

UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE MEDICINA SOCIAL

**MORBI-MORTALIDADE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: ASSOCIAÇÃO
COM INDICADORES SÓCIO-ECONÔMICOS E DE ASSISTÊNCIA À SAÚDE.
UM ESTUDO MULTINÍVEL**

Luciana Tricai Cavalini

Tese apresentada como requisito parcial para
obtenção do grau de Doutor em Saúde
Coletiva, área de concentração em
Epidemiologia, do Instituto de Medicina Social
da Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Orientador: Prof. Dr. Antônio Carlos Ponce de Leon
Rio de Janeiro
2005

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

UNIVERSIDADE DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE MEDICINA SOCIAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM SAÚDE COLETIVA

Área de Concentração:

Epidemiologia

TESE DE DOUTORAMENTO EM SAÚDE COLETIVA

**MORBI-MORTALIDADE NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: ASSOCIAÇÃO
COM INDICADORES SÓCIO-ECONÔMICOS E DE ASSISTÊNCIA À SAÚDE.
UM ESTUDO MULTINÍVEL**

Luciana Tricai Cavalini

Orientador: Prof. Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon (PhD.)

BANCA EXAMINADORA:

- Prof. Mário Francisco Giani Monteiro
- Prof. Joaquim Gonçalves Valente
- Prof. Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon (**Coordenador**)
- Prof. Christovam Castro Leite Barcellos
- Prof. Alexandre Marinho

Rio de Janeiro

2005

Reconhecimento

Este trabalho originou-se das reflexões possibilitadas pelo convívio acadêmico com alguns pesquisadores no campo da saúde. Configuram-se como sementes indispensáveis das idéias que aqui germinaram, de forma especial, a participação em projetos na área de economia da Saúde, sob a coordenação de Alexandre Marinho, no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; no projeto “Processo Alocativo e Redução das Desigualdades Regionais: Equidade na Gestão do Sistema Único de Saúde”, coordenado por Patrícia Ribeiro Tavares Lucchese; e no “Estudo da Carga de Doença no Brasil”, coordenado por Joaquim Gonçalves Valente, os dois últimos desenvolvidos na Escola Nacional de Saúde Pública da Fundação Oswaldo Cruz. Nenhum desses convívios teria ocorrido sem a generosa acolhida em sua equipe de assistentes de pesquisa, logo ao fim do mestrado, provida por Maria do Carmo Leal.

João Roberto Maia da Cruz tem orientado meu pensamento para as questões centrais da contemporaneidade, através do compartilhamento de uma visão de mundo na qual o viés materialista histórico é o método de análise de eleição. Quando pesa excessivamente sobre nós o diagnóstico de que “o mundo é errado”, nossas estratégias escapistas são tão prazerosas quanto possível. Seria muito mais difícil percorrer o caminho de uma vida sem perspectivas de vislumbre de uma sociedade melhor, se não houvesse a proposta dessa salutar alternância.

Israel Figueiredo Júnior tem promovido o resgate da minha esperança na vida acadêmica através do exercício sistemático, que não abre mão de uma bem-vinda *nonchalance*, do “espírito de liberdade”. O desafio de pensar, com objetivos de alto nível acadêmico, coisas contraditórias entre si – uma necessidade nestes tempos obscuros (Umberto Eco) – e a ousadia de permitir que o caos seja criador, em meio ao pesadelo kafkiano de nossas instituições, têm sido exercícios adoravelmente proveitosos, que fazem os poucos meses de convivência terem valor de anos.

Antonio Carlos Monteiro Ponce de Leon foi um orientador dos sonhos de qualquer pós-graduando. *Words don't come easy*.

Nos raríssimos momentos em que a este trabalho incorporaram-se a insegurança ou o cansaço, a obra, a postura acadêmica e a figura humana do sociólogo Francisco de Oliveira foram alento e incentivo.

O desenvolvimento desta tese contou com o apoio financeiro da Fundação Carlos Chagas de Apoio à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro.

Sumário

Reconhecimento	iii
Sumário	iv
Lista de Tabelas	viii
Lista de Siglas	x
Lista de Abreviaturas	xii
Resumo	xiii
Abstract	xv
Lista de Anexos	xvii
1. Introdução	21
2. Objetivo	27
2.1. Objetivo geral	27
2.2. Objetivos específicos	27
2.2.1. Objetivo do Artigo 1	27
2.2.1. Objetivo do Artigo 2	27
3. Artigo 1: Sistemas de Informação em Saúde do Brasil: informações incompletas e estratégias de correção (<i>Health Information Systems in Brazil: incomplete information and correction strategies</i>)	28
3.1. Resumo	28
3.2. Abstract	29
3.3. Introdução	30
3.3.1. Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)	31
3.3.2. Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS)	32
3.3.3. Métodos de correção de sub-registro e redistribuição de causas mal definidas.	33
3.4. Método	35
3.4.1. Correção de sub-registro do SIM	35
3.4.2. Redistribuição das causas mal definidas do SIM e SIH-SUS	38
3.5. Resultados	42
3.5.1. Correção do sub-registro do SIM	42
3.5.2. Redistribuição dos óbitos com causas mal definidas do SIM	44

3.5.3. <i>Redistribuição das internações hospitalares com causas mal definidas do SIH-SUS – por Capítulo e por agrupamento diagnóstico nos Capítulos I e IV da CID-10</i>	48
3.6. Discussão	48
3.7. Conclusões	55
3.8. Referências Bibliográficas	56
4. Artigo 2: Morbi-mortalidade nos municípios brasileiros: associação com indicadores sócio-econômicos e de assistência à saúde. Um estudo multinível (<i>Morbidity and mortality in Brazilian municipalities: association with socioeconomic and health care indicators. A multilevel study</i>)	62
4.1. Resumo	62
4.2. Abstract	63
4.3. Introdução	64
4.4. Método	67
4.4.1. <i>Desenho do estudo</i>	67
4.4.2. <i>Variáveis de desfecho: indicadores de morbi-mortalidade</i>	70
4.4.2.1. <i>Taxas de mortalidade específica por Doenças Infecciosas e Parasitárias, Neoplasias e por Doenças do Aparelho Circulatório</i>	70
4.4.2.2. <i>Taxas de hospitalização por doenças sensíveis ao tratamento ambulatorial (DSTAs)</i>	71
4.4.3. <i>Variáveis independentes e fontes de dados no nível do município</i>	72
4.4.3.1. <i>População</i>	72
4.4.3.2. <i>Escolaridade</i>	73
4.4.3.3. <i>Renda e distribuição de renda</i>	74
4.4.3.4. <i>Infra-estrutura</i>	75
4.4.3.5. <i>Autonomia financeira em saúde</i>	75
4.4.3.6. <i>Cobertura de serviços de prevenção primária</i>	76
4.4.3.7. <i>Cobertura de serviços de atenção primária</i>	76
4.4.3.8. <i>Cobertura de serviços ambulatoriais de média/alta complexidade</i>	77
4.4.3.9. <i>Cobertura de serviços hospitalares gerais e de alta complexidade</i>	78

4.4.3.10. Recursos humanos em saúde	78
4.4.4. <i>Variáveis independentes no nível de mesorregião</i>	79
4.4.4.1. Indicadores de urbanização	79
4.4.4.2. Indicadores de regionalização da assistência	79
4.4.5. <i>Variáveis independentes no nível de Unidade da Federação</i>	80
4.4.5.1. Indicadores de gestão política da saúde	80
4.4.6. <i>Transformação das variáveis independentes</i>	81
4.4.7. <i>Referenciamento espaço-temporal dos indicadores</i>	81
4.4.8. <i>Diagnóstico de colinearidade</i>	82
4.4.9. <i>Estratégias de análise</i>	83
4.4.9.1. Especificação do modelo	83
4.4.9.2. Procedimento de estimativa dos parâmetros do modelo	84
4.4.9.3. Definição da hierarquia das variáveis independentes	85
4.4.9.4. Árvore de decisão para a manutenção de variáveis e dos níveis	85
4.5. Resultados	86
4.5.1. <i>Resultados gerais</i>	86
4.5.2. <i>Taxa de mortalidade padronizada por Doenças Infecciosas e Parasitárias</i>	86
4.5.3. <i>Taxa de mortalidade padronizada por Neoplasias</i>	87
4.5.4. <i>Taxa de mortalidade padronizada por Doenças do Aparelho Circulatório</i>	90
4.5.5. <i>Taxa de internação padronizada por doenças infecciosas intestinais</i>	90
4.5.6. <i>Taxa de internação padronizada por diabetes mellitus</i>	93
4.6. Discussão	93
4.7. Conclusões	100
4.8. Referências Bibliográficas	102
5. Conclusões Gerais	116
6. Referências Bibliográficas (não citadas nos Artigos)	119
Anexo 1. Mapas de distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional em conglomerados. Macrorregiões do Brasil, 2001.	122

Anexo 2. Tabelas contendo óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária e Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil, 2001.	162
--	------------

Lista de Tabelas

Tabela 1.1. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo faixa etária e macrorregião. Brasil, 2001.	43
Tabela 1.2. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo causa de óbito e macrorregião. Brasil, 2001.	45
Tabela 1.3. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo Unidade da Federação e mesorregiões (que incluem e não incluem a capital). Brasil, 2001.	46
Tabela 1.4. Mortalidade proporcional (%) por causas bem definidas, antes e após a redistribuição das causas mal definidas de morte, segundo macrorregião. Brasil, 2001.	47
Tabela 1.5. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por causas bem definidas, antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.	49
Tabela 1.6. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por agrupamentos de causas bem definidas referentes ao Capítulo I (Algumas doenças infecciosas e parasitárias), antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.	50
Tabela 1.7. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por agrupamentos de causas bem definidas referentes ao Capítulo IV (Doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas), antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.	51
Tabela 2.1. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Doenças Infecciosas e Parasitárias e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.	88
Tabela 2.2. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Neoplasias e variáveis	

sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001. 89

.....

Tabela 2.3. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Doenças do Aparelho Circulatório e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001. 91

.....

Tabela 2.4. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de internação padronizada por doenças infecciosas intestinais e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001. 92

Tabela 2.5. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de internação padronizada por diabetes mellitus e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001. 94

.....

