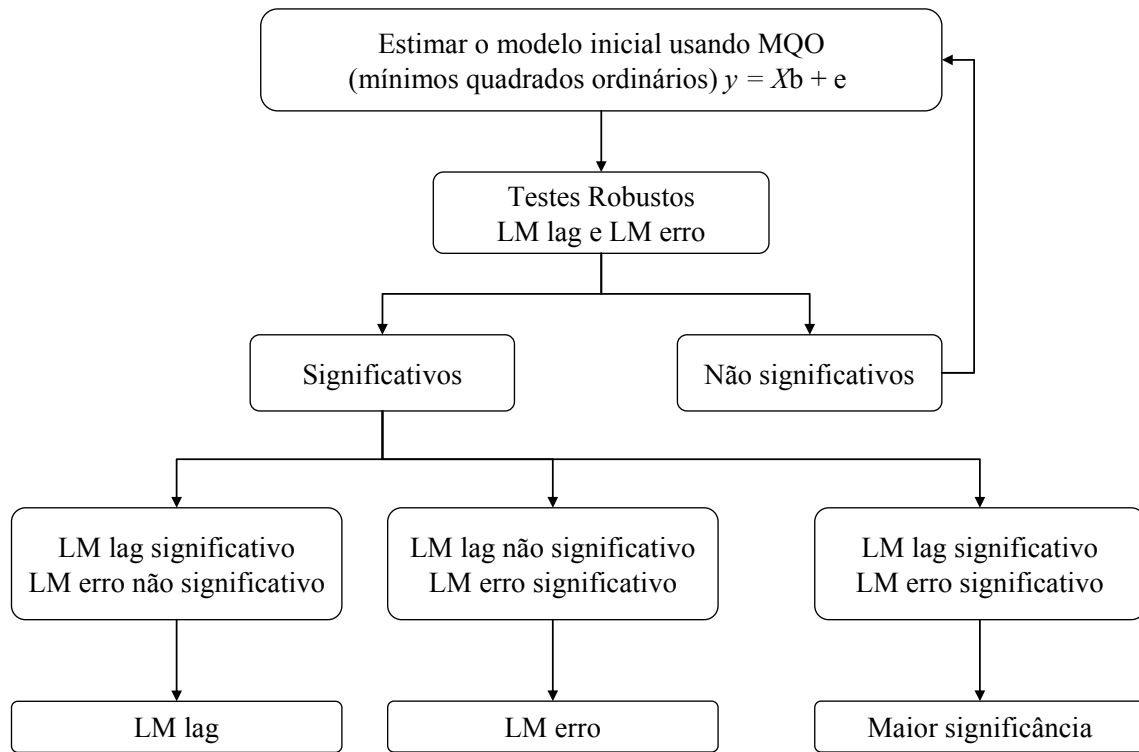


Figura 5: Algoritmo da estratégia de especificação clássica da regressão espacial.

Seguindo as recomendações de Florax et al.⁵³ e usando a chamada estratégia de especificação clássica,^{51;54} os procedimentos para realização de estimações com efeitos espaciais devem ser efetuados em seis passos:

1) Estimar o modelo inicial usando MQO (mínimos quadrados ordinários)

$$y = X\beta + \varepsilon$$

2) Testar a hipótese de não dependência espacial devido à omissão de variáveis desfasadas espacialmente ou erros espacialmente autoregressivos, usando os testes robustos LM-Error e LM-Lag

3) Se nenhum destes testes tem significância estatística, optar pelo modelo MQO estimado, senão avançar para o passo seguinte

4) Se ambos os testes têm significância, optar pela especificação “spatial lag” ou “spatial errors” cujo teste tem maior significância, senão seguir para 5

5) Se LM-Lag é significativa enquanto LM-Error não é, usar a especificação “spatial lag”;

6) Se LM-Error é significativa enquanto LM-Lag não é, usar a especificação “spatial error”.

A figura 5 representa de forma esquemática o algoritmo da estratégia de especificação clássica da regressão espacial.

8.7.5.3. Coeficiente de perturbação

Quando os resíduos não são normais, utiliza-se o método desenvolvido por Kelejian e Prucha para estimar modelos auto-regressivos de erro espacial.²⁹ Utilizando a abordagem dos Momentos Generalizados (MG), esse método estima o parâmetro λ da equação de um modelo espacial de erro auto-regressivo. O método em si não assume que o termo de erro seja distribuído normalmente, apenas que ele atenda à propriedade de ser independente e identicamente distribuído, e que tenha variância constante.

O parâmetro λ obtido por meio do método (MG) de Kelejian-Prucha é consistente, mas não eficiente. Não existe inferência sobre o parâmetro λ , uma vez que se comporta como um parâmetro de perturbação (nuisance parameter). O coeficiente do parâmetro de perturbação λ altamente significativo e com sinal positivo, pode indicar heterogeneidade espacial.^{29;30}

9. Programas

Vários programas computacionais foram criados especificamente para realizar análises espaciais ou análises espaço-temporais. Além disso, os pacotes estatísticos mais conhecidos incorporaram algumas novas funcionalidades em seus menus para realização de análises em séries temporais. A lista abaixo apresenta alguns destes programas:

- GeoDa™ software for geodata analysis
- TerraView - software desenvolvido pela DPI/INPE, é um aplicativo "open source" construído sobre a biblioteca de geoprocessamento TerraLib
- R - The R Project for Statistical Computing
- SPRING - Sistema de Processamento de Informações Georreferenciadas, desenvolvido pelo INPE.
- ArcView - Geographic Information System
- SaTScan - Spatial and Space-Time Scan Statistics
- WinBUGS - MRC Biostatistics Unit Cambridge

10. Conclusão

As informações colhidas nesta revisão da literatura mostram que a incidência da macrosomia fetal teve um aumento ao longo dos anos em vários países, porém em um estudo mais recente, incluindo dados após o ano 2000, mostram que a taxa começou a diminuir nos Estados Unidos. Praticamente todos os estudos usaram a definição de macrosomia como o recém-nascido com mais de quatro quilogramas, provavelmente

por dificuldades com a variável idade gestacional, que muitas vezes aparece categorizada ou indisponível nos estudos.

Apenas um dos estudos de base populacional sobre a tendência temporal da macrosomia apresentou estatísticas vitais de abrangência nacional.

Os estudos encontrados mostraram prevalências regionais diferenciadas, mas não foram localizados estudos mostrando a existência de um padrão espacialmente condicionado da macrosomia fetal que caracterizasse a presença de autocorrelação espacial significativa de áreas próximas com taxas semelhantes indicando dependência espacial, diferente do que seria esperado caso a distribuição fosse aleatória.

Apesar das limitações do SINASC, sua cobertura aumentou nos últimos anos e mostra que é uma base de dados muito rica, com potencial para diversos estudos sobre as características das mães e dos recém-nascidos.

As informações obtidas nesta revisão permitem projetar um estudo com abrangência nacional utilizando os dados do SINASC para investigar a tendência temporal e a distribuição espacial da macrosomia fetal no Brasil. A perspectiva espacial que será empregada vai definir os conglomerados de áreas com autocorrelação significativa criando possibilidades para subsidiar processos de planejamento de ações.

Referências

1. Orskou J, Kesmodel U, Henriksen TB, Secher NJ. An increasing proportion of infants weigh more than 4000 grams at birth. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2001;80:931-36.
2. Lopes IL. Estratégia de busca na recuperação da informação: revisão da literatura. *Ci.Inf* 2002;31:60-71.
3. Potter EL, Craig JM. *Pathology of the Fetus and the Infant*. 3rd ed. Chicago, Yearbook Medical. 1975. p. 23.
4. Schwartz R, Teramo KA. What is the significance of macrosomia? *Diabetes Care* 1999;22:1201-05.
5. Bergmann RL, Richter R, Bergmann KE, Plagemann A, Brauer M, Dudenhausen JW. Secular trends in neonatal macrosomia in Berlin: influences of potential determinants. *Paediatr.Perinat.Epidemiol.* 2003;17:244-49.
6. Boulet SL, Alexander GR, Salihu HM, Pass M. Macrosomic births in the united states: determinants, outcomes, and proposed grades of risk. *Am.J.Obstet Gynecol* 2003;188:1372-78.
7. Stotland NE, Caughey AB, Breed EM, Escobar GJ. Risk factors and obstetric complications associated with macrosomia. *Int.J.Gynaecol.Obstet* 2004;87:220-26.
8. Orskou J, Henriksen TB, Kesmodel U, Secher NJ. Maternal characteristics and lifestyle factors and the risk of delivering high birth weight infants. *Obstet Gynecol* 2003;102:115-20.
9. Sheiner E, Levy A, Katz M, Hershkovitz R, Leron E, Mazor M. Gender does matter in perinatal medicine. *Fetal Diagn.Ther.* 2004;19:366-69.
10. Chauhan SP, Grobman WA, Gherman RA, Chauhan VB, Chang G, Magann EF et al. Suspicion and treatment of the macrosomic fetus: a review. *Am.J.Obstet Gynecol* 2005;193:332-46.
11. Kramer MS, Morin I, Yang H, Platt RW, Usher R, McNamara H et al. Why are babies getting bigger? Temporal trends in fetal growth and its determinants. *J.Pediatr.* 2002;141:538-42.
12. Wollschlaeger K, Nieder J, Koppe I, Hartlein K. A study of fetal macrosomia. *Arch.Gynecol Obstet* 1999;263:51-55.
13. Power C. National trends in birth weight: implications for future adult disease. *BMJ* 1994;308:1270-71.
14. Surkan PJ, Hsieh CC, Johansson AL, Dickman PW, Cnattingius S. Reasons for increasing trends in large for gestational age births. *Obstet Gynecol* 2004;104:720-26.
15. Buchanan TA, Kjos SL, Montoro MN, Wu PY, Madrilejo NG, Gonzalez M et al. Use of fetal ultrasound to select metabolic therapy for pregnancies complicated by mild gestational diabetes. *Diabetes Care* 1994;17:275-83.

16. Mayor S. Caesarean section rate in England reaches 22%. *BMJ* 2002;324:1118.
17. Martin JA, Hamilton BE, Sutton PD, Ventura SJ, Menacker F, Munson ML. Births: final data for 2002. *Natl.Vital Stat.Rep.* 2003;52:1-113.
18. NHS Maternity Statistics, England: 1998-99 to 2000-01. 1-
http://www.dh.gov.uk/en/Publicationsandstatistics/Statistics/StatisticalWorkAreas/Statisticalhealthcare/DH_4086519. 2002.
19. Rattner D. Sobre a hipótese de estabilização das taxas de cesárea do Estado de São Paulo, Brasil. *Rev.Saude Publica* 1996;30:19-33.
20. Faundes A, Cecatti JG. A operação cesárea no Brasil. Incidência, tendência, causas, conseqüências e propostas de ação. *Cad.Saude Publica* 1991;7:150-73.
21. Bianco AT, Smilen SW, Davis Y, Lopez S, Lapinski R, Lockwood CJ. Pregnancy outcome and weight gain recommendations for the morbidly obese woman. *Obstet Gynecol* 1998;91:97-102.
22. Crane SS, Wojtowycz MA, Dye TD, Aubry RH, Artal R. Association between pre-pregnancy obesity and the risk of cesarean delivery. *Obstet Gynecol* 1997;89:213-6.
23. Seligman LC, Duncan BB, Branchtein L, Gaio DS, Mengue SS, Schmidt MI. Obesity and gestational weight gain: cesarean delivery and labor complications. *Rev.Saude Publica* 2006;40:457-65.
24. Witter FR, Caulfield LE, Stoltzfus RJ. Influence of maternal anthropometric status and birth weight on the risk of cesarean delivery. *Obstet Gynecol* 1995;85:947-51.
25. Dooley MM, Studd J. Prolonged pregnancy. In: Turnbull A, Chamberlain G, eds. *Obstetrics*. New York: Churchill Livingstone, 771-81. 1989.
26. Campbell MK, Ostbye T, Irgens LM. Post-term birth: risk factors and outcomes in a 10-year cohort of Norwegian births. *Obstet Gynecol* 1997;89:543-48.
27. Roberts CL, Taylor L, Henderson-Smart D. Trends in births at and beyond term: evidence of a change? *Br J.Obstet Gynaecol.* 1999;106:937-42.
28. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cad.Saude Publica* 2007;23:701-14.
29. Kelejian HH, Prucha IR. A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial model. *International Economic Review* 1999;40:509.
30. Almeida ES, Haddad EA. MEECA: um modelo econométrico espacial para projeção consistente de culturas agropecuárias. *Rev.Econ.Sociol* 2004;42:507-27.
31. Jorge MH, Gotlieb SL, Soboll ML, de Almeida MF, Latorre MR. Avaliação do sistema de informação sobre nascidos vivos e o uso de seus dados em epidemiologia e estatísticas de saúde. *Rev.Saude Publica* 1993;27 Suppl:1-44.

32. Rhodes JC, Schoendorf KC, Parker JD. Contribution of excess weight gain during pregnancy and macrosomia to the cesarean delivery rate, 1990-2000. *Pediatrics* 2003;111:1181-85.
33. Jorge MH, Gotlieb SL, de Andrade SM. Análise dos registros de nascimentos vivos em localidade urbana no Sul do Brasil. *Rev.Saude Publica* 1997;31:78-89.
34. Woodward GL, Bienefeld MK, Ardal S. Under-reporting of live births in Ontario: 1991-1997. *Can.J.Public Health* 2003;94:463-67.
35. Silva AA, Ribeiro VS, Borba AF, Jr., Coimbra LC, Silva RA. Avaliação da qualidade dos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos em 1997-1998. *Rev.Saude Publica* 2001;35:508-14.
36. Theme Filha MM, Gama SG, Cunha CB, Leal MC. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos Hospitalares no Município do Rio de Janeiro, 1999-2001. *Cad.Saude Publica* 2004;20 Suppl 1:S83-S91.
37. Franca J, I, Monteiro CA. Estudo da tendência secular de indicadores de saúde como estratégia de investigação epidemiológica. *Rev.Saude Publica* 2000;34:5-7.
38. Latorre MRDO, Cardoso MRA. Análise de séries temporais em epidemiologia: uma introdução sobre os aspectos metodológicos. *Rev.Bras.Epidemiol.* 2001;4:145-52.
39. de Souza MF, Alencar AP, Malta DC, Moura L, Mansur AP. Serial temporal analysis of ischemic heart disease and stroke death risk in five regions of Brazil from 1981 to 2001. *Arq Bras Cardiol.* 2006;87:735-40.
40. Lawson AB. *Statistical methods in spatial epidemiology.* Sussex: John Wiley & Sons . 2001.
41. Elliott P. *Spatial epidemiology methods and applications.* Oxford: Oxford University Press, 2000.
42. Assuncao RM, Barreto SM, Guerra HL, Sakurai E. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cad.Saude Publica* 1998;14:713-23.
43. Carvalho MS, Câmara G., Cruz O.G., Correa V. Análise Espacial de Áreas. in Druck S.; Carvalho,M.S.; Câmara G.; Monteiro A.M.V. "Análise Espacial de Dados Geográficos". Brasília: EMBRAPA; 2004.
44. Gatrell AC, Bailey TC. Interactive spatial data analysis in medical geography. *Soc.Sci.Med* 1996;42:843-55.
45. Carvalho MS, Souza-Santos R. Análise de dados espaciais em saúde pública: métodos, problemas, perspectivas. *Cad.Saude Publica* 2005;21:361-78.
46. Anselin L. Under the hood Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics* 2002;27:247-67.
47. de Lima ML, Ximenes RA, de Souza ER, Luna CF, de Albuquerque MF. Análise espacial dos determinantes socioeconômicos dos homicídios no Estado de Pernambuco. *Rev.Saude Publica* 2005;39:176-82.