Lista de Siglas

AIH – Autorização de Internação Hospitalar

AMS – Pesquisa Assistência Médico-Sanitária

CID-10 – 10ª Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde

CNES – Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde

DATASUS – Departamento de Informação e Informática do SUS

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

INAMPS – Instituto Nacional de Assistência Médica da Previdência Social

Inca – Instituto Nacional de Câncer

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

NOAS – Norma Operacional de Assistência à Saúde

OMS – Organização Mundial da Saúde

OPAS – Organização Panamericana da Saúde

PAB – Pacto de Atenção Básica

PACS – Programa de Agentes Comunitários de Saúde

PMDB – Partido do Movimento Democrático Brasileiro

PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento

PPI-ECD – Programação Pactuada e Integrada de Epidemiologia e Controle de Doenças

PSDB – Partido Social Democrata Brasileiro

PSF – Programa de Saúde da Família

RIPSA – Rede Interagencial de Informações para a Saúde

SEADE - Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados

SIAB – Sistema de Informações sobre Atenção Básica

SIA-SUS – Sistema de Informações Ambulatoriais do SUS

SIH-SUS – Sistema de Informações Hospitalares do SUS

SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade

SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos

SIOPS – Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde

SI-PNI – Sistema de Informações do Programa Nacional de Imunizações

SPSS – Statistical Package for Social Sciences

SUS – Sistema Único de Saúde

TSE – Tribunal Superior Eleitoral

Unicamp – Universidade Estadual de Campinas

WHO – World Health Organization

Lista de Abreviaturas

D. – Doenças

DO – Declaração de Óbito

DSTAs – Doenças Sensíveis ao Tratamento Ambulatorial

IC 95% – Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística

Inc. – Incorporation

n^{os} – Números

PIB – Produto Interno Bruto

PQL – Penalized Quase-Likelihood

RIGLS – Restricted Iterative Generalised Least Squares

RTI – Razão de Taxas de Internação

RTM – Razão de Taxas de Mortalidade

s/d – sem data

SIS – Sistemas de Informação em Saúde

SNC – Sistema Nervoso Central

UF – Unidade da Federação

Resumo

A desigualdade sócio-econômica no Brasil apresenta reflexos no setor saúde. A distribuição de serviços e da complexidade do setor apresenta é análoga à dos bens sociais em geral, acompanhando o vetor de desenvolvimento econômico do país. Dada a magnitude das disparidades sociais observadas, é possível levantar a hipótese de que os indicadores de assistência à saúde, assim como os sócio-econômicos, apresentam-se associados a desfechos coletivos em saúde. A análise deste fenômeno exige a observação dos princípios norteadores do Sistema Único de Saúde, relacionados ao território, como a municipalização, a hierarquização e a regionalização. O objetivo deste estudo foi o de analisar a associação entre indicadores sócio-econômicos e de assistência a saúde e alguns indicadores de morbi-mortalidade selecionados. Realizou-se um estudo ecológico multinível, tendo como unidade de observação a totalidade dos municípios brasileiros em 2001. Foram obtidas as taxas de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, neoplasias e doenças do aparelho circulatório, e as taxas de internação por doenças infecciosas intestinais e diabetes mellitus. A fonte de dados destes indicadores foram o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS). Para permitir o cálculo mais preciso dos indicadores, de forma a verificar a magnitude real das suas diferenças entre os municípios, corrigiu-se o sub-registro do SIM e redistribuiu-se os óbitos e internações por causas mal definidas de ambos os Sistemas, através da estimativa de eventos para pequenas áreas baseada nos estimadores bayesianos empíricos de James-Stein. Obteve-se uma correção de sub-registro para o SIM de 5,85%, mais concentrada nas Regiões Norte e Nordeste, em causas perinatais e mal definidas, e nos extremos de idade. A redistribuição das causas mal definidas de óbito alterou a mortalidade proporcional por causa nas Regiões Norte e Nordeste, enquanto que o mesmo procedimento para o SIH-SUS não promoveu mudanças significativas na morbidade hospitalar proporcional. Após a obtenção dos indicadores de morbi-mortalidade corrigidos por este método, foram especificados, para cada indicador, um modelo de regressão de Poisson em três níveis: município, mesorregião e Unidade da Federação. Os resultados identificaram, em termos gerais: (a) existência de variância para o segundo e terceiro níveis; (b) presença de variáveis sócio-econômicas e assistenciais associadas a

todos os desfechos; (c) predominância de associações relacionadas ao nível municipal; (d) a infra-estrutura geral e de serviços de saúde de maior complexidade associadas diretamente aos indicadores relacionados ao estágio mais avançado do processo de transição demográfico-epidemiológica; (e) indícios de adequação da implementação do Programa de Saúde da Família em função de sua população alvo, sem identificação de impacto sobre o perfil epidemiológico correspondente; (f) sugestão de efeitos relacionados à definição política no nível de gestão municipal sobre a morbi-mortalidade. As implicações dos fenômenos observados são discutidas à luz dos marcos fundadores do Sistema Único de Saúde e das necessidades atuais de sua gestão.

Abstract

Socioeconomic inequity in Brazil has reflections on health sector. The sector's services and complexity distribution is analogous to the general social goods, flowing the country economic development vector. The size of social disparities observed makes possible the hypothesis statement of association among socioeconomic and health care indicators and community health outcomes. The analysis of this process requires observation of basic principles of Unique Health System related to territory, as municipality, hierarchy and region-centered policies. The objective of this study was to analyze the association among socioeconomic and health care indicators and some morbidity and mortality indicators. An ecological multilevel study was performed, taking as observation units all Brazilian municipalities for the year 2001. Infectious diseases, neoplasm and circulatori disease mortality rates, and infectious bowel diseases and diabetes mellitus hospitalization rates were obtained. The source of data for these indicators was the Mortality Information System (MIS) and the Hospital Information System (HIS). In order to obtain more precise rates, and verify the real size of differences within municipalities, the MIS under-registration was corrected and the deaths and hospital admissions with undefined causes were redistributed, using the James-Stein empirical Bayes estimators for event counts in small areas. The MIS under-registration was corrected in 5.85%, more concentrated in Northern and Northeastern Regions, for neonatal and undefined causes of death, and for extremes of age. The undefined causes of death redistribution has altered the proportional mortality for Northern and Northeastern Regions, while the same procedure for HIS caused no significant changes in hospital proportional morbidity. After morbidity and mortality indicators were corrected by this method, Poisson multilevel regression models were specified for three levels: municipality, mesorregion and State. Results showed, in general terms: (a) variance was identified for second and third levels; (b) socioeconomic and health care variables were associated to all outcomes; (c) predominance of associations for the municipality level; (d) general and high complexity health care infrastructure were directly associated to indicators related to late stage of demographic and epidemiologic transition process; (e) suggestion of adjustment in Health Family Program implementation for its target population, with no impact over the respective epidemiologic

profile; (f) suggestion of effects related to politics definition at the municipality policy level over the morbidity and mortality. The implications for observation of these phenomena are discussed under the light of foundation remarks of Unique Health System and its policy-definition present needs.

Lista de Anexos

Anexo 1. Mapas de distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional em conglomerados. Macrorregiões do Brasil, 2001.	122
Mapa 1. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 1 a 4. Região Norte, 2001.	123
Mapa 2. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 5 a 8. Região Norte, 2001.	124
Mapa 3. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 9 a 12. Região Norte, 2001.	125
Mapa 4. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 13 a 16. Região Norte, 2001.	126
Mapa 5. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 17 a 20. Região Norte, 2001.	127
Mapa 6. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 21 a 24. Região Norte, 2001.	128
Mapa 7. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 25 a 28. Região Nordeste, 2001.	129
Mapa 8. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 29 a 33. Região Nordeste, 2001.	130
Mapa 9. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 34 a 38. Região Nordeste, 2001.	131
Mapa 10. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 39 a 43. Região Nordeste, 2001.	132
Mapa 11. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 44 a 48. Região Nordeste, 2001.	133
Mapa 12. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 49 a 53. Região Nordeste, 2001.	134
Mapa 13. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 54 a 58. Região Nordeste, 2001.	135

Mapa 14. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 59 a 63. Região Nordeste, 2001.	136
Mapa 15. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 64 a 68. Região Nordeste, 2001.	137
Mapa 16. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 69 a 73. Região Nordeste, 2001.	138
Mapa 17. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 74 a 78. Região Nordeste, 2001.	139
Mapa 18. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 79 a 83. Região Sudeste, 2001.	140
Mapa 19. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 84 a 88. Região Sudeste, 2001.	141
Mapa 20. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 89 a 93. Região Sudeste, 2001.	142
Mapa 21. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 94 a 98. Região Sudeste, 2001.	143
Mapa 22. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 99 a 103. Região Sudeste, 2001.	144
Mapa 23. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 104 a 108. Região Sudeste, 2001.	145
Mapa 24. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 109 a 113. Região Sudeste, 2001.	146
Mapa 25. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 114 a 118. Região Sudeste, 2001.	147
Mapa 26. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 119 a 123. Região Sudeste, 2001.	148
Mapa 27. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 124 a 127. Região Sudeste, 2001.	149

Mapa 28. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 128 a 131. Região Sul, 2001.	150
Mapa 29. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 132 a 135. Região Sul, 2001.	151
Mapa 30. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 136 a 139. Região Sul, 2001.	152
Mapa 31. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 140 a 143. Região Sul, 2001.	153
Mapa 32. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 144 a 147. Região Sul, 2001.	154
Mapa 33. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 148 a 151. Região Sul, 2001.	155
Mapa 34. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 152 a 155. Região Sul, 2001.	156
Mapa 35. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 156 a 159. Região Sul, 2001.	157
Mapa 36. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 160 a 163. Região Centro-Oeste, 2001.	158
Mapa 37. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 164 a 167. Região Centro-Oeste, 2001.	159
Mapa 38. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 168 a 171. Região Centro-Oeste, 2001.	160
Mapa 39. Distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional nos conglomerados n ^{os} 172 a 176. Região Centro-Oeste, 2001.	161

Anexo 2. Tabelas contendo óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária e Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil, 2001.	162
Tabela 1a. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária. Mesorregiões do Brasil (Região Norte), 2001.	163
Tabela 1b. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária. Mesorregiões do Brasil (Região Nordeste), 2001. ..	169
Tabela 1c. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária. Mesorregiões do Brasil (Região Sudeste), 2001.	175
Tabela 1d. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária. Mesorregiões do Brasil (Região Sul), 2001.	181
Tabela 1e. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por faixa etária. Mesorregiões do Brasil (Região Centro-Oeste e Total), 2001.	187
Tabela 2a. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil (Região Norte), 2001.	193
Tabela 2b. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil (Região Nordeste), 2001.	200
Tabela 2c. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil (Região Sudeste), 2001.	207
Tabela 2d. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil (Região Sul), 2001.	214
Tabela 2e. Óbitos registrados, óbitos corrigidos e percentual de correção de sub-registro do SIM por Capítulo da CID-10. Mesorregiões do Brasil (Região Centro-Oeste e Total), 2001.	221

1. Introdução

O Brasil mantém, historicamente, uma concentração de renda entre as mais desiguais do planeta, vinculada a uma longa herança de exclusão social de elevadas proporções da população. Esta situação ocorre a despeito do país apresentar um Produto Interno Bruto (PIB) suficiente para o situar entre os *países de renda média*, o que poderia proporcionar condições favoráveis para o implemento de políticas sociais redistributivas (Neri, 2000). Entretanto, tais políticas encontram-se em fase incipiente de implementação, ou apresentam baixa eficiência (Pochman & Barbosa, 2004). Dessa forma, o Brasil não progride em direção a alguma forma de Estado de Bem-Estar Social – compreendendo este como a adoção, por parte de um Estado nacional, de políticas de serviços sociais universais e pleno emprego (Anderson, 1996) –, mas foi palco evidente, durante o Século XX, de um processo inconcluso – talvez retrocedente – de conquistas na área de seguridade social (Boschetti, 2003; Marques, Batich & Mendes, 2003).