48. Wolfinger R. Covariance structure selection in general mixed models. *Communications in Statistics - Simulation* 1993;22:1079-106.
49. Santoro K.R., Barbosa SBP, Santos E.S., Brasil L.H.A. Uso de Funções de Covariância na Descrição do Crescimento de Bovinos Nelore Criados no Estado de Pernambuco. *R.Bras.Zootec* 2005;34:2290-97.
50. Ehlers RS. Análise de Séries Temporais. Departamento de Estatística,UFPR.Disponível em <http://leg.est.ufpr.br/~ehlers/notas>. 2005.
51. Anselin L. Exploring Spatial Data with GeoDaTM : A Workbook <https://www.geoda.uiuc.edu/pdf/geodaworkbook.pdf>. 2005.
52. Zhou Y, Hallisey EJ, Freymann GR. Identifying perinatal risk factors for infant maltreatment: an ecological approach. *Int.J.Health Geogr.* 2006;5:53.
53. Florax RJGM, Folmer H, Rey SJ. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics* 2003;33:557-79.
54. Anselin L. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis* 1991;23:110-31.

Artigo 1

Tendência temporal da macrosomia no Brasil: 2000 a 2004

Temporal trends of macrosomia in Brazil: 2000 - 2004

Luiz Carlos Seligman, Maria Inês Schmidt, Bruce Bartholow Duncan

**Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul**

Endereço para correspondência: Luiz Carlos Seligman

Rua Carlos Trein Filho, 1080/201.

Porto Alegre, RS 90450-120 Brazil

E-mail: lc.seligman@gmail.com

Resumo

Objetivo: Avaliar a tendência temporal da macrosomia fetal em todo território brasileiro considerando fatores determinantes reconhecidamente responsáveis por interferirem no peso dos recém-nascidos.

Métodos: A tendência temporal da macrosomia fetal no Brasil foi estudada no período de 2000 e 2004 com declarações de nascidos vivos (DNV) do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) de 26 Unidades da Federação mais o Distrito Federal. Após exclusões de casos extremos, gestações múltiplas e partos não-hospitalares restaram 14.509.859 (93,9%) declarações de nascidos vivos para análise.

Resultados: A prevalência geral da macrosomia (recém-nascido ≥ 4000 g) entre 2000 e 2004 foi de 5,4%, iniciando com 6,0 % no ano 2000 e terminando com 5,1 % em 2004. A prevalência geral de microsomia (recém-nascido < 2500 g) foi de 7,2%, aumentando de 6,9% a 7,3% no período. O percentual de cesariana mostrou crescimento de 38,5% para 42,2%. Várias das demais variáveis estudadas – os percentuais de pós-termo, gestação em adolescente, grau de instrução baixa e consultas infrequentes de pré-natal (<4) – também mostraram redução gradativa a cada ano.

Conclusão: O percentual de macrosomia declinou 15% de 2000 a 2004, acompanhando tendências favoráveis em vários indicadores de saúde materno-infantil. No entanto, houve aumento de 10% no percentual de cesariana e de 6% no percentual de microsomia no período estudado. A relevância desses achados justifica a necessidade de aprofundar a análise dessas tendências e seus determinantes.

Descritores: Macrosomia, tendências, série temporal, peso ao nascer.

Abstract:

Objective: To evaluate the temporal trends of fetal macrosomia in Brazil considering the well known determinants that affect birth weight.

Methods: The temporal trends of fetal macrosomia from 2000 to 2004 were studied using the Brazilian Live Births Information System (SINASC), which covers all 26 states and the Federal District. After exclusion of outliers, multiple pregnancies and non-hospital deliveries, 14.509.859 (93.9%) births were left for analysis.

Results: Overall prevalence of macrosomia (birth weight \geq 4000g) was 5.4%, declining from 6.0% in 2000 to 5.1% in 2004. Microsomia (birth weight $<$ 2500g) overall prevalence was 7.2%, increasing from 6.9% to 7.3%. The cesarean percentage increased from 38.5% to 42.2% during this period in all birth weight strata. Among remaining variables studied – post-term delivery, adolescent pregnancy, less than a full elementary education, and infrequent ($<$ 4) pre-natal care visits – all showed annual reductions in all birth weight strata.

Conclusion: The percentage of macrosomia declined 15% from 2000 to 2004, accompanied by favorable tendencies in nearly all maternal-infant health indicators, but an increase of 10% in the cesarean percentage and of 6% in microsomia was observed during the study period. The relevance of these findings justifies in depth analyses of these trends and their determinants.

Keywords: Macrosomia, trends, time series, birth weight.

Macrossomia fetal significa feto grande ou com sobrepeso, mais recentemente chamado de recém-nascido grande para idade gestacional (GIG). Estabelecer uma definição padrão de macrossomia tem sido uma questão problemática. O limite utilizado pelo *American College of Obstetricians and Gynecologists* (ACOG) é 4500 gramas,¹ embora existam outras definições de macrossomia (4000, 4100, 4500, e 4536 gramas),² GIG (acima do percentil 90 para idade gestacional)² é provavelmente a mais adequada, mas depende justamente da disponibilidade da idade gestacional, que geralmente não está acessível em estudos de base populacional que utilizam estatísticas vitais. Nestes casos o peso absoluto de 4000 gramas é o mais empregado.

Diversos fatores afetam a distribuição do peso corporal fetal, entre eles a idade gestacional, altura materna, hereditariedade, condição socioeconômica, origem étnica, altitude, sexo, nutrição, tabagismo, consumo de álcool, doenças maternas como diabetes, além de síndromes hiperinsulinêmicas congênitas como a de Beckwith-Wiedemann ou o hiperinsulinismo hipoglicêmico idiopático.^{3;4}

Conseqüentemente espera-se uma morbidade aumentada nesta situação. O parto de um recém-nascido macrossômico está associado com trabalho de parto prolongado, aumento da probabilidade de parto operatório, hemorragia pós-parto, lesões do trato genito-urinário, laceração do esfíncter anal, infecção pós-parto, eventos tromboembólicos e acidentes anestésicos. Além das complicações maternas, outras tantas podem ocorrer com os recém-nascidos: distócia de ombro, fratura de clavícula, paralisia braquial, aspiração de mecônio, asfixia perinatal, seqüela neurológica, Apgar diminuído, alguns distúrbios metabólicos transitórios e mortalidade perinatal.⁴⁻⁷

A tendência temporal da macrossomia foi avaliada em seis estudos realizados nos Estados Unidos⁶, Canadá⁸, Dinamarca⁹, Alemanha^{10;11}, Inglaterra e Escócia¹², entre 1975 e 2002. Os resultados mostraram aumento gradativo da prevalência de macrossomia nestes países. O estudo mais antigo e com maior período de investigação foi realizado na Escócia entre 1975 e 1992. Neste estudo observou-se uma mudança da

prevalência da macrosomia de 7,7 para 11,7%. Os outros estudos observaram períodos menores, mas também com a mesma tendência de aumento, exceto nos Estados Unidos, justamente no estudo mais recente, onde a tendência de macrosomia mostrou diminuição de 10,2 para 9,2%, de 1996 a 2002.

O objetivo do presente estudo foi avaliar a tendência temporal da macrosomia fetal em todo território brasileiro considerando fatores determinantes reconhecidamente responsáveis por interferirem no peso dos recém-nascidos.

Métodos

O Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) possui dados das declarações de nascidos vivos de 26 Unidades da Federação mais o Distrito Federal em suas estatísticas vitais. Estes dados são gerados a partir das informações enviadas pelas Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde. As Bases de Dados Municipal e Estadual são enviadas a Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS/MS) o órgão gestor do SINASC, conforme determina a Portaria MS/GM nº 1929 de 09/10/2003, e posteriormente disponibilizadas para uso no seu endereço eletrônico.* Os arquivos importados do SINASC não possuem variáveis que permitam identificação das mães ou dos recém-nascidos. O autor responsável pela gerência e análise dos dados assinou um termo de compromisso para utilização dos dados coletados exclusivamente para os fins previstos no protocolo de pesquisa em cumprimento à resolução n.º 196/96 do Conselho Nacional de Saúde.

O número total de Declarações de Nascidos Vivos (DNV) do SINASC entre 2000 e 2004 foi de 15.446.436. Após excluir 81.333 (0,5%) casos classificados como dados faltantes ou extremos, 325.225 (2,1%) casos de gestações múltiplas e 530.019

* <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sinasc/dados/indice.htm> [acesso em 7 de setembro de 2007]

(3,4%) de partos não hospitalares restaram 14.509.859 (93,9%) declarações de nascidos vivos para análise. O delineamento utilizado foi de uma série temporal.

O banco de dados do SINASC é composto por um conjunto de arquivos separados por mês e ano para cada Unidade da Federação e possui vinte e seis variáveis apresentadas de forma contínua ou categórica. Sua estrutura de dados está disponibilizada no endereço eletrônico do DATASUS* e as descrições encontradas serviram de base para definir as variáveis do estudo. Utilizando a variável “peso”, definimos macrossomia fetal como recém-nascido com peso do maior ou igual a 4000 gramas. Pós-termo foi definido utilizando a categoria 6 da variável “gestação” que significa idade gestacional maior do que 41 semanas. A idade materna foi categorizada em maior e em menor ou igual a 20 anos de idade a partir da variável contínua disponível no banco de dados. O grau de instrução foi dividido em duas categorias, maior ou igual e menor do que 8 anos de estudo. Cor da pele foi classificada na variável “raça/cor” como branca, preta, amarela, parda ou indígena. Utilizamos a categoria casada da variável situação conjugal materna. Para verificar o número de consultas de pré-natal menor do que quatro, juntamos as categorias um e dois da variável “consultas”.

Este estudo foi realizado a partir de estatísticas descritivas com objetivo de examinar a tendência temporal da macrossomia fetal no Brasil entre 2000 e 2004. A análise exploratória dos dados foi feita com descrições das frequências absolutas e relativas das características em estudo. Intervalos de confiança de 95% foram calculados para descritores de maior importância.

Resultados

* <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sinasc/dados/nov/docs/Estrutura%20SINASC%20para%20CD.pdf>
[acesso em 7 de agosto de 2007]

A prevalência geral da macrosomia entre 2000 e 2004 foi de 5,4% (IC 95%; 5,37 – 5,39) oscilando entre 5,0 e 6,0% nos 14.509.859 de nascidos vivos analisados. A diminuição do percentual de macrosomia ao longo dos anos correspondeu a uma discreta, porém perceptível diminuição da média do peso dos recém-nascidos. A opção de parto operatório por cesariana e o percentual de recém-nascidos com menos de 2500 gramas foram as únicas variáveis que mostraram crescimento dos percentuais nos anos avaliados. As cesarianas iniciaram com um percentual de 38,5% (IC 95% 38,49 – 38,60) e terminaram com 42,2% (IC 95% 42,19 – 42,30) no último ano estudado, enquanto que a microsomia, peso do recém-nascido abaixo de 2500 gramas, aumentou de 6,9% (IC 95% 6,85 – 6,91) para 7,3% (IC 95% 7,31 – 7,37) do primeiro para o último ano de estudo. Nas demais variáveis houve diminuição progressiva dos percentuais. A porcentagem de mães adolescentes (<20 anos) apresentou diminuição gradativa ao longo dos anos, passando de 23,7% (IC 95% 23,66 – 23,75) para 22,0% (IC 95% 21,96 – 22,06). A tabela 1 mostra as porcentagens encontradas no estudo.

Na figura 1 apresentamos o comportamento evolutivo das frequências de microsomia e macrosomia de acordo com a via de parto na amostra estudada. Observamos aumento da microsomia tanto no parto vaginal de 7,1% (IC 95% 7,10 – 7,18) para 7,5% (IC 95% 7,42 – 7,50) quanto na cesariana de 6,5% (IC 95% 6,42 – 6,51) para 7,2% (IC 95% 7,14 – 7,23). Na macrosomia ocorreu diminuição dos percentuais nos dois tipos de parto, de 5,2% (IC 95% 5,21 – 5,27) para 4,4% (IC 95% 4,34 – 4,40) no parto vaginal e de 7,3% (IC 95% 7,21 – 7,31) para 6,1% (IC 95% 6,09 – 6,17) na cesariana.

A tabela 2 apresenta o número de recém-nascidos distribuídos entre as faixas de pesos discriminadas a cada 500 gramas. A característica forma de distribuição normal do peso dos quase três milhões de recém-nascidos a cada ano do estudo pode ser visualizada nesta tabela, onde a raridade dos eventos é observada nos extremos das

colunas. As tendências temporais do número de recém-nascidos em cada faixa de peso mostraram diferenças entre as faixas de recém-nascidos considerados macrossômicos e microssômicos.

Examinando o percentual de cesariana na figura 2 observa-se que na medida que aumenta o peso do recém-nascido aumenta o percentual de cesariana, além disso também foi possível observar um aumento do percentual a cada ano em todas as faixas de peso. O menor percentual de mães com menos de vinte anos de idade foi encontrado naquelas dos recém-nascidos macrossômicos. Do ano 2000 para 2004 todas as faixas de peso registraram diminuição gradativa do percentual de mães adolescentes (<20 anos). O percentual de mães com menos de oito anos de estudo tem mínima oscilação entre as faixas de peso dos recém-nascidos, porém sua diminuição ao longo dos anos de estudo apresentou uma magnitude semelhante entre as faixas de peso.

Os resultados apresentados na figura 3 mostram uma importante diminuição do percentual de pós-termo do ano 2000 para 2004 nos recém-nascidos macrossômicos. O percentual de mulheres casadas é maior nas mães dos recém-nascidos macrossômicos, mas este número vem diminuindo a cada ano de estudo. Mulheres que têm filhos macrossômicos, apresentam percentual de número infrequente (menos de quatro) de consultas pré-natais semelhante ao das com recém nascidos de outras faixas de peso, porém inferior ao de mães de recém-nascidos microssômicos, embora a tendência temporal de diminuição se manifeste no mesmo sentido em todas categorias. Os percentuais de cor da pele auto-referida como branca também apresentaram redução uniforme em cada ano do estudo nas categorias de peso dos recém-nascidos.

Discussão

O percentual geral de macrossomia no Brasil descrito neste estudo (5,4 %) encontra-se abaixo da média de 8,4 % (1 a 28 %) demonstrada nos 29 estudos de

prevalência de macrosomia realizados em 18 países entre 1981 e 1999.⁶ Observou-se ainda diminuição gradativa do percentual de macrosomia fetal entre os anos 2000 e 2004. Curiosamente, essa diminuição foi acompanhada de aumento nos percentuais de cesariana e dos percentuais de microsomia.

A tendência temporal para redução de macrosomia, com redução do peso médio dos recém-nascidos neste grupo, poderia ser considerada como um resultado positivo, considerando-se os efeitos adversos da macrosomia. No entanto, observou-se diminuição do peso médio dos recém-nascidos em toda população e o aumento da média do peso dos recém-nascidos é geralmente considerado um bom indicador de saúde da sociedade.⁹ Soma-se a isso, que houve aumento do número de microssômicos neste período, em geral considerado um indicador negativo de saúde da sociedade.

A tendência temporal da macrosomia aqui relatada difere daquela observada na maioria dos estudos prévios.⁸⁻¹² Porém, nossos achados estão em concordância com os resultados de pesquisas mais recentes sobre tendência secular da macrosomia. Nos Estados Unidos, em um estudo também desenvolvido com estatísticas vitais, os autores demonstraram diminuição significativa da prevalência de macrosomia de 10,2% para 9,2% entre 1996 e 2002.⁶ Levando em conta que a obesidade é um fator de risco para macrosomia e sua prevalência está aumentando, era de se esperar um crescimento da prevalência da macrosomia. Considerando a fonte dos dados, o tamanho da amostra e a definição objetiva da macrosomia, a diminuição observada é irrefutável. Desta forma, os autores especularam que o declínio poderia ser explicado pela triagem rotineira para diabetes mellitus gestacional, taxas crescentes de gestações múltiplas, partos pré-termo, e cesariana eletiva repetida, marcada antes que a gestação se torne pós-termo.⁶

O declínio da macrosomia demonstrado em nosso estudo também poderia ser parcialmente explicado por intervenções obstétricas positivas, tais como partos induzidos ou cesarianas, realizadas no período estudado. No entanto, a incômoda posição do Brasil como um dos países com uma das mais altas taxas de cesariana e o

aumento progressivo delas durante os anos do estudo sugere que a diminuição do peso médio dos recém-nascidos pode ter sido consequência da redução da duração da gestação devido a excessos na adoção dessas condutas. Esperar diminuição do peso médio dos recém-nascidos às custas de um percentual elevado de cesariana sem uma indicação técnica precisa expõe mães e filhos a riscos desnecessários. O Ministério da Saúde, através de sua Política Nacional de Atenção Integral à Saúde da Mulher* vem desenvolvendo ações para diminuir a taxa de cesariana. A Portaria 2.816/1998 limitou a taxa de cesariana para 40%, com limites decrescentes a cada semestre. A Portaria 466/2000 instituiu o “Pacto para Redução das Taxas de Cesarianas”, onde ficou definido o papel estratégico das Secretarias Estaduais de Saúde. E mais recentemente, a Portaria 1.087/2005 instituiu a “Política para Atenção Obstétrica e Neonatal”. Com este conjunto de propostas espera-se que no futuro haja uma redução das taxas de cesariana.

A opção pela via de parto é influenciada por diversos fatores. A preferência pela cesariana estaria associada à conveniência de uma intervenção programada e às vezes a realização da laqueadura tubária durante o procedimento. Outras questões culturais tais como medo da dor no parto normal e da perda da elasticidade vaginal, também levariam algumas mulheres a preferirem um parto operatório, e assim aumentando a taxa de cesariana. A realização desta intervenção nos termos atuais não poderia ser feita sem a concordância da sociedade representada por pacientes, familiares, médicos, instituições públicas e privadas, entretanto, apesar das ações propostas, as taxas seguem aumentando independentemente do conhecimento comprovado de riscos elevados para mães e filhos.^{13;14}

A prevalência do parto pós-termo varia entre 4 e 12 % dos nascimentos e vem observando diminuição de sua frequência em outros países. Na Austrália, entre 1990 e 1996, houve uma diminuição de 4,6 para 2,8% atribuída aos aumentos de indução de

*<http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/BE%201%20%C3%81rea%20T%C3%A9cnica%20de%20Sa%C3%BAde%20da%20Mulher%20do%20MS.pdf> [Acesso em 07 de setembro de 2007]

parto com 41 semanas e de cesariana eletiva com 38 – 39 semanas de gestação.^{15;16} No presente estudo também observou-se redução do percentual de pós-termo, possivelmente explicado por aumento das cesarianas.

Os estudos realizados com registros de nascimento apresentam potenciais limitações que devem ser levadas em consideração na interpretação dos resultados. A utilização de dados secundários em estudos observacionais com registros de nascimento pode apresentar ausência de informações em variáveis não exigidas para registrar nascidos vivos e limitar as análises. Na base de dados do SINASC não há informação sobre peso materno pré-gestacional, altura, IMC pré-gravídico, ganho de peso gestacional, fumo, diabetes, e hipertensão; além disto, a idade gestacional e os anos de estudo materno não são variáveis contínuas. Conseqüentemente, o estado nutricional do recém-nascido foi definido apenas pelo peso absoluto e a macrossomia, por um peso maior ou igual a quatro mil gramas, sem relacioná-lo à idade gestacional.

Outra possível limitação deste estudo seria a mudança de critérios para diagnóstico de certas doenças e suas conseqüentes intervenções, como de fato ocorreu com o diabetes mellitus gestacional. Esta doença, diretamente ligada ao peso do recém-nascido, sofreu modificação do critério diagnóstico durante o período de estudo de acordo com o Consenso da Sociedade Brasileira de Diabetes (SBD)¹⁷ e da Federação Brasileira de Sociedades de Ginecologia e Obstetrícia (FEBRASGO). Entretanto, esta é uma das variáveis que não estão disponíveis no SINASC, portanto não foi possível avaliar o efeito desta mudança de critério na população estudada.

A cobertura e a consistência das informações contidas em um banco de dados são potenciais fontes de limitações dos estudos e, conseqüentemente, devem ser investigadas. A completitude do SINASC pode ser avaliada pelo grau de preenchimento de suas variáveis em cada Unidade da Federação do Brasil. Os resultados encontrados por Romero et al. mostraram excelente completitude nas variáveis idade materna, sexo do recém-nascido e estado civil da mãe, exceto na Bahia. Quanto às variáveis

escolaridade, número de consultas pré-natais e peso ao nascer, a completude foi considerada excelente a boa.¹⁸ Em relação ao preenchimento da DNV, Mello Jorge et al.¹⁹ verificaram que variáveis relativas à duração da gestação, tipo de gravidez e tipo de parto apresentaram valores bastante aceitáveis a partir de 1997. Apesar das avaliações positivas de consistência e completude, limitamos nossa amostra a gestantes com partos hospitalares e gestações únicas para minimizar esses problemas.

Consideramos que os achados desta pesquisa apresentam uma contribuição adicional ao conhecimento adquirido nos estudos prévios sobre macrosomia fetal. Nosso estudo teve condições de mostrar diminuição da tendência temporal da macrosomia em uma população ainda não estudada, e mais do que isto, demonstrou a tendência temporal dos percentuais das covariáveis nos estratos de pesos dos recém-nascidos. Nos macrossômicos, e também nos outros estratos, os resultados mostraram melhora de alguns indicadores da saúde materno-infantil ao longo dos anos, observando menores taxas de mães jovens, menos instruídas e com poucas consultas de pré-natal. Entretanto, o indicador com resultado negativo foi o aumento do percentual de cesariana nos estratos de peso dos recém-nascidos, nos quais seria desejável diminuição desses percentuais, embora essa diminuição não seja necessária em todos os casos. Nos recém-nascidos macrossômicos, alguns investigadores têm usado o limite de 4000 ou 4250 gramas para oferecer a opção de cesariana eletiva.⁶

Por fim, este estudo permitiu-nos concluir que a tendência temporal da macrosomia fetal no Brasil está em declínio. Entretanto, o crescimento do percentual de cesariana, a única covariável que representa uma intervenção, pode ter contribuído para esta diminuição. Os dados desta pesquisa foram produzidos com as estatísticas oficiais do país através do banco de dados do SINASC, que no momento apresenta uma excelente cobertura e consistência. Embora a taxa crescente de cesariana possa explicar parte da diminuição anual da macrosomia, outros fatores socioeconômicos importantes aqui descritos podem ter influenciado esta queda necessitando investigações mais

detalhadas. Acreditamos que outros estudos com enfoque em análises de séries temporais poderão acrescentar uma contribuição adicional para entendimento dessas questões.

Referências

1. ACOG practice bulletin. No. 22. Washington (DC). American College of Obstetricians and Gynecologists 2000.
2. Langer O. Fetal macrosomia: etiologic factors. *Clin.Obstet Gynecol* 2000;43:283-97.
3. Schwartz R, Teramo KA. What is the significance of macrosomia? *Diabetes Care* 1999;22:1201-05.
4. Boulet SL, Alexander GR, Salihu HM, Pass M. Macrosomic births in the united states: determinants, outcomes, and proposed grades of risk. *Am.J.Obstet Gynecol* 2003;188:1372-78.
5. Orskou J, Henriksen TB, Kesmodel U, Secher NJ. Maternal characteristics and lifestyle factors and the risk of delivering high birth weight infants. *Obstet Gynecol* 2003;102:115-20.
6. Chauhan SP, Grobman WA, Gherman RA, Chauhan VB, Chang G, Magann EF et al. Suspicion and treatment of the macrosomic fetus: a review. *Am.J.Obstet Gynecol* 2005;193:332-46.
7. Surkan PJ, Hsieh CC, Johansson AL, Dickman PW, Cnattingius S. Reasons for increasing trends in large for gestational age births. *Obstet Gynecol* 2004;104:720-26.
8. Kramer MS, Morin I, Yang H, Platt RW, Usher R, McNamara H et al. Why are babies getting bigger? Temporal trends in fetal growth and its determinants. *J.Pediatr.* 2002;141:538-42.
9. Orskou J, Kesmodel U, Henriksen TB, Secher NJ. An increasing proportion of infants weigh more than 4000 grams at birth. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2001;80:931-36.
10. Bergmann RL, Richter R, Bergmann KE, Plagemann A, Brauer M, Dudenhausen JW. Secular trends in neonatal macrosomia in Berlin: influences of potential determinants. *Paediatr.Perinat.Epidemiol.* 2003;17:244-49.
11. Wollschlaeger K, Nieder J, Koppe I, Hartlein K. A study of fetal macrosomia. *Arch.Gynecol Obstet* 1999;263:51-55.
12. Power C. National trends in birth weight: implications for future adult disease. *BMJ* 1994;308:1270-71.

13. d'Orsi E, Carvalho MS. Birth profile for the city of rio de janeiro: a spatial analysis. *Cad.Saude Publica* 1998;14:367-79.
14. Rattner D. Sobre a hipótese de estabilização das taxas de cesárea do Estado de São Paulo, Brasil. *Rev.Saude Publica* 1996;30:19-33.
15. Martin JA, Hamilton BE, Sutton PD, Ventura SJ, Menacker F, Munson ML. Births: final data for 2002. *Natl.Vital Stat.Rep.* 2003;52:1-113.
16. Roberts CL, Taylor L, Henderson-Smart D. Trends in births at and beyond term: evidence of a change? *Br J.Obstet Gynaecol.* 1999;106:937-42.
17. Reichelt AJ, Opperman ML, Schmidt MI. Recomendações da 2ª Reunião do Grupo de Trabalho em Diabetes e Gravidez. *Arq Bras Endocrinol Metab* 2002;46:574-82.
18. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cad.Saude Publica* 2007;23:701-14.
19. Mello Jorge MH, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciênc.saúde coletiva* 2007;12:643-54.

Tabela 1: Tendência temporal de características maternas e dos recém-nascidos selecionadas do SINASC, de 2000 a 2004.