Em função das características do seu processo de produção, o Brasil apresenta uma inserção periférica e dependente na economia globalizada contemporânea, inserção essa provavelmente irreversível e permanente (Oliveira, 2003). A resposta dos gestores da economia aos problemas advindos dessa posição do país no cenário internacional tem sido, até esse momento, o aprofundamento da dependência econômica com vistas à obtenção e manutenção da estabilidade monetária e fiscal, solicitando-se, em contrapartida, a aceleração das reformas liberais (Comblin, 1999, Therborn, 2000, Fiori, 2001). Estas reformas contrapõem-se aos longos processos de luta e conquista na área de seguridade social, que resultaram nos capítulos referentes à saúde e à seguridade social na Constituição de 1988 (Noronha & Soares, 2001). Esse contexto de avanço neoliberal *versus* o esforço de universalização da seguridade social – em que se destaca a saúde – defendida por largos setores da sociedade mantém-se, no início do século XXI, em estado de equilíbrio instável.

Esse breve panorama pretende identificar a potencialidade e a necessidade de estudos abrangentes sobre o processo de implementação de um modelo de seguridade social no Brasil, e os desfechos sobre a saúde da população potencialmente decorrentes deste processo, considerando-se, na análise, a conformação heterogênea do perfil sócio-econômico da população brasileira, baseando-se na hipótese de que, no atual cenário social

brasileiro, recuos na cobertura da seguridade social pública provavelmente impactariam nas condições de saúde no país.

A partir do início da década de 1990, entra em vigência no Brasil o Sistema Único de Saúde (SUS), produto de um movimento que fez parte do processo político de redemocratização do país, conhecido como Reforma Sanitária. Este movimento lançou as bases para a elaboração e implementação do SUS, e se mantém, ainda que parcialmente, como diretriz política do sistema (Teixeira, 1986; Bosi & Affonso, 1998). Este sistema se baseia, em seus princípios norteadores, na gratuidade, universalidade e integralidade das ações, com gestão descentralizada e única em cada esfera governamental (União, Unidades da Federação e Municípios) e participação popular via controle social (Carvalho, 1999). Ele contempla o princípio da Constituição atualmente vigente, que considera a saúde um direito de cidadania, e responsabiliza o Estado pela provisão de serviços de saúde em todos os níveis de prevenção e assistência, considerando o setor privado como suplementar (Brasil, 1988; Brasil, 1990).

Em comparação com outros países de mesma (e mesmo maior) renda (Almeida, 1995), esta é considerada uma avançada política de saúde que encontra ampla aceitação e implantação a nível nacional (Ipea, 2000), além de que pode ser considerada uma política redistributiva de renda, dado seu caráter universalista (Sousa, 2002). Apesar deste esforço setorial, a dimensão da desigualdade sócio-econômica do país aparenta ainda suplantar a expansão da cobertura da assistência à saúde, o que provavelmente condiciona a manutenção de profundas desigualdades nas condições de saúde do país (Iunes, 2000), com evidente desvantagem para a população com baixa renda (Nunes *et al.*, 2001). Por outro lado, as persistentes desigualdades assistenciais em saúde também não são reduzidas por outros mecanismos sociais compensatórios (Rocha, Simões & Guedes, 1997).

Apesar do expressivo esforço analítico sobre o SUS realizado nos 15 anos de sua vigência, ainda não existe uma avaliação ampla e de base nacional a respeito de sua eficiência na redução global da morbi-mortalidade no país. Novas propostas de cunho equitativo foram alvo de diversas análises parciais ao longo de sua implementação, como por exemplo o Programa de Agentes Comunitários de Saúde/Programa de Saúde da Família (PACS/PSF) (Trad & Bastos, 1998; Conill, 2002; Senna & Cohen, 2002; Marques & Mendes, 2003). Assim, mantém-se o desafio de elaboração de análises integrais ou, ao

menos, de maior abrangência, sobre o impacto das políticas públicas de saúde e sua efetivação, sob a vigência do SUS, na distribuição de saúde no Brasil, considerando-se a magnitude das desigualdades sócio-econômicas existentes.

Para o estudo deste processo, há a necessidade de definição do percurso teórico-metodológico a ser seguido. Não obstante o risco de redução da complexidade do real, presente na definição de medidas quantitativas relacionadas ao processo saúde-doença, tais medidas permitem, por sua vez, uma apreensão da realidade material dos eventos em saúde, de forma acessível e com grande potencial descritivo (em termos demográficos e espaço-temporais) e exploratório (em termos de investigação simultânea de diversos fatores a eles associados). Dessa forma, este estudo se propôs a investigar a ocorrência de eventos e saúde e sua associação com fatores sócio-econômicos e de assistência à saúde mediante a estimativa de *indicadores de saúde* (especificamente, indicadores de *morbi-mortalidade*) baseados em medidas quantitativas.

De modo a minimizar o efeito reducionista de tal abordagem, a escolha de indicadores baseou-se em reflexões prévias e consolidadas a respeito do tratamento considerado mais adequado, à luz do estado da arte e da disponibilidade informacional dos indicadores de morbi-mortalidade. É importante, considerar, em relação à medida das condições de saúde num cenário de desigualdade social e retração de políticas sociais, como o que se verifica em grandes proporções de países do Terceiro Mundo – sendo a América Latina um paradigma de certa aplicação das políticas macroeconômicas neoliberais e, portanto, campo privilegiado de análise de tal processo histórico e social – que a apreensão de tal realidade é um desafio em função de suas complexidades, melhor dizendo, de suas contradições.

Neste aspecto, é possível identificar alguns componentes fortemente recomendáveis às análises em epidemiologia social, como desenvolveremos a seguir, à luz da reflexão de Casas-Zamora e Gwatkin (2002).

Mesmo reconhecendo que a maior parte da determinação do processo saúde-doença, em termos coletivos, esteja relacionada aos processos econômicos estruturantes da sociedade, estes não são determinantes exclusivos. Outros fatores, como sexo, cor da pele e zona de residência, por exemplo, podem apresentar efeitos isolados sobre os indicadores de

morbi-mortalidade, embora estes mesmo fatores também estejam imersos nos processos de produção material da sociedade, e possam ter seu *status* modificado por estes últimos. Sendo assim, a medida quantitativa destes indicadores em sua forma “bruta”, ou seja, não ajustada pelos fatores produtores de desigualdade social, é a maior fonte de reducionismo das análises descritivas e exploratórias neles baseadas. Adicionalmente, indicadores medidos dessa forma não contextualizada são fontes pobres de hipóteses de causa e efeito para a análise de condições coletivas de saúde, especialmente de hipóteses inovadoras ou atualizadas ao cenário de grande dinamismo social, econômico e político da contemporaneidade.

De forma complementar, embora num ponto de vista diverso, algumas diferenças identificadas em indicadores de morbi-mortalidade podem não representar desigualdades, como, por exemplo, parte das doenças relacionadas ao sexo, em função da diversidade anatômica e fisiológica de homens e mulheres. Entretanto, mesmo tais agravos podem representar diferenças a serem consideradas, principalmente se o contexto espaço-temporal é incorporado aos modelos de análise ou, alternativamente, se doenças análogas (como, por exemplo, neoplasias malignas dos órgãos sexuais masculinos e femininos) são consideradas passíveis de comparação, especialmente em relação a indicadores como oferta e acesso de tratamento (medidos direta ou indiretamente através de seus resultados, como a mortalidade populacional ou hospitalar).

Tais considerações levantam uma questão que perpassa integralmente a discussão sobre indicadores de morbi-mortalidade: a percepção diversa que diferentes populações têm a respeito da auto-avaliação do estado de saúde, o que evidentemente condiciona sua relação com o setor, especialmente em seu aspecto assistencial – fonte primordial de dados que alimentam tais indicadores, quando analisados quantitativamente. Embora este fato seja perceptível, sua existência não implica em uma justificativa, calcada na materialidade histórica, para o relativismo cultural em saúde. A falta de escolaridade, renda e infraestrutura geral de bens sociais (não apenas de saúde) podem apresentar um efeito deletério sobre a capacidade de auto-percepção das condições materiais de existência (onde se incluem as condições de saúde), especialmente em cenários políticos de baixo nível de cidadania e de instituições democráticas fragilizadas. Desse modo, a medida de tais indicadores em condições de desigualdade sócio-econômica podem apresentar viés de

informação – função de prováveis diferenciais de classe – em relação à sensibilidade e especificidade da medida de auto-avaliação de saúde.

Por fim, nota-se a necessidade de priorizar, após a realização do diagnóstico coletivo em saúde, as ações próprias do campo político setorial. Neste sentido, o Brasil tem optado, na vigência do SUS, na definição de tais prioridades, ao menos parcialmente, baseando-se na medida de indicadores quantitativos. Assim, tanto o Pacto de Atenção Básica (PAB) como a Programação Pactuada e Integrada de Epidemiologia e Controle de Doenças (PPI-ECD) são mediadas explicitamente por indicadores de saúde pactuados em forma de metas (Ministério da Saúde, 1996). Mesmo em outros aspectos da gestão, como a definição de tetos para a assistência ambulatorial e hospitalar de média e alta complexidade, medidas quantitativas são utilizadas, mesmo que na forma de séries históricas de procedimentos de assistência.

Sendo assim, acredita-se que tal utilização, teórica e prática, de medidas quantitativas em saúde, esteja justificada em termos de capacidade descritiva e analítica, potencial de apreensão integral dos processos, interpretabilidade e aplicabilidade. Reforça esta percepção a recomendação da Organização Mundial da Saúde (WHO, 1998), para o marco de análise das condições de saúde coletiva, a serem baseadas nas dimensões de (a) estado de saúde; (b) determinantes da saúde; (c) recursos e oferta do sistema de saúde; e (d) utilização de serviços, dimensões estas incorporadas ao presente estudo, ainda que de forma incompleta e parcial.

Tal condição incompleta deve-se, efetivamente, à situação de geração e acesso a informações em saúde em países com forte restrição orçamentária setorial como o Brasil. Indicadores quantitativos de morbi-mortalidade baseiam-se em *contagem* de casos de doença ou de óbitos, o que pressupõe etapas anteriores de acesso da população aos serviços de saúde, à detecção diagnóstica e ao registro sistemático do evento. Diferenciais na qualidade de qualquer uma destas etapas prejudicam a fonte essencial do indicador, em termos de validade, confiabilidade, mensurabilidade, relevância, custo-efetividade, integridade e consistência interna (RIPSA, 2002). Tais requisitos, em tal cenário desfavorável, ensejam, em parte da comunidade científica e setorial, ceticismo na utilização destas medidas; entretanto, a centralidade do uso destes indicadores, nas ações práticas e reflexivas no campo da saúde, recomenda a proposição de tratamentos inovadores na

melhoria dos atributos essenciais dos registros que servem como substrato à composição dos indicadores de morbi-mortalidade, desafio este também enfrentado no presente estudo.

2. Objetivo

2.1. Objetivo geral

Analisar a associação entre variáveis sócio-econômicas e de assistência à saúde e indicadores de morbi-mortalidade nos municípios do Brasil, para o ano de 2001.

2.2. Objetivos específicos

2.2.1. Objetivo do Artigo 1

Desenvolver uma metodologia de correção de sub-registro para o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), e de redistribuição das causas mal definidas de morte e internação, respectivamente, para o SIM e para o Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS), com aplicação em nível municipal.

2.2.1. Objetivo do Artigo 2

Especificar um conjunto de cinco modelos de regressão multinível para a análise da associação entre indicadores sociais e de assistência à saúde e as taxas de mortalidade por (a) doenças infecciosas e parasitárias, (b) neoplasias e (c) doenças do aparelho circulatório, e as taxas de internação por duas doenças sensíveis ao tratamento ambulatorial – (d) doenças infecciosas intestinais e (e) diabetes mellitus – para os municípios brasileiros em 2001.

3. Artigo 1: Sistemas de Informação em Saúde do Brasil: informações incompletas e estratégias de correção (*Health Information Systems in Brazil: incomplete information and correction strategies*)

3.1. Resumo

Os sistemas de informação em saúde (SIS) do Brasil são uma ferramenta estratégica para a análise das condições de saúde no país, que direcione a definição de políticas setoriais. É inegável o esforço intensivo, realizado pelo sistema brasileiro de saúde há pelo menos três décadas, para o desenvolvimento, implementação, manutenção e aprimoramento dos SIS em âmbito nacional, com expansão da cobertura dos eventos de saúde registrados. Entretanto, os SIS têm sido constantemente questionados em relação à sua capacidade de observação dos eventos em saúde, principalmente em função de problemas de sub-registro e de qualidade do registro da causa de morbidade ou mortalidade. O presente estudo propõe um conjunto de técnicas estatísticas de correção de sub-registro e redistribuição de causas mal definidas para o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e para o Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS) no conjunto dos municípios brasileiros, utilizando-se os dados existentes para o ano de 2001. A base da técnica utilizada é uma aplicação modificada dos estimadores bayesianos empíricos de James-Stein para eventos em áreas geográficas delimitadas. Como etapa intermediária do processo de redistribuição das causas mal definidas de morte e internação, procurou-se agregar os municípios similares em termos de pirâmide populacional, com a utilização da análise de conglomerados. Para o SIM, obteve-se um acréscimo de 55.671 óbitos, resultando num percentual de correção de sub-registro de 5,85%, mais efetivo nas faixas etárias extremas (menores de 5 anos = 8,06%; 70 anos e mais = 6,35%), nas causas perinatais (8,70%) e mal definidas (8,03%), e nos Estados do Maranhão (10,60%), Bahia (9,50%) e Alagoas (8,79%). Com a redistribuição das causas mal definidas de óbito, houve modificação na estrutura da mortalidade proporcional das regiões Norte e Nordeste, com aumento da proporção de óbitos por doenças do aparelho circulatório e redução para as causas externas e perinatais. A redistribuição das causas mal definidas de internação não alterou a morbidade hospitalar proporcional. Os resultados da correção de sub-registro apresentaram

consistência em relação aos achados de literatura, em termos de faixas etárias, causas e regiões do país mais acometidas. Em relação à redistribuição das causas mal-definidas de morte e internação, observou-se coerência espacial na reordenação da mortalidade proporcional, mas não houve efeito sobre a morbidade hospitalar proporcional. Considera-se este método passível de aplicação nos SIS nacionais, já que pode ser implementado em rotinas computacionais que facilitariam a utilização pela área de gestão do SUS. Entretanto, alguns aprimoramentos podem ser considerados, como a incorporação de outros métodos de estimativa a partir de dados incompletos, para as áreas de baixa cobertura dos SIS, e a aplicação dos estimadores considerando-se a distribuição espaço-temporal dos eventos.

3.2. Abstract

Brazilian Health Information Systems (HIS) are a strategic tool for analysis of local health situation and policy decision orientation. Nevertheless, HIS are criticized regarding their ability in health events description, mainly because of existence of under-registration and bad quality in morbidity or mortality cause registry. This study presents the use of a set of statistic techniques for under-registration correction and relocation of undefined causes of morbidity and mortality in Mortality Information System and Unified Health System - Hospital Information System for all Brazilian municipalities in 2001. The basic technique is a modified application of James-Stein empirical Bayes estimators for events in defined geographic areas. As an intermediate step for relocation of undefined causes of morbidity and mortality, municipalities were aggregated by demographic structure using cluster analysis. For the Mortality Information System, a increase of 55.671 deaths was obtained, resulting in a under-registration correction of 5.85%, that was more effective at extremes of age (0 to 4 years old = 8.06%; 70 years old and more = 6.35%), for neonatal causes of death (8.70%) and undefined (8,03%), and for the States of Maranhao (10.60%), Bahia (9.50%) and Alagoas (8.79%). With relocation of undefined causes of mortality, the structure of proportional mortality was modified in Northern and Northeastern regions, with increase in proportion of deaths by circulatory diseases and reduction for external and neonatal causes. Relocation of undefined causes of hospital admissions for the Hospital Information System has not altered hospital proportional morbidity. The results of under-

registration correction for the Mortality Information System were consistent with previous studies, in terms of age, causes and geographic areas. Relocation of undefined causes of death was spatially coherent, but there were no effect on hospital proportional morbidity. This method is applicable for HIS in Brazil, and it can be implemented in computational algorithms that would make it usable for policy decision institutions. Some improvements, however, could be considered, as association with other methods of estimation from incomplete data, in areas with low HIS covering, or an estimation method based on time-space event distribution.

3.3. Introdução

Os Sistemas de Informação em Saúde (SIS) brasileiros são uma ferramenta estratégica para a gestão do sistema de saúde. Abrangendo informações sobre mortalidade, nascimentos vivos, doenças de notificação compulsória, internações hospitalares e produção ambulatorial do Sistema Único de Saúde (SUS), cobertura vacinal, ações básicas em saúde e orçamento, entre outras, coletadas em todo o território nacional, os SIS podem contribuir nas definições de prioridades em saúde, na organização da assistência e na efetivação das ações de controle e avaliação (Ministério da Saúde, 2004).

Com a implementação do SUS, fez-se necessária a organização dos SIS em todo o território nacional; dessa forma, seria garantida a cobertura universal dos dados referentes às ações do sistema de saúde. Tal necessidade ainda permanece um desafio, não obstante o importante esforço setorial de alimentação, melhoria da qualidade, processamento e publicação dos dados em saúde brasileiros, através do Departamento de Informação e Informática do SUS (DATASUS). Note-se que, com tal nível de cobertura, o setor saúde é capaz de obter indicadores de saúde referenciados no tempo e no espaço, o que permite sua utilização na estimativa de tendências do perfil epidemiológico, considerando as especificidades regionais, reconhecidamente de grande monta em um país que apresenta imensa desigualdade social, refletida evidentemente nos indicadores de saúde (Lucchese, 2003).

Os indicadores de morbi-mortalidade mais comumente calculados no país têm seus numeradores provenientes de dois SIS: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS).

3.3.1. Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)

Primeiro sistema de informação em saúde criado no Brasil, em 1975, tem o objetivo de coletar, processar e sistematizar os dados sobre todos os óbitos ocorridos no território nacional. O instrumento de coleta de dados do SIM é a Declaração de Óbito (DO), que deve ser preenchida para todos os tipos de óbito, inclusive os fetais. A DO é preenchida em três vias, sendo que uma delas é encaminhada para a Secretaria Municipal de Saúde, que digita, processa e envia os dados de seu município para a Secretaria Estadual de Saúde; esta consolida os dados de todos os municípios pertencentes à sua Unidade da Federação e encaminha ao Ministério da Saúde, que realiza a consolidação dos dados nacionais e os publica através do DATASUS (Ministério da Saúde, 2001).