Ano	2000	2001	2002	2003	2004	Total
Nascidos vivos (n)	2.996.562	2.911.785	2.880.660	2.862.033	2.858.819	14.509.859
	%	%	%	%	%	%
Peso RN (\geq 4000 g)	6,0	5,5	5,3	5,0	5,1	5,4
Peso RN ($<$ 2500 g)	6,9	7,1	7,2	7,4	7,3	7,2
Via de parto (Cesariana)	38,5	38,9	39,3	40,6	42,2	39,9
Mãe adolescente ($<$ 20 anos)	23,7	23,5	22,8	22,3	22,0	22,9
Grau de instrução ($<$ 8 anos)	57,6	56,3	54,5	51,7	48,8	53,8
Pré-termo ($<$ 37 semanas)	6,0	5,7	5,6	5,7	5,8	5,8
Pós-termo ($>$ 41 semanas)	1,6	1,5	1,3	1,2	1,0	1,3
Situação Conjugal (Casada)	42,9	40,5	38,8	38,3	38,2	39,8
Consulta pré-natal infreqüente ($<$ 4)	14,9	14,6	13,4	12,2	11,4	13,3
Cor da pele (Branca)	49,6	48,6	48,0	47,0	47,1	48,0

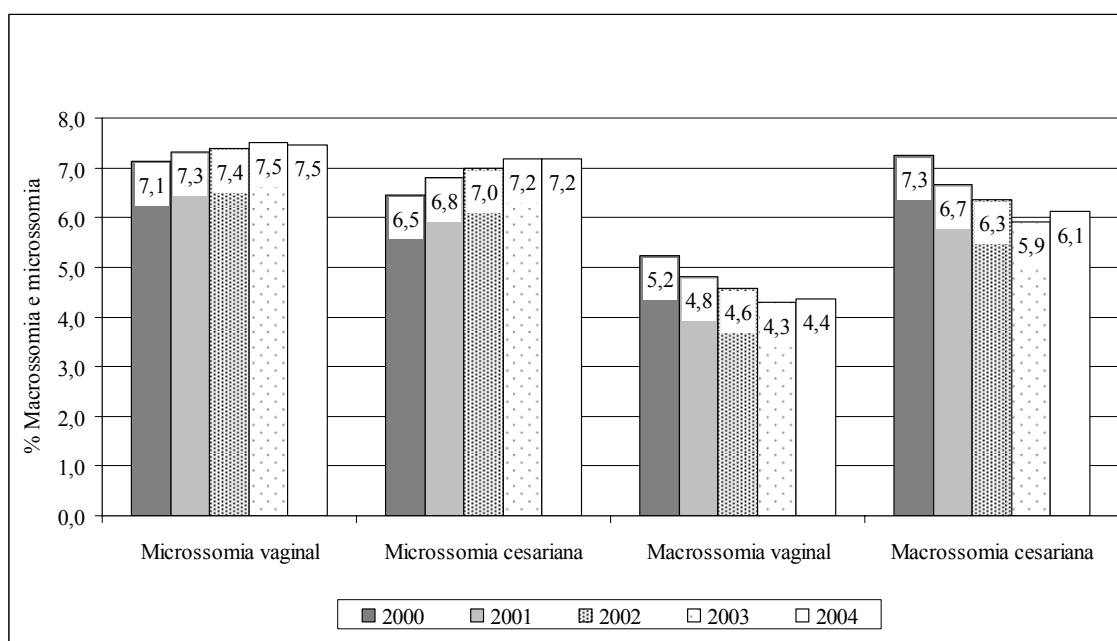


Figura 1. Frequência anual de macrossomia e microsossomia estratificada pela via de parto conforme dados do SINASC de 2000 a 2004.

Tabela 2. Número de recém-nascidos entre as faixas de peso.

Peso (gramas)	2000	2001	2002	2003	2004
500-999	8800	9158	9505	9981	10469
1000-1499	16.206	16.353	16.582	16.733	16.987
1500-1999	34.474	34.855	34.614	35.093	35.390
2000-2499	146.648	147.178	148.012	149.738	147.094
2500-2999	657.685	657.789	663.707	672.541	664.625
3000-3499	1.249.482	1.218.259	1.210.250	1.207.464	1.203.220
3500-3999	703.059	667.145	646.145	628.807	634.820
4000-4499	153.800	139.539	131.977	123.838	127.686
4500-4999	24.028	19.373	17.941	16.120	16.684
5000-5499	2.174	1.922	1.732	1.552	1.671
5500-5999	195	192	180	150	154
6000-6499	7	18	13	15	14
≥ 6500	4	4	2	1	5

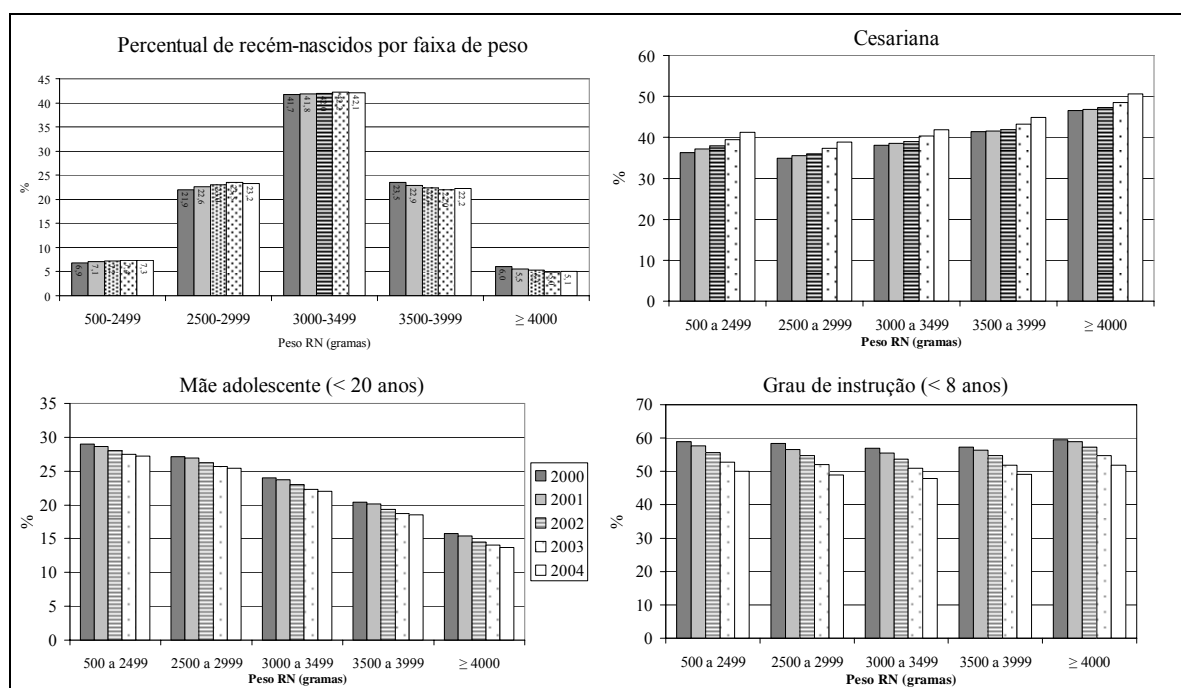


Figura 2: Quadrante superior esquerdo: Porcentagem anual de recém-nascidos conforme faixas de peso. **Quadrante superior direito:** Porcentagem anual de cesariana conforme faixas de peso. **Quadrante inferior esquerdo:** Porcentagem anual de mães adolescentes (<20 anos) conforme faixas de peso. **Quadrante inferior direito:** Porcentagem anual de mães com grau de instrução baixa (<8 anos de estudo) conforme faixas de peso.

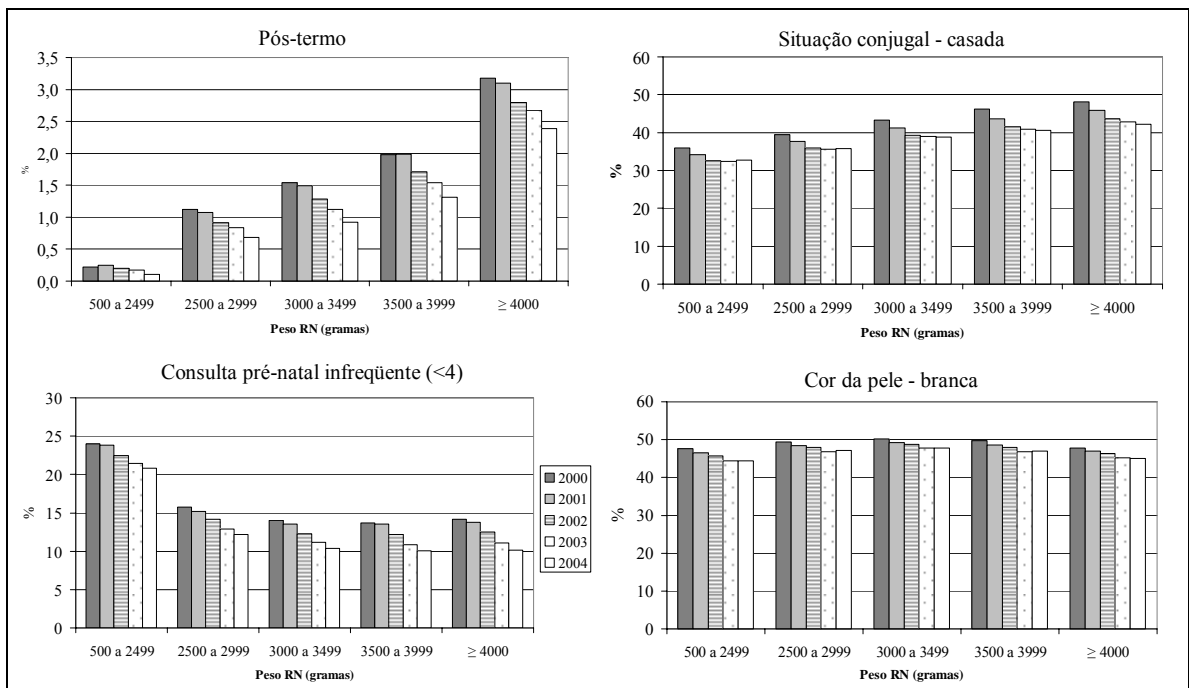


Figura 3 Quadrante superior esquerdo: Porcentagem anual de pós-termo conforme faixas de peso. Quadrante superior direito: Porcentagem anual de situação conjugal casada conforme faixas de peso. Quadrante inferior esquerdo: Porcentagem anual de consulta pré-natal infrequente (<4) conforme faixas de peso. Quadrante inferior direito: Porcentagem anual de cor da pele branca conforme faixas de peso.

Artigo 2

Epidemiologia espacial da macrosomia no Brasil em 2004

Spatial epidemiology of macrosomia in Brazil in 2004

Luiz Carlos Seligman, Maria Inês Schmidt, Bruce Bartholow Duncan

**Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia, Faculdade de Medicina,
Universidade Federal do Rio Grande do Sul**

Endereço para correspondência: Luiz Carlos Seligman

Rua Carlos Trein Filho, 1080/201.

Porto Alegre, RS 90450-120 Brazil

E-mail: lc.seligman@gmail.com

Resumo:

Objetivo: Mapear e identificar conglomerados de macrosomia no território brasileiro e seus fatores de autocorrelação espacial.

Métodos: Após a exclusão de declarações com valores faltantes ou extremos, gestações múltiplas e nascimentos não hospitalares, foram selecionadas 2.858.627 declarações de nascidos vivos do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) do ano de 2004 (94,5% do total). A estatística espacial foi a metodologia empregada para testar a presença de conglomerados e identificar sua localização aproximada. A contextualização geográfica espacial foi feita com o modelo *Conditional Auto Regressive* (CAR) sobre o mapa do Brasil desagregado em microrregiões. A estratégia de especificação clássica foi usada para definição do modelo final, sendo escolhido o modelo de regressão de erro espacial.

Resultados: Análises espaciais de 558 microrregiões brasileiras mostraram um índice de *Moran* global para macrosomia de 0,40. Foram identificados conglomerados de microrregiões com altos percentuais de macrosomia relacionadas com vizinhos de altos percentuais nas regiões norte-nordeste do país; conglomerados de baixas frequências foram encontrados nas regiões sul-sudeste. O modelo final da regressão comprovou a presença de dependência espacial para macrosomia com as variáveis cesariana e grau de instrução mantidas no modelo.

Conclusão: As microrregiões brasileiras apresentam conglomerados com dependência espacial para macrosomia, sendo que cesariana e grau de instrução materna contribuem de forma significativa para o relacionamento espacial.

Descritores: Macrosomia, análise espacial, conglomerados, peso ao nascer.

Abstract:

Objective: To map and identify clusters of macrosomia in the Brazilian territory and to investigate their spatial autocorrelation factors.

Methods: After excluding for missing or extreme values, non-singleton pregnancies and out of hospital births, we analyzed 2.858.627 (94.5%) births from the Brazilian Live Births Information System 2004. Spatial statistics methodology was used to identify the clusters and their approximate location. The geographic contextualization was performed with the *Conditional Auto Regressive (CAR)* model over a disaggregated map of 558 Brazilian micro-regions. Classical specification strategy was used to define the final regression model with the spatial error model being chosen.

Results: Spatial analysis displayed a *Moran's I* rate of 0.40 for macrosomia. Clusters of high percentage macrosomia micro-regions were identified in the north-northeast regions of the country, and clusters with low frequencies were located in the south-southeast regions. The final regression model showed spatial dependence of macrosomia percentage with cesarean section and maternal education ($p < 0.001$).

Conclusion: Brazilian micro-regions present spatially dependent clusters of macrosomia, cesarean delivery and maternal education contributing significantly to this spatial relationship.

Keywords: Macrosomia, spatial analysis, clusters, Birth weight.

O termo macrosomia é utilizado para identificar o feto grande ou com sobrepeso. Diversos critérios podem ser aplicados para classificar o recém-nascido (RN) como macrosômico. Quando se dispõe da idade gestacional do parto pode-se usar a definição RN grande para a idade gestacional (GIG), geralmente calculado como peso do RN \geq percentil 90 para idade gestacional. Entretanto, quando isto não é possível, o mais comum é usar o peso absoluto, em geral, 4000 gramas. As diferentes taxas de macrosomia encontradas na população estão diretamente relacionadas com o critério escolhido. No entanto, fatores raciais representados pelo conjunto de caracteres somáticos transmitidos por hereditariedade tais como cor da pele, conformação do crânio e estatura também devem ser levados em consideração no tamanho do RN.

A macrosomia fetal está associada a conhecidas complicações para mães e recém-nascidos. Entre estas podemos citar a hemorragia pós-parto como resultado do parto operatório, lesões do trato genito-urinário, laceração do esfíncter anal, infecção pós-parto, eventos trombo-embólicos e acidentes anestésicos do ponto de vista materno. Quanto aos recém-nascidos, existem relatos de associações da macrosomia com distócia de ombro, fratura de clavícula, paralisia braquial, aspiração de mecônio, asfixia perinatal, seqüela neurológica, apgar diminuído e mortalidade perinatal.¹⁻⁴

Um nítido padrão de distribuição geográfica da prevalência de macrosomia pode ser observado nos estudos sobre pesos de recém-nascidos publicados entre 1981 e 2002.^{2;5} A taxa média de macrosomia nos 31 estudos envolvendo 20 países nesse período foi de 8,6 %. Nos estudos realizados em países africanos, asiáticos e latinos as taxas situaram-se abaixo da média, nos países do norte da Europa, Estados Unidos e Canadá estavam levemente acima da média, enquanto que nos países nórdicos as taxas foram de pelo menos o dobro da média geral.

A estatística espacial é uma importante ferramenta epidemiológica que liga os eventos às áreas geográficas avaliando questões relativas as suas influências regionais. Os modelos simplificados permitem identificar disparidades e iniquidades, porém,

quando os eventos são raros, abordagens mais sofisticadas da análise espacial tipo técnicas Bayesianas de máxima verossimilhança, metodologia paramétrica de reamostragem (bootstrap) e modelos penalizados de quasi-verossimilhança se tornam necessárias. A epidemiologia espacial pode ser dividida nas seguintes áreas: 1) mapeamento de doenças, onde são produzidos mapas da verdadeira distribuição geográfica da incidência da doença; 2) estudos ecológicos, que focalizam a investigação entre a incidência observada da doença e potenciais fatores de risco medidos nos grupos ao invés do indivíduo; 3) detecção de clusters, usada para identificação de áreas geográficas com risco de doença significativamente elevado ou evidenciando risco aumentado em possíveis fontes de risco e 4) monitorização e avaliação ambiental que avalia a distribuição espacial de fatores ambientais relevantes a saúde.⁶⁻⁸

Este estudo teve o objetivo de identificar a existência de clusters de macrossomia no território brasileiro e verificar a influência de fatores que contribuíram para formação de conglomerados espacialmente correlacionados.

Métodos

Os dados do ano de 2004 do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) foram usados para realização da pesquisa. Esse sistema de informações de âmbito nacional, sob a responsabilidade das Secretarias Municipais e Estaduais de Saúde, baseia-se nos dados contidos na Declaração de Nascido Vivo (DNV), documento oficial obrigatoriamente emitido pela unidade de saúde onde ocorreu o nascimento. Informações geradas a partir das declarações de nascidos vivos de 26 Unidades da Federação, mais o Distrito Federal, totalizaram 3.026.548 nascimentos no ano selecionado para execução do estudo. Após excluir 9.176 (0,3%) casos classificados como dados faltantes ou extremos, 60.352 (2,0%) casos de gestações múltiplas e 98.393 (3,3%) casos de partos não hospitalares restaram 2.858.627 (94,5%) declarações de

nascidos vivos para análise neste estudo ecológico de regressão espacial. Os arquivos importados do SINASC não possuem variáveis que permitam identificação. O autor responsável pela gerência e análise dos dados assinou termo de compromisso para utilização dos dados coletados exclusivamente para os fins previstos no protocolo de pesquisa em cumprimento à resolução n.º 196/96 do Conselho Nacional de Saúde.

Os levantamentos e as análises estatísticas foram feitos com os programas TabWin 3.2 (DATASUS, Brasil) e SPSS 12.0 (SPSS Inc., Chicago, Estados Unidos). Para realizar análises espaciais utilizamos o TerraView 3.1.3 (DPI/INPE, Brasil) no mapeamento, suavização dos percentuais e detecção dos conglomerados e o GeoDa™ 095i (Spatial Analysis Laboratory, University of Illinois, Urbana-Champaign, Estados Unidos) para a regressão espacial.

O banco de dados do SINASC é composto por um conjunto de arquivos separados por mês e ano para cada Unidade da Federação. Possui vinte e seis variáveis caracterizadas no documento “estrutura de dados do SINASC”, disponível no endereço eletrônico do DATASUS*. Utilizando a variável “peso” definimos macrosomia como recém-nascido com peso maior ou igual a 4000 gramas. Para testar associações nos modelos de regressão espacial selecionamos variáveis da seguinte forma: pós-termo foi definido utilizando a categoria 6 da variável “gestação”, isto é, idade gestacional maior do que 41 semanas. A idade materna foi categorizada em maior e menor ou igual a 20 anos de idade a partir da variável contínua “idademae” disponível no banco de dados. O grau de instrução foi dividido em duas categorias, maior ou igual e menor do que 8 anos de estudo. Cor da pele foi classificada pela variável “raça/cor” como branca, preta, amarela, parda ou indígena. Utilizamos a categoria casada da variável situação conjugal.

A estatística espacial foi a metodologia usada para testar a presença de conglomerados e identificar sua localização aproximada. A técnica de mapeamento e

* <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sinasc/dados/nov/docs/Estrutura%20SINASC%20para%20CD.pdf>
[acesso em 7 de agosto de 2007]

análise espacial foi desenvolvida a partir de um Sistema de Informações Geográficas (SIG) — Um conjunto manual ou computacional de procedimentos utilizados para armazenar e manipular dados georeferenciados.⁹ Esse sistema foi construído através de informações geográficas obtidas junto ao IBGE no site mapas interativos;* os atributos importados do IBGE foram agregadas as tabelas de dados do SINASC, originando o SIG da pesquisa.

O nível de desagregação do mapa nas 558 microrregiões geográficas¹⁰ que compõe o país foi o método de estratificação escolhido para a contextualização geográfica espacial do tema a ser estudado. Tanto as informações vetoriais, descrevendo os limites das microrregiões, como seus atributos alfanuméricos, encontravam-se em formato digital e foram importadas para os programas TerraView e GeoDa. Cada polígono, representando graficamente uma microrregião, foi associado a um registro de uma tabela de dados, onde as colunas da tabela continham os atributos da microrregião correspondente.

O método Bayesiano empírico foi empregado para estimar o risco de pequenas áreas usando informações das outras áreas que compõem a região de estudo.¹¹ Com o emprego deste método obtivemos diminuição do efeito das flutuações aleatórias não associadas ao risco e conseqüentemente mapas com percentuais suavizados que permitiram uma visualização mais informativa ao levar em conta a correlação espacial entre áreas vizinhas.¹²

As matrizes de vizinhança foram construídas por contigüidade, selecionando vizinhos somente por fronteira comum. A autocorrelação espacial foi mensurada pelo índice de *Moran* que varia de -1 a +1, quantificando o grau de autocorrelação existente, sendo positivo para correlação direta, negativo quando inversa.

O índice de *Moran* Global clássico (*Moran* 1948)¹³ pode ser expresso por:

* <http://www.ibge.gov.br/mapas/#> (Acesso em 14 de novembro de 2006)

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j W_{ij} (Z_i - \bar{Z})(Z_j - \bar{Z})}{(\sum_i \sum_j W_{ij}) \sum_k (Z_k - \bar{Z})^2}$$

Onde

n: número de áreas

z_i : valor do atributo considerado na área i

\bar{z} : valor médio do atributo na região de estudo

z_j : valor do atributo dos vizinhos do local i

w_{ij} elementos da matriz normalizada de proximidade espacial

Este índice testa se as áreas conectadas apresentam maior semelhança quanto ao indicador estudado do que o esperado num padrão aleatório.^{14;15}

Indicadores globais e locais de autocorrelação espacial foram utilizados para verificação da dependência espacial. Com o indicador global obteve-se um único valor como medida da associação espacial para todo o conjunto de dados, enquanto que, com o indicador local utilizado, criou-se a possibilidade de identificar a presença de agrupamentos.

Os modelos de regressão com efeitos espaciais são ferramentas estatísticas úteis para examinar a relação entre as variáveis. Os modelos conhecidos são o *Spatial AutoRegressive (SAR - spatial lag model)* no qual a autocorrelação espacial é atribuída à variável dependente Y e o *Conditional AutoRegressive (CAR - spatial error model)*, neste caso, os efeitos da autocorrelação espacial estão associados ao termo de erro.

A seleção dos modelos foi feita utilizando o logaritmo da máxima verossimilhança, e seus critérios de seleção podem ser expressos da seguinte forma:

- a) Razão de verossimilhança = $-2 \ln l = -2 \log \text{verossimilhança}$
- b) Critério de informação de Akaike (AIC) = $-2 \ln l + 2q$
- c) Critério bayesiano de Schwarz (BIC) = $-2 \ln l + q \log(n - p)$

em que q é o número de parâmetros de covariância; n , o número de observações; e p , o posto da matriz de incidência dos efeitos fixos no modelo, ou seja, da matriz X .^{16;17} A escolha do melhor modelo foi feita com base no menor valor do AIC ou do BIC, a diferença sendo que este último penaliza mais os modelos com grande número de parâmetros.

Utilizamos o Teste do Número Condicional para avaliar a presença de multicolinearidade, considerando o problema existente quando os valores do Número Condicional atingiram níveis superiores a 20 ou 30.^{18;19} A verificação de normalidade foi feita por visualização do histograma da variável dependente e pela estatística Jarque-Bera.¹⁸ A presença de heterocedasticidade foi analisada com os testes de Breusch-Pagan, Koenker-Bassett e com o teste robusto de White.¹⁸

Para avaliação da autocorrelação dos resíduos utilizamos os testes I de *Moran*, os Multiplicadores de Lagrange defasado (LM-lag e LM – lag robusto), os Multiplicadores de Lagrange para o erro (LM-erro e o LM – erro robusto) e o LM-SARMA que é a alternativa mais alta do modelo por conter ambos os termos, o defasado e o erro espacial.

Os efeitos espaciais foram estimados de acordo com a estratégia de especificação clássica¹⁸ e seguindo as recomendações de Florax et al.²⁰, da seguinte maneira:

Inicialmente, estimando-se os mínimos quadrados ordinários (MQO) e a seguir testando a hipótese de não dependência espacial usando os testes robustos LM-Error e LM-Lag. Se nenhum destes testes tiver significância estatística, manter o modelo dos MQO estimado, mas se ambos os testes tiverem significância, optar pela especificação cujo teste tem maior significância e se apenas um deles tiver significância estatística, optar pelo significativo.

Os modelos de regressão espacial foram testados com a variável dependente macrossomia e as demais variáveis independentes — cesariana, pós-termo, gestação em

adolescente, baixa escolaridade materna, consultas infrequentes de pré-natal (<4), situação conjugal (casada) e cor da pele da mãe branca — incluídas no modelo separadamente e em conjunto. Utilizando-se abordagem do tipo “backward”, as variáveis que apresentaram associação significativa ($p < 0,05$) foram mantidas no modelo final de regressão espacial, selecionado pelos critérios de informação AIC e BIC.

Resultados

A prevalência geral de macrossomia no Brasil, de acordo com dados do SINASC de 2004, foi de 5,1 %.

Mapeamento de doenças e suavização dos percentuais

A figura 1 apresenta os percentuais brutos e suavizados da macrossomia e da cesariana. O mapa apresentado na parte superior esquerda da figura 1 mostrou percentuais brutos de macrossomia variando de 1,4 a 20,9% com uma maior concentração das microrregiões de percentuais acima de 8% mais ao norte do país. A suavização diminuiu a amplitude do percentual para 2,3 a 17,9% com maior número de microrregiões de alta prevalência acima de 8% distribuídas mais ao norte do país. As microrregiões com altos percentuais de cesarianas concentraram-se mais ao sul do país com percentuais de 8,1 a 80,1% mudando para 9,3 a 80,1% após a suavização.

Os mapas dos percentuais brutos e suavizados de recém-nascidos pós-termo e do grau de instrução materno estão representados na figura 2. O padrão espacial de distribuição do tipo mosaico pode ser observado nos percentuais de pós-termo, praticamente sem modificações com a suavização Bayesiana. Os mapas de distribuição do grau de instrução materno mostraram uma polarização norte-sul com maior

concentração de microrregiões de percentuais mais altos das mães com menos de oito anos de estudos ao norte.

Os percentuais de cor da pele auto-referida branca e situação conjugal casada podem ser visualizadas nos mapas da figura 3. As regiões sul e sudeste apresentaram percentuais mais altos de mulheres brancas, entretanto a situação conjugal casada se distribuiu de uma maneira diferente, com uma polarização no sentido leste-oeste.

As maiores concentrações de microrregiões com percentuais de mães jovens ou que realizaram menos de quatro consultas de pré-natal podem ser observadas na figura 4. Os percentuais suavizados destas variáveis mostraram apenas discreta modificação em relação aos percentuais brutos.

Detecção de *clusters*

A análise estatística mostrou presença de autocorrelação espacial positiva para covariáveis estudadas. Os valores encontrados variaram entre 0,07 e 0,86 para o índice de *Moran* global, todos com significância estatística. A tabela 1 mostra os resultados dessas estatísticas.

O percentual de macrossomia mostrou um índice de *Moran* de 0,40 e o diagrama de espalhamento de *Moran* (figura 5) do percentual normalizado nas 558 microrregiões brasileiras teve a seguinte distribuição: no quadrante 1, onde se encontram os valores altos e as médias dos vizinhos altas havia 183 microrregiões; no quadrante 2, onde estão os valores baixos e as médias dos vizinhos baixas havia 224 microrregiões; no quadrante 3, os valores altos e médias dos vizinhos baixas representaram 98 microrregiões; e, no quadrante 4, foram encontradas 53 microrregiões com valores baixos e médias dos vizinhos altas.

A figura 6 mostra o mapa de *Moran* que permite a identificação dos conglomerados com significância estatística. A polarização norte-sul do percentual de macrossomia fica mais evidenciada neste mapa. As microrregiões com alto percentual

de macrosomia que se relacionam com vizinhos com altos percentuais de macrosomia formaram conglomerados que podem ser visualizados nas regiões norte-nordeste do país, por outro lado os conglomerados contendo microrregiões de baixos percentuais relacionadas com vizinhos também de baixos percentuais foram encontrados no sul-sudeste.

As microrregiões de alta prevalência de macrosomia relacionadas com áreas vizinhas de prevalência semelhantes localizaram-se nas regiões norte-nordeste, enquanto que as de baixa prevalência relacionadas com áreas vizinhas de baixa prevalência foram encontradas nas regiões sul-sudeste do país. Nas 78 microrregiões que compunham os conglomerados de prevalência alta-alta significativos, localizados preferencialmente nas regiões norte-nordeste, a frequência de macrosomia foi de 7,7%, enquanto que nas 145 microrregiões de prevalência de macrosomia baixa-baixa significativa, localizadas nas regiões sul-sudeste, a frequência foi de 4,2 %. Nos conglomerados de prevalência alta-alta a frequência de cesariana foi de 27,7% e nos de baixa-baixa foi de 51,1%.

Regressão espacial

A tabela 2 apresenta o resumo da regressão espacial com os critérios de informação utilizados para escolha da melhor equação. O melhor modelo encontrado foi o que utilizou a variável dependente macrosomia e as variáveis independentes, estatisticamente significativas, percentual de cesariana e grau de instrução materno menor do que oito anos de estudo. Os valores dos critérios de informação AIC e BIC foram 2261 e 2274 respectivamente. Na parte inferior desta tabela são analisados os pressupostos da regressão para multicolinearidade, normalidade e heterocedasticidade. O valor do número condicional foi de 20,3 indicando que a multicolinearidade seja pouco provável. A estatística de Jarque-Bera mostrou significância estatística, sugerindo

ausência de normalidade. Os testes para heterocedasticidade apresentaram valores baixos com significância estatística. Na parte inferior da tabela 2 são encontrados os testes para o diagnóstico da dependência espacial. O primeiro teste é o I de *Moran* para o erro com valor de 0,23 e probabilidade $< 0,0001$. Os cinco testes Multiplicadores de Lagrange mostraram significância estatística, exceto o multiplicador defasado espacialmente, LM (lag).