O SIM provê a maior parte dos dados utilizados para a elaboração de diagnósticos sobre a situação de saúde no país, desde os mais abrangentes até os de maior especificidade e profundidade (Mello Jorge, Gotlieb & Laurenti, 2001; Ministério da Saúde/Inca, 2003; Francisco, Donalísio & Lattorre, 2003; Vidal *et al.*, 2003; Ministério da Saúde, 2004). Apesar deste sistema já se encontrar estabelecido há um longo período, do consenso a respeito da sua importância como instrumento de vigilância e gestão em saúde, e da alta adesão dos serviços e profissionais de saúde ao seu preenchimento, há uma estimativa oficial de 17,7% de sub-registro do total de óbitos ocorridos anualmente no país para o ano de 2001 (Ministério da Saúde, 2004), além dos problemas de preenchimento incompleto das informações, especialmente no que se refere à causa básica de morte (Mello Jorge, Gotlieb & Laurenti, 2002a; 2002b).

Estas limitações restringem a utilização mais ampla deste sistema de informação, requerendo, segundo alguns autores, sua substituição ou ao menos complementação por inquéritos de morbi-mortalidade de base populacional (Viacava, 2002). Entretanto, o alto custo destes inquéritos para um país de grandes dimensões como o Brasil o tornam praticamente impeditivos em épocas de contenção de recursos para as áreas sociais

(inclusive para a saúde) e para a pesquisa acadêmica, como a atual (haja vista a ausência de periodicidade de um estudo essencial como a Pesquisa Assistência Médico-Sanitária [AMS], cujo último resultado remete ao ano de 2002 e que tende a ser substituído pelo Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde [CNES], um registro contínuo nos moldes dos sistemas de informação aqui considerados). Isto significa que devem ser encontradas alternativas metodológicas consistentes que aprimorem a qualidade de dados do SIM no país, de forma a permitir seu uso de forma menos restritiva em estudos epidemiológicos nacionais.

3.3.2. Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS)

Este sistema de informação originou-se de um sistema de faturamento das internações hospitalares realizadas nos hospitais conveniados ao antigo Instituto Nacional de Assistência Médica da Previdência Social (INAMPS). A partir de 1991, com a implementação do SUS, todas as internações hospitalares realizadas pelo setor público foram sendo gradativamente registradas neste sistema, e atualmente, todas as internações hospitalares pelo SUS são registradas neste sistema. Oficialmente, considera-se que 70% das internações hospitalares no país sejam realizadas pelo SUS (Ministério da Saúde/SEADE, 2002). O documento-fonte do SIH-SUS é a Autorização de Internação Hospitalar (AIH), preenchida pela unidade de saúde que solicita a internação.

Como a AIH ainda mantém a função de ser um instrumento de faturamento, o SIH-SUS não apresenta sub-registro; pelo contrário, a Secretaria de Assistência à Saúde, responsável pela gestão da assistência à saúde no SUS, tem elaborado, de forma contínua, regras para evitar o pagamento de internações hospitalares irregulares (Ministério da Saúde/Secretaria de Assistência à Saúde, s/d). Suas principais limitações consistem em não incorporar os estimados 30% de internações hospitalares ocorridas no subsistema de saúde suplementar (privado) e apresentar preenchimento incompleto de campos, assim como o SIM (Mathias & Soboll, 1998). Apesar destas limitações, o SIH-SUS vem sendo amplamente utilizado não apenas em estudos sobre a assistência hospitalar pública brasileira (Gouvêa, Travassos & Fernandes, 1997; Escosteguy *et al.*, 2002) e em análises econômicas em saúde, especialmente acerca do impacto econômico das causas externas

(Iunes, 1997; Feijó & Portela, 2001), mas também como ferramenta auxiliar na estimativa de indicadores de saúde como mortalidade neonatal e fetal (Schramm & Schwarzcwald, 2000), incidência de doenças (Ferreira & Portela, 1999) e é mesmo encarado como um importante instrumento de vigilância à saúde (Mendes *et al.*, 2000).

3.3.3. Métodos de correção de sub-registro e redistribuição de causas mal definidas

Metodologias tradicionais de correção de sub-registro de óbitos utilizam técnicas demográficas diversas, já tendo sido aplicadas a técnica de Brass e a de Coubarge e Fargues nos dados brasileiros de mortalidade (Vieira Jr., 2000; Abreu & Rodrigues, 2000). Nas atuais estimativas de mortalidade elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a técnica de Brass foi a utilizada para a correção do sub-registro dos óbitos (Oliveira & Albuquerque, 2003).

O que se nota, na utilização destas metodologias, é, primeiramente, a existência de pressupostos que não condizem com a realidade epidemiológica nacional, como fecundidade constante e variação linear da mortalidade (Formiga, 2003), e a exigência de dados censitários, o que, no caso brasileiro, limita a estimativa direta de probabilidade de morte, que é obtida com periodicidade decenal. Para os anos intercensitários, são utilizadas interpolações e técnicas similares, ou seja, estimativas indiretas. Além disso, a mortalidade estimada pelo IBGE através desses métodos, até o momento, não permitiu a identificação do risco de morte específico por causa, o que é essencial em estudos epidemiológicos.

Em relação às causas mal definidas, nota-se que uma das limitações para o uso mais intensivo, tanto do SIM, como do SIH-SUS, é o mau preenchimento dos instrumentos de coleta de dados (Mathias & Soboll, 1998; Barros, Ximenes & Lima, 2001). Desta forma, as estimativas de taxas específicas de morbi-mortalidade por sexo, idade e causa de óbito apresentam restrições consideráveis.

Técnicas simplificadas de correção dos dados incompletos, como a realocação dos óbitos ou internações por causas mal definidas segundo a distribuição proporcional dos óbitos ou internações com causas definidas, não levam em consideração o fato de que a probabilidade de registro incompleto da causa de óbito ou internação, provavelmente, não é

constante para cada causa específica. Em relação à mortalidade, óbitos maternos, por exemplo, são alguns dos mais mal-informados no SIM (Laurenti, Mello Jorge & Gotlieb, 2000), enquanto que as causas externas podem apresentar menor probabilidade de mau registro, pelo fato que os óbitos não naturais devem obrigatoriamente ser encaminhados ao Instituto Médico-Legal ou a um perito designado judicialmente para a identificação da *causa mortis* (Drumond Jr. et al., 1999). Em relação à confiabilidade dos diagnósticos informados nas AIHs, estudos sobre o tema apresentam resultados insatisfatórios (Laurenti, Mello Jorge & Gotlieb, 2004a; Melo, Travassos & Carvalho, 2004; Veras & Martins, 1994). Sendo assim, devem ser buscados métodos de preenchimento de dados incompletos que levem em conta diferentes probabilidades de ocorrência do mau preenchimento, se possível com o aproveitamento das outras informações existentes sobre o perfil demográfico e epidemiológico da área considerada.

Este estudo se propôs a elaborar uma metodologia de correção de sub-registro dos óbitos e de redistribuição das causas mal definidas de morte e internação que, embora utilize diversos métodos quantitativos, pode ser sistematizada em rotinas computacionais, permitindo sua utilização na gestão do sistema de saúde, assim como sua replicação ao longo do tempo e por diversos pesquisadores, sem prejuízo para a continuidade dos esforços em direção à redução do sub-registro efetivo ainda existente em algumas áreas do país, e da melhoria da qualidade do registro original dos dados que alimentam os SIS. Os dados do SIM e do SIH-SUS de 2001 foram utilizados como referência para este estudo.

3.4. Método

3.4.1. Correção de sub-registro do SIM

A correção de sub-registro proposta utilizou um método bayesiano de estimativa do número de eventos em áreas geográficas delimitadas: os estimadores bayesianos empíricos de James-Stein (Efron & Morris, 1975).

De acordo com Marshall (1991), o estimador de James-Stein promove uma *contração global* dos estimadores do número de eventos de pequenas áreas em direção a uma média global relativa à grande área, composta por todas as áreas menores. Esta característica do estimador de James-Stein é extremamente oportuna numa situação em que a média global é fortemente influenciada pelos valores das pequenas áreas que apresentem maior tamanho populacional, como é o caso do número de óbitos por município.

Isto significa que as taxas de mortalidade das Unidades da Federação brasileiras são mais influenciadas pelos municípios populosos, como capitais, outros municípios das regiões metropolitanas e cidades médias, do que pelas taxas de mortalidade dos municípios com pequeno contingente populacional. Coincidentemente, o SIM apresenta menor sub-registro nas áreas mais desenvolvidas do território nacional (Szwarcwald *et al.*, 1997) que, no caso brasileiro e no nível municipal de desagregação, correspondem às capitais, outros municípios da região metropolitana e cidades médias, especialmente as do Sul e Sudeste (Andrade & Serra, 2001; Ipea/IBGE/Unicamp, 2002).

Portanto, pressupõe-se que, considerando-se a Unidade da Federação, ou a mesorregião, como grande área, e contraindo-se as taxas de mortalidade dos municípios em relação a esta média (fortemente influenciada pelos municípios onde o SIM apresenta melhor cobertura), teremos o aumento do número de óbitos nos municípios sujeitos ao maior sub-registro, a saber, os municípios pequenos.

Um ajuste, entretanto, é proposto para o caso de municípios em que a contração para a média da Unidade da Federação, ou da mesorregião, tenham reduzido suas taxas de mortalidade. Permitir tal redução na taxa seria equivalente a eliminar, arbitrariamente, registros do SIM, o que prejudicaria a correção de sub-registro proposta e, mais ainda, reduziria artificialmente o número de óbitos em municípios com taxas de mortalidade mais

altas do que a taxa de mortalidade média da grande área, eliminando parte importante das diferenças entre as unidades de observação. Desta forma, valores obtidos para o número de óbitos em um município, através dos estimadores de James-Stein, que sejam inferiores ao número de óbitos informado pelo SIM, foram desprezados. Como resultado geral deste ajuste, o número total de óbitos do país tende a aumentar, pois somente serão permitidos acréscimos, e nunca reduções, ao número de óbitos em cada município.

Optou-se por realizar o procedimento de correção do sub-registro do SIM, adotando-se como grande área a mesorregião, que produziu uma estimativa mais eficaz do que pelo uso da Unidade da Federação. Isto ocorre porque valores altos de variância nas taxas das pequenas áreas reduzem a eficácia do fator de contração (“c”) do estimador de James Stein, que tem a função de aproximar o valor da taxa da pequena área do valor da taxa da grande área. As Unidades da Federação brasileiras apresentam grande heterogeneidade de taxas de mortalidade específicas por causa, fenômeno intensamente reduzido quando a mesorregião é considerada a grande área para o estimador de James-Stein.