Para seleção da alternativa mais apropriada utilizamos estratégia clássica de especificação.^{20;21} Como os testes diagnósticos indicaram a presença de autocorrelação espacial no modelo clássico, na próxima etapa do processo de especificação procedeu-se a verificação dos testes robustos que permitiu a escolha do modelo de erro espacial (em detrimento do modelo de defasagem espacial devido a significância estatística encontrada). O resultado da regressão com o modelo de erro espacial apresentado na tabela 3 mostra valores de 2198 e 2211 nos critérios de informação de Akaike e Schwarcz. As variáveis cesariana e grau inferior de instrução materna (< 8 anos) apresentaram resultados significativos ($p = 0,002$ e $p < 0,001$ respectivamente) e foram mantidas no modelo. O diagnóstico do modelo de erro mostrou dependência espacial com valor do teste de razão de verossimilhança de 62,9 e $p < 0,001$.

Discussão

A análise epidemiológica espacial utilizada para investigar a macrosomia no Brasil, em 2004, mostrou-se capaz de identificar conglomerados com autocorrelação espacial significativa no mapa desagregado em 558 polígonos, representando as diversas microrregiões do país.

Observando-se o mapa temático da macrosomia percebe-se um padrão espacial em sua distribuição. Para evitar distorções decorrentes de valores extremos, que

poderiam resultar de um número reduzidíssimo de observações, ou seja, apenas flutuação aleatória¹³, aplicou-se o método bayesiano empírico para suavização de taxas. Este método usa informações de áreas vizinhas para diminuir o efeito das flutuações aleatórias não associadas ao risco. Aplicando esta metodologia obtivemos resultados mais claros com maior evidência do desfecho do estudo na área de mapeamento de doenças.

Áreas com as mesmas características têm propensão de se aglomerar próximas umas às outras. Esse padrão espacial de vizinhos com o mesmo desempenho foi observado nas variáveis explicativas cesariana, pós-datismo, situação conjugal, cor da pele, grau de instrução inferior, mãe adolescente e número infrequente de consultas de pré-natal. Os índices de *Moran* global atestaram a presença dessa autocorrelação espacial significativa.

A regressão espacial da macrossomia com cesariana e grau inferior de instrução mantidas no modelo mostrou dependência espacial entre as microrregiões brasileiras. A estratégia de especificação clássica²¹ para escolha do modelo final da regressão espacial indicou o uso do modelo de erro espacial e confirmou a existência de dependência espacial. Relatos de associações espaciais de cesarianas em regiões brasileiras têm sido encontrados na literatura. No município do Rio de Janeiro foi descrita forte associação de cesariana com condições sócio-econômicas da população. As áreas mais ricas apresentaram taxas de cesarianas mais altas que as áreas mais pobres, com correlação espacial significativa ($r = 0,20$; $p < 0,001$).²² A associação espacial das cesarianas descrita no estudo do Rio de Janeiro e os resultados encontrados nesta pesquisa, indicam a importância de investigar a influência das cesarianas em futuros estudos sobre análises espaciais do peso de recém-nascidos.

Algumas possíveis limitações merecem consideração. A qualidade das informações não são ideais, por se tratar de um banco de dados alimentado por diversos serviços, com poucos mecanismos de controle da consistência dos dados. Para

minimizar esse problema, limitamos a amostra aos partos hospitalares e às gestações únicas. Entretanto, Romero et al. avaliando a completitude de preenchimento das variáveis do SINASC encontraram resultados excelentes em algumas variáveis e de excelente a boa completitude em outras como peso ao nascer.²³ Em outro estudo realizado no Município do Rio de Janeiro entre 1999 e 2001, a cobertura do SINASC foi bastante elevada atingindo 96,5%.²⁴ Em um estudo mais recente sobre o preenchimento da DNV, Mello Jorge et al. verificaram que variáveis relativas à duração da gestação, tipo de gravidez e tipo de parto apresentaram valores bastante aceitáveis a partir de 1997.²⁵ De uma maneira geral, observamos que o SINASC apresentou baixas taxas de valores faltantes, com excelente padrão de completitude e consistência.

A falta de outras variáveis explicativas ou a forma inadequada de seu registro poderiam restringir as análises sobre o efeito do peso do recém-nascido. O SINASC não possui informações sobre peso materno pré-gestacional, altura, IMC pré-gravídico, ganho de peso gestacional, fumo, diabetes e hipertensão, limitando a abrangência dos resultados desta pesquisa.

Os pressupostos da regressão espacial não foram plenamente atendidos. O teste de Jarque-Bera indicou não normalidade, entretanto isto pode não ser um problema sério, porque algumas propriedades da regressão mantêm-se assintóticas mesmo sem assumir normalidade.¹⁸ A presença de multicolinearidade foi considerada pouco provável no modelo final.

Os resultados encontrados podem ser considerados relevantes em consequência do tamanho da população estudada e da abordagem espacial utilizada nas variáveis disponíveis. O presente estudo foi desenvolvido com ferramentas da epidemiologia espacial em um ambiente SIG de abrangência nacional. Com aplicação desta metodologia tivemos a oportunidade de introduzir novos elementos sobre a distribuição espacial da macrosomia no Brasil, e assim contribuir para a caracterização dos conglomerados geográficos de macrosomia e sua dependência espacial. Acreditamos

que os resultados apresentados no mapa de conglomerados e na caracterização da dependência espacial são elementos úteis para avaliar situações de saúde e planejar alocação de recursos.

Assim, concluímos que a macrosomia nas microrregiões brasileiras apresenta dependência espacial significativa com cesariana e grau inferior de instrução materna contribuindo para o relacionamento espacial. Esses resultados trazem novos elementos para o entendimento da distribuição geográfica do recém-nascido macrossômico nas regiões do Brasil.

Referências

1. Surkan PJ, Hsieh CC, Johansson AL, Dickman PW, Cnattingius S. Reasons for increasing trends in large for gestational age births. *Obstet Gynecol* 2004;104:720-26.
2. Chauhan SP, Grobman WA, Gherman RA, Chauhan VB, Chang G, Magann EF et al. Suspicion and treatment of the macrosomic fetus: a review. *Am.J.Obstet Gynecol* 2005;193:332-46.
3. Orskou J, Henriksen TB, Kesmodel U, Secher NJ. Maternal characteristics and lifestyle factors and the risk of delivering high birth weight infants. *Obstet Gynecol* 2003;102:115-20.
4. Boulet SL, Alexander GR, Salihu HM, Pass M. Macrosomic births in the united states: determinants, outcomes, and proposed grades of risk. *Am.J.Obstet Gynecol* 2003;188:1372-78.
5. Power C. National trends in birth weight: implications for future adult disease. *BMJ* 1994;308:1270-71.
6. Lawson AB. *Statistical methods in spatial epidemiology*. Sussex: John Wiley & Sons . 2001.
7. Bailey TC. *Spatial statistical methods in health*. *Cad.Saude Publica* 2001;17:1083-98.
8. Elliott P. *Spatial epidemiology methods and applications*. Oxford: Oxford University Press, 2000.
9. Aronoff S. *Geographic information systems a management perspective*. Ottawa: WDL Publications, 1989.

10. IBGE. Divisão do Brasil em mesorregiões e microrregiões geográficas. Rio de Janeiro. 1968.
11. Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* 1987;43:671-81.
12. Assuncao RM, Barreto SM, Guerra HL, Sakurai E. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cad.Saude Publica* 1998;14:713-23.
13. Carvalho MS, Câmara G., Cruz O.G., Correa V. Análise Espacial de Áreas. in Druck S.; Carvalho,M.S.; Câmara G.; Monteiro A.M.V. "Análise Espacial de Dados Geográficos". Brasília: EMBRAPA; 2004.
14. de Lima ML, Ximenes RA, de Souza ER, Luna CF, de Albuquerque MF. Análise espacial dos determinantes socioeconômicos dos homicídios no Estado de Pernambuco. *Rev.Saude Publica* 2005;39:176-82.
15. Anselin L. Under the hood Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics* 2002;27:247-67.
16. Wolfinger R. Covariance structure selection in general mixed models. *Communications in Statistics - Simulation* 1993;22:1079-106.
17. Santoro K.R., Barbosa SBP, Santos E.S., Brasil L.H.A. Uso de Funções de Covariância na Descrição do Crescimento de Bovinos Nelore Criados no Estado de Pernambuco. *R.Bras.Zootec* 2005;34:2290-97.
18. Anselin L. Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook <https://www.geoda.uiuc.edu/pdf/geodaworkbook.pdf>. 2005.
19. Zhou Y, Hallisey EJ, Freymann GR. Identifying perinatal risk factors for infant maltreatment: an ecological approach. *Int.J.Health Geogr.* 2006;5:53.
20. Florax RJGM, Folmer H, Rey SJ. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics* 2003;33:557-79.
21. Anselin L. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis* 1991;23:110-31.
22. d'Orsi E, Carvalho MS, Cruz OG. Similarity between neonatal profile and socioeconomic index: a spatial approach. *Cad.Saude Publica* 2005;21:786-94.
23. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cad.Saude Publica* 2007;23:701-14.
24. Theme Filha MM, Gama SG, Cunha CB, Leal MC. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos Hospitalares no Município do Rio de Janeiro, 1999-2001. *Cad.Saude Publica* 2004;20 Suppl 1:S83-S91.
25. Mello Jorge MH, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciênc.saúde coletiva*. 2007;12:643-54.

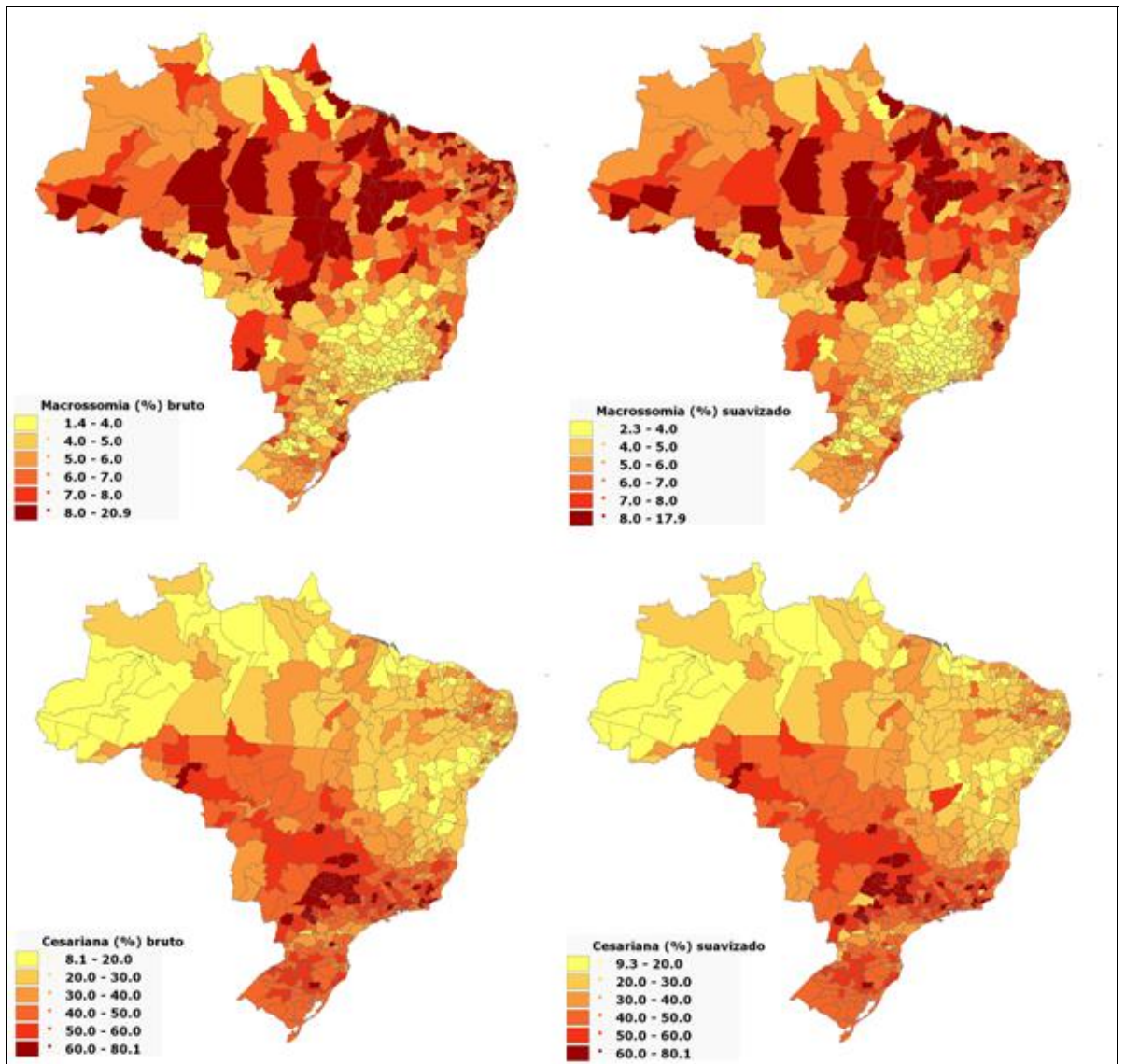


Figura 1: Mapa dos percentuais brutos e suavizados de macrosomia e cesariana entre as 558 microrregiões brasileiras.