Esta correção foi efetuada, por município, para cada Capítulo da 10ª Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID-10) (OMS, 1994) em cada faixa etária, de forma a permitir dois procedimentos posteriores: a redistribuição das causas mal definidas de óbito e a padronização das taxas de mortalidade específicas por causa obtidas ao final do processo. É importante salientar que mesmo os óbitos que registrem, como causa básica, códigos referentes ao Capítulo XVIII da CID-10 (Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte), ou seja, os óbitos por causas mal definidas, foram submetidos ao processo de correção de sub-registro.

A utilização uniforme, em todos os municípios brasileiros, de uma técnica de correção de sub-registro como a proposta acima, pode ainda conter distorções, como, por exemplo, estimar proporções de sub-registro similares para áreas que apresentem diferentes coberturas do SIM (Duarte *et al.*, 2002). Portanto, optou-se por ponderar a correção obtida por critérios de qualidade preestabelecidos para o SIM.

Em estudo sobre as informações nacionais para a mortalidade infantil, Szwarcwald *et al.* (2002) postularam cinco critérios de adequação do SIM e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC):

- (a) Taxa bruta de mortalidade, padronizada por idade, maior que 6,75 óbitos por 1.000 habitantes, sendo a taxa de 4 óbitos por 1.000 habitantes o limite mínimo aceitável;
- (b) Desvio médio trianual da taxa bruta de mortalidade menor que 10%;
- (c) Taxa de natalidade maior que 16 nascidos vivos por 1.000 habitantes;
- (d) Desvio médio trianual da taxa de natalidade menor que 10%;
- (e) Proporção de óbitos por causas mal definidas menor que 20%.

Estes parâmetros foram adaptados para o presente estudo. Como não foi realizado o cálculo da taxa de mortalidade infantil, não houve necessidade de correção dos dados sobre nascidos vivos; portanto, os critérios referentes à taxa de natalidade não foram utilizados. Além disso, como neste estudo se optou pelo referencial espacial dos indicadores, substituiu-se o desvio médio trianual pelo desvio, controlado por faixa etária e causa de morte, da taxa de mortalidade do município em relação à taxa de mortalidade da mesorregião. Criou-se um escore de valor máximo 4, indicativo de inadequação máxima do SIM, que pontuou os municípios de acordo com os seguintes critérios:

- (a) Taxa bruta de mortalidade, padronizada por idade, menor que 4 óbitos por 1.000 habitantes = 2; ou taxa bruta de mortalidade, padronizada por idade, entre 4 e 6,75 óbitos por 1.000 habitantes = 1
- (b) Desvio da taxa de mortalidade específica, por faixa etária e causa, do município em relação à mesorregião, maior ou igual a 10% = 1
- (c) Proporção de óbitos por causas mal definidas maior ou igual a 20% = 1

O valor do escore, para cada município, era obtido pela soma das pontuações referentes aos itens (a), (b) e (c) acima descritos. A ponderação utilizada para os óbitos corrigidos seguia, portanto, a seguinte fórmula:

$\text{Óbitos corrigidos com ponderação} = \text{Óbitos corrigidos} \times (\text{escore de adequação do SIM} / 4)$

Ao final deste processo de correção de sub-registro, os óbitos corrigidos com ponderação eram somados aos óbitos constantes da base do SIM, para cada município, por faixa etária e causa de óbito segundo o Capítulo da CID-10.

Após essa etapa, o valor final obtido foi considerado o valor real de óbitos em determinado município. Partindo-se da hipótese de que as áreas economicamente mais desfavorecidas apresentam maiores taxas de mortalidade, mas também as maiores proporções de sub-registro, pode-se chegar à conclusão de que a base de dados não corrigida não reflete as reais diferenças na mortalidade existentes no país, pois os indicadores de mortalidade das áreas de menor desenvolvimento ficam artificialmente mais próximos daqueles das áreas mais desenvolvidas economicamente; após a correção de sub-registro aqui proposta, este problema foi consideravelmente reduzido e a dimensão real das desigualdades de risco de morte no Brasil pôde ser mais bem evidenciada.

3.4.2. Redistribuição das causas mal definidas do SIM e SIH-SUS

Optou-se, neste estudo, por uma proposta de utilização dos estimadores de James-Stein para a redistribuição dos óbitos e internações relacionados ao Capítulo XVIII da CID-10. Para este procedimento, os municípios brasileiros foram reagrupados, criando uma nova configuração de grande área que não a mesorregião, como utilizado anteriormente para o procedimento de correção de sub-registro. Procurou-se obter agregados de municípios que apresentassem identidade em termos da sua situação no processo de transição demográfica, pois, de acordo com a teoria da transição demográfico-epidemiológica, a estrutura populacional define os modos de adoecer e morrer, visto que a maior parte das doenças são específicas para cada período de vida (Wood & Carvalho, 1999; Chaimowicz, 1997).

Para a obtenção dessa nova configuração de agregados de municípios, utilizou-se a análise de conglomerados (*clusters*). O propósito desta análise é indicar o pertencimento de uma determinada unidade primária de observação a determinado conjunto, denominado

conglomerado. A definição destes não se faz *a priori*, mas ocorre no próprio processo de análise: unidades de observação mais similares entre si tendem a se agrupar em um mesmo conglomerado.

De modo simplificado, podemos imaginar esta análise sendo efetuada em um conjunto de n unidades de análise que apresentem duas variáveis, que serão utilizadas para a obtenção dos conglomerados. Os valores destas variáveis podem ser apresentados sobre a abscissa e a ordenada de um plano cartesiano bidimensional, de modo que cada unidade de observação seria representada como um ponto. Para um conjunto de observações com p variáveis, as unidades de observação formariam uma nuvem de pontos (denominados objetos) em um espaço de dimensão p . Objetos mais próximos entre si tendem a formar um mesmo conglomerado, sendo que o limite do conglomerado é definido pelo método de análise empregado.

Neste estudo, foi utilizado o método de médias, o mais simples e comumente utilizado, que elabora os conglomerados a partir de médias das variáveis e de distâncias euclidianas quadradas entre as unidades de observação no espaço multidimensional (Everitt, 1980).

Os municípios de cada macrorregião foram considerados as unidades de observação, e as variáveis utilizadas para o procedimento de formação dos conglomerados foram as proporções de população em cada sexo e faixa etária quinquenal, multiplicadas por 100, de forma a comporem porcentagens, visto que a análise de conglomerados não discrimina adequadamente observações com valores de variáveis muito próximos, como ocorre quando as proporções são mantidas em seus valores originais, entre 0 e 1.

Caso algum município não se agregasse a nenhum conglomerado, ou fossem formados conglomerados com apenas dois municípios, em ambos os casos estes eram unidos ao conglomerado mais próximo em termos de distância euclidiana ao quadrado. Esta informação era provida pela aplicação utilizada para realizar a análise, o SAS[®] versão 8.0 (SAS Institute Inc., 1999). Este procedimento se justificou em função de um requisito necessário à obtenção dos estimadores de James-Stein, que seria realizada na próxima etapa da redistribuição: as grandes áreas devem contar com um número de pequenas áreas maior do que 2, sem o que parâmetros intermediários da estimativa não podem ser obtidos.

Dessa forma, foram obtidos 5 conjuntos de conglomerados, um para cada macrorregião brasileira, com os respectivos municípios pertencendo univocamente a um conglomerado, assim como os demais municípios que apresentassem estrutura populacional similar.

De posse desse resultado, o procedimento de contração das taxas de mortalidade e internação por Capítulo da CID-10 dos municípios brasileiros, em direção aos respectivos valores dos conglomerados a que pertenciam, foi efetuado. Como, para esta etapa, não havia necessidade de correção de sub-registro, permitiu-se que as taxas obtidas para cada município variassem livremente. Tal procedimento não foi efetuado para os óbitos e internações referentes ao Capítulo XVIII, visto que seus valores finais, já obtidos ao fim da correção de sub-registro, seriam, na atual etapa, redistribuídos entre todos os óbitos e internações pertencentes aos demais Capítulos da CID-10.

Ao final deste procedimento, cada município apresentava uma distribuição proporcional de óbitos e internações por causas bem definidas que pode ser considerada “ajustada” em termos de sua estrutura populacional, mas que não pode ser adotada como resultado final, por duas razões: (a) municípios com taxas extremamente elevadas de mortalidade ou de internação informadas ao SIM e ao SIH-SUS poderiam, ainda, ser artificialmente reduzidos pelo segundo procedimento de contração em relação à média do conglomerado; (b) até esta etapa, não estão sendo computados óbitos efetivamente informados e com sub-registro corrigido, e internações efetivamente informadas, com causas referentes ao Capítulo XVIII da CID-10.

Assim, o perfil epidemiológico de mortalidade e morbidade hospitalar proporcional até aqui obtido foi apenas utilizado para a redistribuição dos óbitos e internações com causas mal definidas, mediante critério proporcional, que agora pode ser utilizado, pois se considera o perfil epidemiológico das informações dos sistemas ajustado à realidade dos municípios.

Dessa forma, criou-se um “fator de redistribuição de causas mal definidas” definido como a proporção de óbitos ou internações por causas bem definidas, por Capítulo da CID-10, obtida após o segundo procedimento de contração das taxas de mortalidade e internação hospitalar para os conglomerados.

O número de óbitos finais, por Capítulo da CID-10 com causas bem definidas pôde, portanto, ser obtido através da seguinte fórmula:

Óbitos finais de um Capítulo da CID-10 com causas bem definidas = óbitos com correção de sub-registro para este Capítulo + [“fator de redistribuição de causas mal definidas” x total de óbitos com correção de sub-registro para o Capítulo XVIII da CID-10].

Internações finais de um Capítulo da CID-10 com causas bem definidas = internações informadas ao SIH-SUS para este Capítulo + [“fator de redistribuição de causas mal definidas” x total de internações informadas ao SIH-SUS para o Capítulo XVIII da CID-10].

É importante salientar que a correção de sub-registro não foi efetuada para as internações hospitalares, visto que o SIH-SUS não apresenta sub-registro, como discutido anteriormente.

Entretanto, caso haja interesse em analisar desfechos de morbi-mortalidade mais desagregados que o Capítulo da CID-10, exige-se uma nova redistribuição dos óbitos ou internações acrescentados, tanto os oriundos da correção de sub-registro do SIM, como da redistribuição do Capítulo XVIII para o SIM e o SIH-SUS. Não é possível atribuir estes óbitos ou internações a um determinado grupamento diagnóstico dentro de um Capítulo da CID-10 de causas bem definidas, somente com as informações disponíveis de sexo e faixa etária.