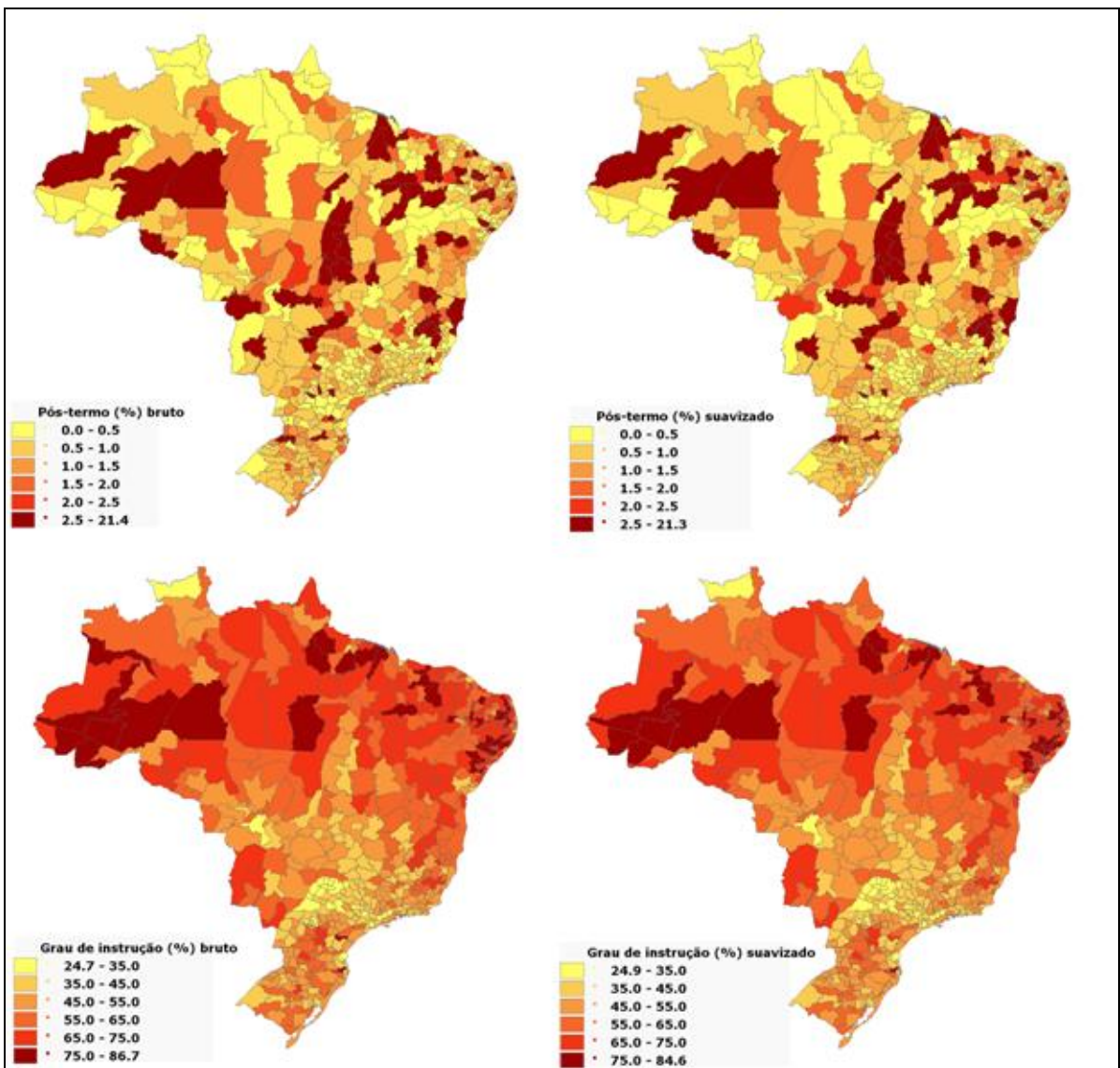


Figura 2: Mapa dos percentuais brutos e suavizados de pós-termo e grau de instrução baixo (< 8 anos) entre as 558 microrregiões brasileiras.

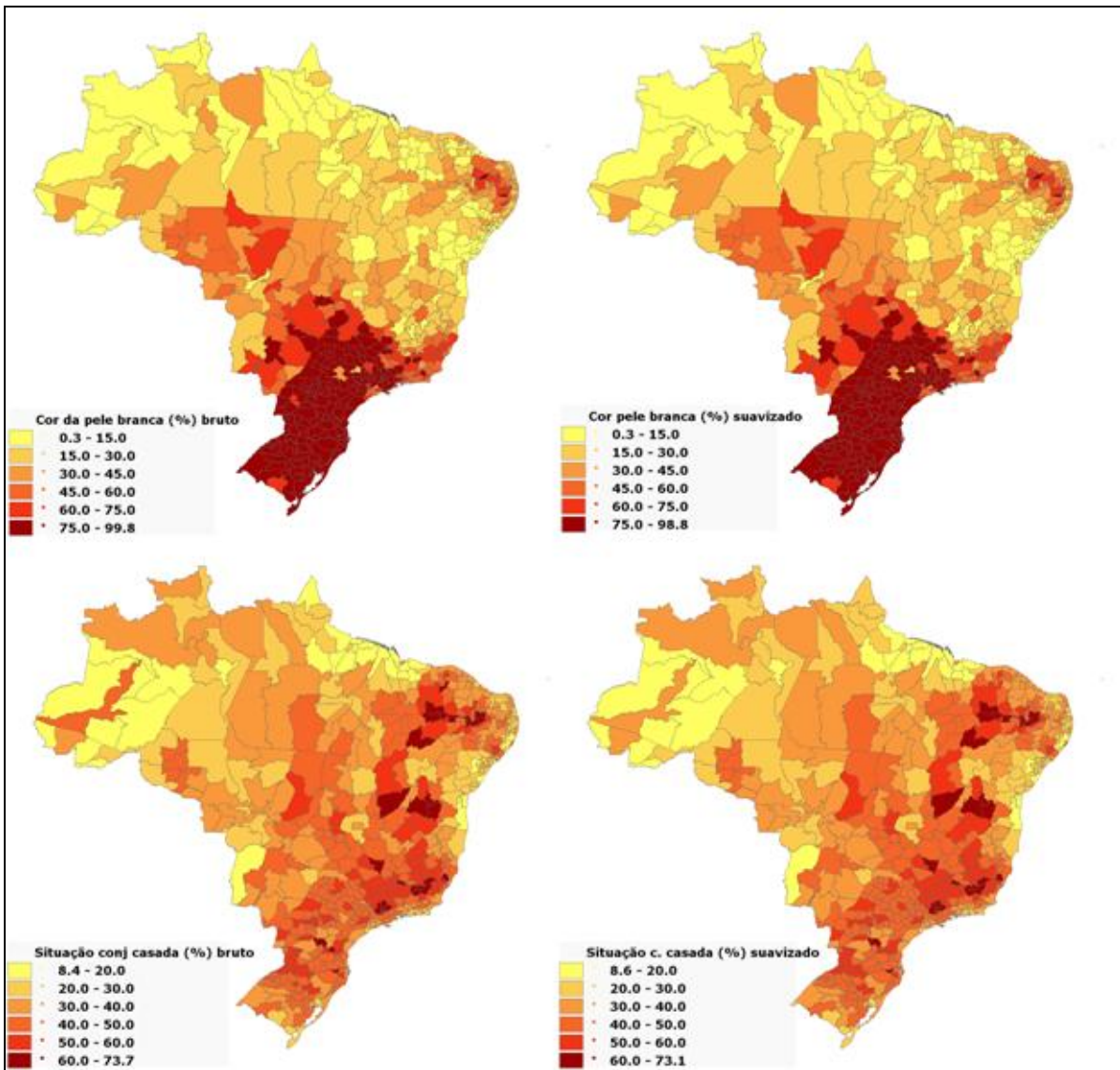


Figura 3: Mapa dos percentuais brutos e suavizados de cor da pele auto-referida (branca) e situação conjugal (casada) entre as 558 microrregiões brasileiras.

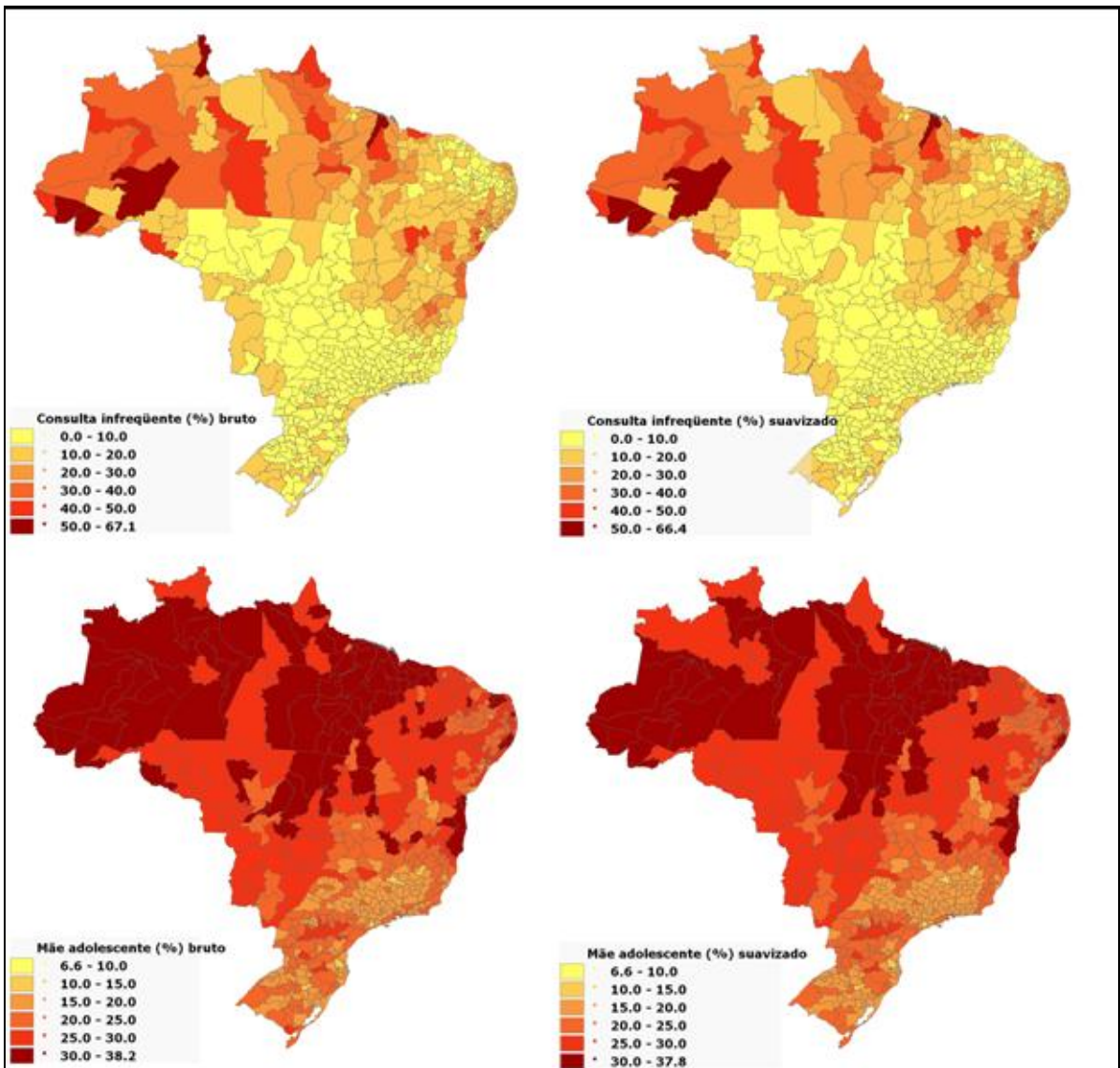


Figura 4: Mapa dos percentuais brutos e suavizados de consultas de pré-natal infrequentes (<4) e mãe adolescente (<20 anos) entre as 558 microrregiões brasileiras.

Tabela 1: Índice de *Moran* Global das covariáveis estudadas.

Percentual por microrregiões	Índice de <i>Moran</i>	Significância
Macrossomia (RN \geq 4000 gramas)	0,40	0,01
Via de parto (Cesariana)	0,75	0,01
Pós-termo (Parto > 41 semanas)	0,07	0,02
Grau de instrução inferior (< 8 anos)	0,64	0,01
Cor da pele (branca)	0,86	0,01
Situação conjugal (casada)	0,66	0,01
Consulta pré-natal infrequente (< 4)	0,68	0,01
Mãe adolescente (< 20 anos de idade)	0,73	0,01

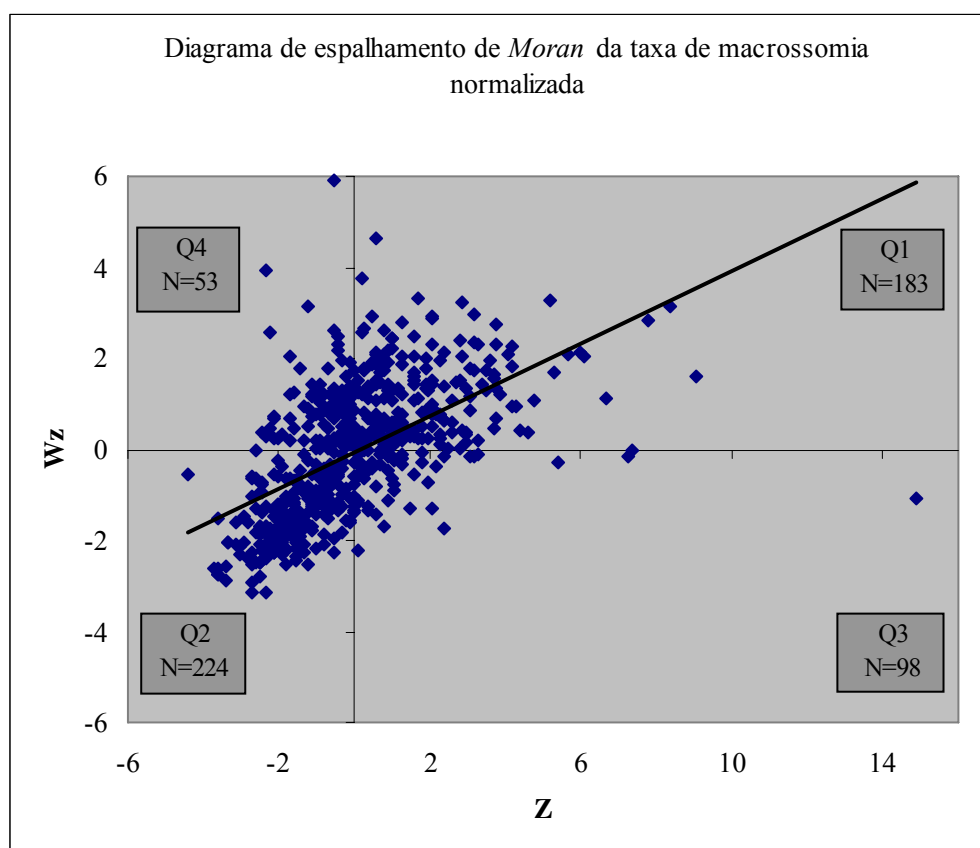


Figura 5: Diagrama de espalhamento de *Moran* do percentual de macrossomia.