Optou-se por realizar, como exemplo, a técnica de redistribuição de internações acrescentadas para os Capítulos I e IV, de modo a realocá-las entre os agrupamentos diagnósticos referentes a estes Capítulos, com vistas a obter o número de internações definitivas para dois desfechos: as doenças infecciosas intestinais (códigos A00 a A09) e diabetes mellitus (códigos E10 a E15).

Para isso, as internações com causas relativas aos Capítulos I e IV foram submetidas a novo processo de contração das taxas de internação, por agrupamento diagnóstico e faixa etária, de forma a permitir a realocação dos óbitos a eles acrescentados, oriundos da redistribuição prévia do Capítulo XVIII. De forma análoga ao processo anterior, foram

considerados, como grandes áreas, os conglomerados obtidos por similaridade de estrutura populacional.

Para a coleta e processamento dos óbitos do SIM e das internações do SIH-SUS utilizou-se o aplicativo TabWin versão 3.01 (Ministério da Saúde, 2003). O aplicativo utilizado para a elaboração dos algoritmos de cálculo dos estimadores de James-Stein para os dados mortalidade e mortalidade, e das etapas posteriores de ajuste da correção de sub-registro, foi o Microsoft® Excel® 2002 (Microsoft® Inc., 2001).

3.5. Resultados

3.5.1. Correção do sub-registro do SIM

Em 2001, foram informados ao SIM 952.194 óbitos. Com a correção do sub-registro realizada, obteve-se um total nacional de 1.007.865 óbitos (correção de 5,85%). Esta correção apresentou variações por faixa etária, causa de morte e área geográfica.

Em relação à idade, nota-se que os maiores percentuais de correção de sub-registro foram observados entre as faixas etárias extremas. Entre os menores de 5 anos, obteve-se a maior correção de sub-registro (8,06%). Após esta idade, há uma queda na proporção de correção na faixa etária de 5 a 9 anos, após o que há uma maior correção para as idades entre 10 e 24 anos. As faixas etárias posteriores definem uma curva de correção de sub-registro que apresenta tendência crescente. Esse comportamento foi observado em todo o território nacional, com algumas variações: evidencia-se melhor nas Regiões Norte e Nordeste; no Sudeste, principalmente, a tendência de crescimento da proporção de correção de sub-registro ao longo das idades acima de 24 anos é menos evidente (Tabela 1.1).

Tabela 1.1. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo faixa etária e macrorregião. Brasil, 2001.

Faixa etária (anos)	Macrorregião					Total
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
0 a 4	8,38	10,20	6,74	6,32	5,59	8,06

5 a 9	3,88	2,03	4,09	0,62	0,93	2,72
10 a 14	2,48	2,11	4,43	3,62	2,05	3,23
15 a 19	7,16	6,50	5,42	5,81	4,21	5,79
20 a 24	6,95	7,46	5,12	3,31	2,43	5,45
25 a 29	4,65	5,00	3,31	2,11	3,23	3,67
30 a 34	3,46	5,16	3,79	5,09	3,73	4,27
35 a 39	3,49	5,09	4,57	4,58	4,11	4,60
40 a 44	4,76	6,32	4,17	3,77	3,14	4,54
45 a 49	4,46	5,91	5,07	3,76	4,55	4,98
50 a 54	4,76	7,21	4,37	5,10	3,55	5,08
55 a 59	6,13	7,72	4,04	4,46	4,82	5,06
60 a 64	7,21	9,68	4,13	5,33	3,88	5,69
65 a 69	6,70	10,19	4,66	5,71	4,88	6,11
70 a 74	8,31	10,88	4,49	6,77	4,23	6,46
75 a 79	7,58	10,17	5,17	5,02	3,24	6,34
80 e mais	7,49	8,11	4,96	6,62	7,14	6,31
Total	6,65	8,41	4,73	5,45	4,55	5,85

Em termos de correção de sub-registro por causa, nota-se que houve variação entre as áreas geográficas. As Regiões Norte e Nordeste apresentaram, igualmente, grande correção do sub-registro dos óbitos por malformações congênitas (Capítulo XVII da CID-10) e causas perinatais (Capítulo XVI); entretanto, a Região Norte obteve correção de sub-registro importante para as causas mal definidas de mortalidade (Capítulo XVIII), o que ocorreu, no Nordeste, para as doenças do aparelho circulatório (Capítulo IX). As Regiões Sul e Sudeste apresentaram padrões análogos de correção de sub-registro, com maiores proporções para as causas perinatais, mal definidas e para as doenças do aparelho respiratório (Capítulo X). A Região Centro-Oeste apresentou padrão diverso, com maior correção para as causas perinatais, doenças do aparelho circulatório e causas externas (Capítulo XX). Note-se que não houve correção de sub-registro, em nenhuma macrorregião, para as causas de óbitos improváveis, como as doenças do olho (Capítulo VII) e do ouvido (Capítulo VIII); além disso, a correção do sub-registro foi pequena para causas de óbito raras, como as doenças do sangue (Capítulo III), transtornos mentais (Capítulo V), doenças da pele (Capítulo XII) e osteomusculares (Capítulo XIII). A correção do sub-registro para as causas de morte materna (Capítulo XV) também foi de pouca monta (Tabela 1.2).

A distribuição espacial da correção de sub-registro mostra que foram obtidas suas maiores proporções nas Regiões Norte e Nordeste; adicionalmente, observa-se que, em todo o território nacional, a mesorregião que inclui a capital da Unidade da Federação apresentou menor correção de sub-registro, exceto para os Estados de Rondônia, Amazonas, Amapá e Alagoas (Tabela 1.3).

3.5.2. Redistribuição dos óbitos com causas mal definidas do SIM

A redistribuição dos óbitos com causas mal definidas do SIM, através da metodologia proposta, promoveu modificações no perfil epidemiológico da mortalidade, expresso pela mortalidade proporcional por causa. Essa modificação, entretanto, apresentou variações regionais. De fato, houve alterações significativas (e similares) da estrutura da mortalidade proporcional por causa apenas para as Regiões Norte e Nordeste, onde o indicador apresentou importante aumento relativo para as doenças do aparelho circulatório (Norte = +8,54%; Nordeste = +8,13%). Em ambas as macrorregiões, houve importante redução relativa do indicador para as causas perinatais (Norte = -10,59%; Nordeste = -13,19%) e externas (Norte = -7,64%; Nordeste = -10,85%).

As Regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram comportamento diverso do ocorrido nas Regiões Norte e Nordeste, embora análogo entre si. Para essas macrorregiões, a alteração da mortalidade proporcional foi pequena, especialmente para as causas de óbito de maior magnitude (Tabela 1.4).

Tabela 1.2. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo causa de óbito e macrorregião. Brasil, 2001.

Causa de óbito (Capítulo da CID-10)	Macrorregião					Total
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
I. Algumas d. infecciosas e parasitárias	4,65	6,30	4,61	3,11	3,71	4,78
II. Neoplasias	7,43	9,08	3,97	5,07	3,52	5,13
III. D. do sangue e dos órgãos hematopoéticos e alguns transtornos imunitários	0,00	1,80	2,29	1,06	0,00	1,71
IV. D. endócrinas, nutricionais e metabólicas	2,50	9,84	4,99	5,79	2,90	6,16
V. Transtornos mentais e comportamentais	0,00	1,43	3,72	0,68	0,44	2,37
VI. D. do sistema nervoso	0,00	1,24	4,38	1,06	0,38	2,75
VII. D. do olho e anexos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
VIII. D. do ouvido e da apófise mastóide	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
IX. D. do aparelho circulatório	7,73	9,95	4,20	5,78	5,55	5,84
X. D. do aparelho respiratório	5,76	8,04	5,23	7,27	4,67	6,11
XI. D. do aparelho digestivo	1,01	2,99	3,82	2,05	2,11	3,11
XII. D. da pele e do tecido subcutâneo	0,00	0,00	2,19	0,00	0,00	1,21
XIII. D. do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo	0,00	0,42	0,92	0,39	0,00	0,62
XIV. D. do aparelho geniturinário	0,82	1,59	3,81	3,13	1,90	3,02
XV. Gravidez, parto e puerpério	0,00	1,13	2,84	0,00	0,00	1,33
XVI. Algumas afecções originadas no período perinatal	8,47	10,13	7,68	8,85	7,10	8,70
XVII. Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas	11,60	11,19	5,10	3,55	2,14	6,42
XVIII. Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte	8,76	8,85	7,00	7,71	4,89	8,03
XX. Causas externas de mortalidade	5,89	7,64	4,82	5,38	5,54	5,65
Total	6,65	8,41	4,73	5,45	4,55	5,85

Tabela 1.3. Proporção (%) de correção de sub-registro do Sistema de Informações sobre Mortalidade, segundo Unidade da Federação e mesorregiões (que incluem e não incluem a capital). Brasil, 2001.

Unidade da Federação	Mesorregiões		Total
	Incluem capital	Não incluem capital	
Rondônia	5,96	4,64	5,19
Acre	4,71	4,96	4,78
Amazonas	8,46	7,12	8,26
Roraima	1,98	6,25	2,78
Pará	3,68	9,99	7,20
Amapá	2,70	1,54	2,66
Tocantins	4,61	6,33	5,79
Maranhão	9,99	11,07	10,60
Piauí	5,16	10,02	7,73
Ceará	3,36	10,80	7,96
Rio Grande do Norte	5,71	9,21	7,67
Paraíba	5,51	9,20	7,94
Pernambuco	3,06	10,67	7,37
Alagoas	9,31	7,65	8,79
Sergipe	5,80	8,30	6,59
Bahia	5,07	11,60	9,50
Minas Gerais	3,61	8,31	6,87
Espírito Santo	5,22	7,71	6,33
Rio de Janeiro	2,42	5,33	2,94
São Paulo	2,80	6,40	4,56
Paraná	0,04	5,99	4,15
Santa Catarina	4,10	7,09	6,68
Rio Grande do Sul	5,18	6,59	6,00
Mato Grosso do Sul	1,18	8,91	5,97
Mato Grosso	3,40	5,91	4,83
Goiás e Distrito Federal	2,89	7,51	3,96

Tabela 1.4. Mortalidade proporcional (%) por causas bem definidas, antes e após a redistribuição das causas mal definidas de morte, segundo macrorregião. Brasil, 2001.