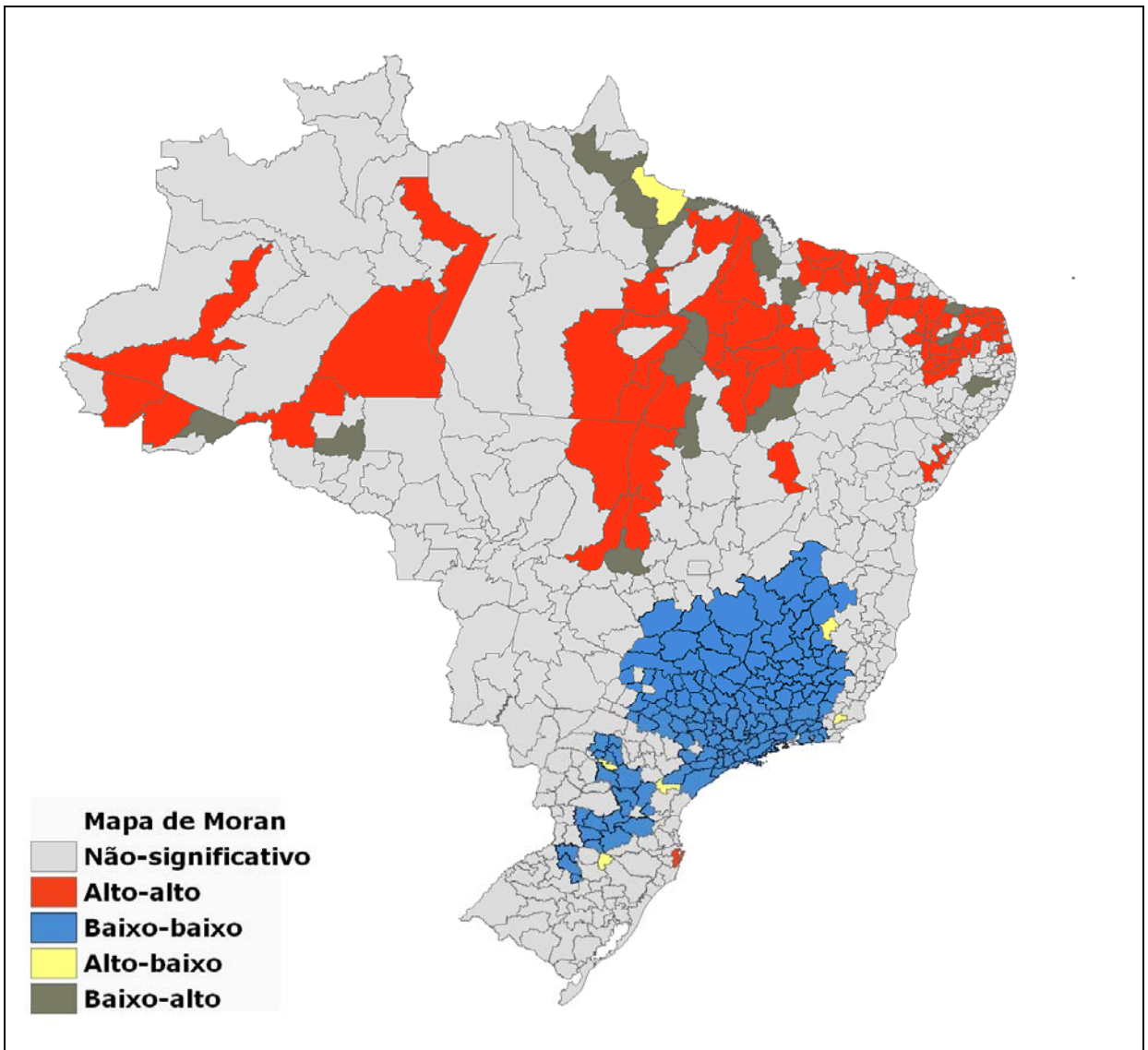


Figura 6: Mapa de *Moran* do percentual de macrossomia entre as 558 microrregiões brasileiras.

Tabela 2: Regressão espacial - Estimativas para os resultados pelo método dos mínimos quadrados ordinários do percentual de macrosomia.

Variável	Teste	MI/GL	Valor	Probabilidade
R ²			0,25	
Logaritmo da máxima verossimilhança			-1127	
Critério de informação de Akaike			2261	
Critério de Schwarz			2274	
Constante			4,9	< 0,001
Percentual elevado de cesariana			-3,1	0,002
Grau de instrução inferior (< 8 anos)			6,6	< 0,001
Diagnósticos da regressão				
Multicolinearidade	Número condicional		20,3	
Normalidade dos erros	Jarque-Bera	2	1617,8	< 0,001
Heterocedasticidade	Breusch-Pagan	2	32,2	< 0,001
	Koenker-Bassett	2	6,8	0,04
	Robusto de White	5	11,5	0,04
Diagnósticos da dependência espacial				
	Moran's I (error)	0,23	9,2	< 0,001
	Lagrange Multiplier (lag)	1	68,4	< 0,001
	Robust LM (lag)	1	0,1	0,73
	Lagrange Multiplier (error)	1	79,5	< 0,001
	Robust LM (error)	1	11,2	< 0,001
	Lagrange Multiplier (SARMA)	2	79,6	< 0,001

Tabela 3: Regressão espacial – Estimativas para os valores da regressão pelo método de máxima verossimilhança - Modelo de erro espacial do percentual de macrosomia.

Variável	Teste	GL	Valor	Probabilidade
R ²			0,35	
Logaritmo da máxima verossimilhança			-1096	
Critério de informação de Akaike			2198	
Critério de Schwarz			2211	
Constante			5,7	< 0,001
Percentual elevado de cesariana			-3,1	0,002
Grau de instrução inferior (< 8 anos)			4,5	< 0,001
LAMBDA			8,4	< 0,001
Diagnósticos da regressão				
Heterocedasticidade	Breusch-Pagan	2	56,4	< 0,001
Diagnósticos da dependência espacial				
	Razão de verossimilhança	1	62,9	< 0,001

Anexos

Anexo A - Projeto de pesquisa

PROJETO DE PESQUISA

Tendência temporal e epidemiologia espacial da macrosomia no Brasil

Autor: Luiz Carlos Seligman

Orientadores: Prof^ª. Maria Inês Schmidt e Prof^º. Bruce B. Duncan

Objetivos

Investigar a incidência da macrosomia no Brasil

Analisar sua distribuição geográfica e evolução temporal

Objetivos específicos

Descrever a magnitude da mudança na proporção de RN macrossômicos de 2000 a 2004 no Brasil

Justificativa

Um aumento da média do peso dos recém-nascidos na população é geralmente considerado um bom indicador da saúde da sociedade. Se investigado apenas pela diminuição de RN pequenos para idade gestacional (PIG) resulta em uma avaliação positiva. Entretanto, se este aumento for consequência do aumento dos RN macrossômicos (GIG) pode estar representando um problema de saúde.

Diversas complicações podem ocorrer em recém-nascidos macrossômicos: Distócia de ombro, fratura de clavícula, paralisia braquial, aspiração de mecônio, asfixia perinatal, seqüela neurológica, apgar diminuído e mortalidade perinatal.

Existem vários fatores de risco de macrossomia reconhecidos na literatura: Idade materna, cor da pele branca, situação conjugal casada, obesidade, ganho de peso gestacional excessivo, ser não-fumantes, baixo nível de ingestão de cafeína, nível educacional elevado, idade gestacional – pós-datismo, multiparidade, intervalo entre as gestações, feto do sexo masculino, macrossomia prévia, peso de nascimento materno e paterno e diabetes mellitus.

A tendência temporal da macrossomia foi avaliada em seis estudos realizados nos Estados Unidos¹, Canadá², Dinamarca³, Alemanha^{4;5}, Inglaterra e Escócia⁶, entre 1975 e 2002. Os resultados mostraram aumento gradativo da prevalência de macrossomia.

Amostra

Estatísticas vitais do Sistema Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) obtidas com declarações de nascidos vivos de 2000 a 2004 em todo Brasil.

Delineamento

Estudo de série temporal e epidemiologia espacial

Medidas

Idade materna

Idade gestacional

Peso do recém-nascido

Sexo

Via de parto

Paridade

Nº de consultas

Gestação múltipla

Data de nascimento

Ano calendário de nascimento

Município de nascimento

Município de ocorrência

Microrregiões

Unidades de Saúde e hospitais

Distâncias

Renda familiar e os domicílios

Situação conjugal

Raça (Cor da pele)

Grau de instrução

Estatísticas

Descritivas

Números absolutos e percentuais

Média e desvio padrão

Analíticas

Coefficientes de correlação e determinação

Critérios de seleção espacial

Estrutura

Estatística temporal e espacial

Programas

TabWin 3.2

SPSS 12.0

GeoDa™ 095i

Questões éticas

O autor do projeto responsável pela gerência e coleta dos dados deverá assinar um termo de compromisso em cumprimento à resolução nº. 196/96 do Conselho Nacional de Saúde comprometendo-se a utilizar os materiais e dados coletados exclusivamente para os fins previstos no protocolo de pesquisa.

Cronograma Básico

	2004	2005	2006	2007
Revisão da literatura	X	X	X	X
Elaboração do projeto	X			
Obtenção dos dados		X		
Pesquisa dos softwares		X	X	
Organização da base de dados		X	X	X
Análise dos dados			X	X
Redação dos artigos				X
Defesa da tese				X

Referências

1. Chauhan SP, Grobman WA, Gherman RA, Chauhan VB, Chang G, Magann EF et al. Suspicion and treatment of the macrosomic fetus: a review. *Am.J.Obstet Gynecol* 2005;193:332-46.
2. Kramer MS, Morin I, Yang H, Platt RW, Usher R, McNamara H et al. Why are babies getting bigger? Temporal trends in fetal growth and its determinants. *J.Pediatr.* 2002;141:538-42.
3. Orskou J, Kesmodel U, Henriksen TB, Secher NJ. An increasing proportion of infants weigh more than 4000 grams at birth. *Acta Obstet Gynecol Scand* 2001;80:931-36.
4. Bergmann RL, Richter R, Bergmann KE, Plagemann A, Brauer M, Dudenhausen JW. Secular trends in neonatal macrosomia in Berlin: influences of potential determinants. *Paediatr.Perinat.Epidemiol.* 2003;17:244-49.
5. Wollschlaeger K, Nieder J, Koppe I, Hartlein K. A study of fetal macrosomia. *Arch.Gynecol Obstet* 1999;263:51-55.
6. Power C. National trends in birth weight: implications for future adult disease. *BMJ* 1994;308:1270-71.

Anexo B – Estrutura do SINASC

Estrutura de Dados SINASC

Secretaria de Vigilância em Saúde / MS 1
ESTRUTURA DO SINASC PARA O CD-ROM

<http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sinasc/dados/nov/docs/Estrutura%20SINASC%20para%20CD.pdf>

Os arquivos são DBF e estão compactados na forma de DBC. Para descompactá-los, ou expandi-los utilize o TABWIN, opção Arquivos Comprime/Expande arquivos DBF. Os campos dos arquivos são os seguintes:

CAMPO	NOME	TIPO/TAM	DESCRIÇÃO
1	NúmeroDN	C(08)	Número da DN, seqüencial por UF informante e por ano
2	LOCNASC	C(01)	Local de ocorrência do nascimento, conforme a tabela: 0: Ignorado 1: Hospital 2: Outro Estab Saude 3: Domicílio 4: Outro
3	CODESTAB	C(09)	Código de estabelecimento
4	CODBAINASC	C(03)	Código Bairro nascimento
5	CODMUNNASC	C(07)	Município de ocorrência, em codificação idêntica a de CODMUNRES, conforme tabela TABMUN.
6	IDADEMAE	C(02)	Idade da mãe em anos.
7	ESTCIVMAE	C(01)	Estado civil, conforme a tabela: 1: Solteiro 2: Casado 3: Viuvo 4: Separado judicialmente 9: Ignorado
8	ESCMAE	C(01)	Escolaridade, anos de estudo concluídos: 1: Nenhum 2: 1 a 3 anos 3: 4 a 7 anos 4: 8 a 11 anos 5: 12 e mais 9: Ignorado
9	CODOCUPMAE	C(05)	Ocupação, conforme a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO)
10	QTDFILVIVO	C(02)	Número de filhos vivos.
11	QTDFILMORT	C(02)	Número de filhos mortos, ignorados, não incluindo o próprio.
12	CODMUNRES	C(07)	Município de residência, em codificação idêntica a de CODMUNOCOR, conforme tabela TABMUN
13	GESTACAO	C(01)	Semanas de gestação, conforme as tabelas: 9: Ignorado 1: Menos de 22 semanas 2: 22 a 27 semanas 3: 28 a 31 semanas 4: 32 a 36 semanas 5: 37 a 41 semanas 6: 42 semanas e mais
14	GRAVIDEZ	C(01)	Tipo de gravidez, conforme a tabela: 9: Ignorado 1: Única

			2: Dupla
			3: Trípla e mais
15	PARTO	C(01)	Tipo de parto, conforme a tabela:
			9: Ignorado
			1: Vaginal
			2: Cesáreo
16	CONSULTAS	C(01)	Número de consultas de pré-natal:
			1: Nenhuma
			2: de 1 a 3
			3: de 4 a 6
			4: 7 e mais
			9: Ignorado
17	DTNASC	C(08)	Data do nascimento, no formato ddmmaa
18	SEXO	C(01)	Sexo, conforme a tabela:
			0: Ignorado, não informado
			1: Masculino
			2: Feminino
19	APGAR	1(02)	Apgar no primeiro minuto
			00 a 10
20	APGAR	5(02)	Apgar no quinto minuto
			00 a 10
21	RACACOR	C(01)	Raça/Cor:
			1: Branca
			2: Preta
			3: Amarela
			4: Parda
			5: Indígena
22	PESO	C(04)	Peso ao nascer, em gramas.
23	IDANOMAL		1: Com anomalia
			2: Sem anomalia
24	CODANOMAL	(0C04)	Código de malformação congênita ou anomalia cromossômica, de acordo com a CID-10

Anexo C - Termo de compromisso

Termo de compromisso para utilização dos dados

Título do projeto: **Tendência temporal e epidemiologia espacial da macrosomia no Brasil**

Autor: Luiz Carlos Seligman

Em cumprimento à resolução nº. 196/96 do Conselho Nacional de Saúde o autor do presente projeto se compromete a utilizar os materiais e dados coletados exclusivamente para os fins previstos no protocolo de pesquisa. Concorde, igualmente, que as informações serão utilizadas única e exclusivamente com finalidade científica, de maneira ética e responsável.

Luiz Carlos Seligman