Causa de óbito (Capítulo da CID-10)	Macrorregião											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após
I. Algumas d. infecciosas e parasitárias	7,80	7,62	6,63	6,46	5,21	5,24	4,18	4,14	29,96	30,32	5,54	5,58
II. Neoplasias	11,89	12,01	11,99	11,86	15,74	15,74	18,52	18,51	18,27	17,91	15,11	14,89
III. D. do sangue e dos órgãos hematopoéticos e alguns transtornos imunitários	0,96	0,96	0,94	0,96	0,60	0,61	0,51	0,51	13,85	13,89	0,67	0,70
IV. D. endócrinas, nutricionais e metabólicas	5,46	5,71	7,45	7,84	5,67	5,73	5,24	5,27	9,59	9,71	5,93	6,16
V. Transtornos mentais e comportamentais	0,38	0,37	0,87	0,83	0,88	0,90	0,87	0,87	6,46	6,50	0,85	0,85
VI. D. do sistema nervoso	1,20	1,15	1,27	1,17	1,61	1,59	1,69	1,68	5,26	5,28	1,53	1,47
VII. D. do olho e anexos	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	5,01	5,05	0,00	0,00
VIII. D. do ouvido e da apófise mastóide	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,01	4,77	4,57	0,02	0,02
IX. D. do aparelho circulatório	24,07	26,13	30,28	32,75	32,57	32,85	33,47	33,67	1,58	1,59	31,66	32,45
X. D. do aparelho respiratório	4,92	4,99	9,46	9,80	11,56	11,65	12,15	12,25	1,58	1,56	11,04	11,12
XI. D. do aparelho digestivo	10,54	10,96	5,32	5,30	5,48	5,52	5,16	5,15	1,53	1,47	5,35	5,36
XII. D. da pele e do tecido subcutâneo	0,25	0,24	0,25	0,25	0,25	0,25	0,15	0,15	0,93	0,95	0,22	0,22
XIII. D. do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo	0,40	0,37	0,27	0,26	0,32	0,32	0,35	0,35	0,53	0,54	0,32	0,31
XIV. D. do aparelho geniturinário	1,79	1,82	1,59	1,61	1,92	1,94	1,61	1,62	0,28	0,28	1,77	1,78
XV. Gravidez, parto e puerpério	0,42	0,43	0,34	0,31	0,14	0,14	0,17	0,17	0,25	0,24	0,21	0,21
XVI. Algumas afecções originadas no período perinatal	10,15	9,08	6,69	5,80	3,01	2,88	2,68	2,64	0,12	0,12	4,20	4,02
XVII. Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas	1,99	1,75	1,25	1,09	1,03	0,98	1,16	1,14	0,02	0,02	1,18	1,10
XX. Causas externas de mortalidade	17,76	16,40	15,38	13,71	14,01	13,64	12,09	11,87	0,00	0,00	14,42	13,77

3.5.3. Redistribuição das internações hospitalares com causas mal definidas do SIH-SUS – por Capítulo e por agrupamento diagnóstico nos Capítulos I e IV da CID-10

Para o SIH-SUS, a redistribuição das causas mal definidas de internação por Capítulo da CID-10 não determinou modificações significativas no perfil epidemiológico da morbidade hospitalar do SUS, quando se analisam os dados agregados em nível de macrorregiões. As proporções de internações por Capítulos da CID-10 com causas bem definidas de internação foram mantidas, não se identificando o resultado modificador do perfil epidemiológico encontrado para a mortalidade (Tabela 1.5). O mesmo resultado foi obtido para a morbidade hospitalar proporcional por agrupamentos diagnósticos dos Capítulos I e IV da CID-10, no que se refere à redistribuição das causas consideradas “mal definidas” dentro destes Capítulos, somadas às internações previamente redistribuídas do Capítulo XVIII da CID-10 (Tabelas 1.6 e 1.7).

3.6. Discussão

Este estudo apresentou uma proposta de correção de sub-registro dos óbitos e de redistribuição das causas mal definidas de mortalidade e de morbidade hospitalar do SUS, com o intuito de sugerir uma metodologia quantitativa aplicável a dois dos principais SIS brasileiros, o SIM e o SIH-SUS.

Tabela 1.5. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por causas bem definidas, antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.

Causa de internação (Capítulo da CID-10)	Macrorregião											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após
I. Algumas d. infecciosas e parasitárias	13,36	13,35	11,01	10,99	5,24	5,24	6,15	6,15	6,81	6,80	7,83	7,82
II. Neoplasias	2,12	2,12	2,63	2,64	3,71	3,72	3,98	3,99	2,72	2,73	3,24	3,25
III. D. do sangue e dos órgãos hematopoéticos e alguns transtornos imunitários	0,65	0,65	0,55	0,55	0,65	0,65	0,64	0,64	0,58	0,58	0,61	0,61
IV. D. endócrinas, nutricionais e metabólicas	1,87	1,87	2,41	2,42	3,07	3,08	2,32	2,33	2,74	2,75	2,64	2,64
V. Transtornos mentais e comportamentais	0,94	0,94	4,79	4,81	9,77	9,77	6,01	6,01	5,12	5,12	6,65	6,66
VI. D. do sistema nervoso	1,12	1,12	1,17	1,17	2,47	2,47	2,73	2,73	1,64	1,64	1,96	1,96
VII. D. do olho e anexos	0,13	0,13	0,52	0,53	0,76	0,76	0,28	0,28	0,42	0,42	0,54	0,54
VIII. D. do ouvido e da apófise mastóide	0,06	0,06	0,08	0,08	0,23	0,23	0,15	0,15	0,14	0,14	0,15	0,15
IX. D. do aparelho circulatório	5,28	5,30	7,67	7,70	11,40	11,42	11,41	11,42	10,51	10,54	9,77	9,79
X. D. do aparelho respiratório	14,36	14,35	16,09	16,07	12,49	12,50	18,94	18,92	18,19	18,17	15,21	15,19
XI. D. do aparelho digestivo	8,67	8,68	7,96	7,97	8,23	8,24	9,41	9,42	9,88	9,89	8,50	8,52
XII. D. da pele e do tecido subcutâneo	1,13	1,13	1,04	1,05	1,14	1,14	0,88	0,88	0,92	0,92	1,05	1,05
XIII. D. do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo	2,09	2,09	1,80	1,81	2,29	2,29	2,41	2,42	1,98	1,98	2,13	2,13
XIV. D. do aparelho geniturinário	8,00	8,00	7,10	7,11	5,83	5,84	6,12	6,13	7,16	7,17	6,52	6,53
XV. Gravidez, parto e puerpério	29,71	29,67	27,00	26,94	22,04	21,95	17,76	17,74	20,76	20,72	23,28	23,22
XVI. Algumas afecções originadas no período perinatal	2,15	2,15	1,98	1,97	2,00	2,00	2,94	2,93	1,80	1,79	2,14	2,14
XVII. Malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas	0,40	0,40	0,45	0,45	0,72	0,72	0,61	0,61	0,60	0,60	0,59	0,59
XIX e XX. Lesões, envenenamentos e Causas externas de morbidade	6,71	6,71	4,73	4,74	6,47	6,48	5,49	5,50	6,12	6,12	5,78	5,79
XXI. Fatores que influenciam o estado de saúde e o contato com os serviços de saúde	1,28	1,29	1,01	1,01	1,49	1,49	1,75	1,75	1,91	1,91	1,41	1,41

Tabela 1.6. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por agrupamentos de causas bem definidas referentes ao Capítulo I (Algumas doenças infecciosas e parasitárias), antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.

Causa de internação (Agrupamentos diagnósticos do Capítulo I da CID-10)	Macrorregião											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após
A00-A09 D. infecciosas intestinais	59,76	59,72	70,06	69,99	44,57	44,46	57,73	57,60	63,36	63,30	60,12	60,02
A15-A19 Tuberculose	1,16	1,16	0,92	0,93	4,60	4,62	1,10	1,11	1,50	1,51	1,96	1,97
A20-A28 Algumas d. bacterianas zoonóticas	0,34	0,34	0,26	0,26	0,54	0,54	1,38	1,38	0,21	0,21	0,48	0,48
A30-A49 Outras d. bacterianas	13,96	13,98	16,24	16,28	28,49	28,51	22,58	22,60	18,66	18,70	20,09	20,14
A50-A64 Infecções de transmissão predominantemente sexual	0,31	0,31	0,41	0,42	1,07	1,07	0,50	0,50	0,31	0,31	0,57	0,58
A65-A69 Outras d. por espiroquetas	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,02	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01
A70-A74 Outras d. causadas por clamídias	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
A75-A79 Rickettsioses	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
A80-A89 Infecções virais do SNC	0,33	0,33	0,46	0,46	1,64	1,64	1,62	1,63	0,82	0,82	0,92	0,93
A90-A99 Febres por arbovírus e febres hemorrágicas virais	5,63	5,63	3,61	3,61	1,00	1,00	0,05	0,05	1,33	1,33	2,58	2,58
B00-B09 Infecções virais caracterizadas por lesões de pele e mucosas	0,15	0,15	0,11	0,11	0,52	0,53	0,21	0,21	0,41	0,41	0,25	0,26
B15-B19 Hepatite viral	2,86	2,86	0,76	0,76	2,36	2,36	3,08	3,09	1,82	1,82	1,81	1,82
B20-B24 D. pelo vírus da imunodeficiência humana (HIV)	1,03	1,03	1,42	1,43	8,78	8,82	6,96	7,02	2,49	2,50	4,06	4,09
B25-B34 Outras d. por vírus	0,10	0,10	0,12	0,12	0,23	0,23	0,20	0,20	0,09	0,09	0,15	0,15
B35-B49 Micoses	0,37	0,37	0,26	0,26	0,98	0,98	0,78	0,78	0,49	0,49	0,54	0,54
B50-B64 D. devidas a protozoários	10,52	10,52	1,19	1,19	0,92	0,92	0,30	0,30	2,50	2,50	2,29	2,28
B65-B83 Helmintíases	0,12	0,12	0,26	0,26	0,55	0,56	0,18	0,18	0,25	0,25	0,31	0,31
B85-B89 Pediculose, acariase e outras infestações	0,02	0,02	0,01	0,01	0,39	0,39	0,07	0,07	0,10	0,10	0,12	0,12
B90-B94 Sequelas de d. infecciosas e parasitárias	0,02	0,02	0,03	0,03	0,37	0,38	0,01	0,01	1,45	1,46	0,21	0,21
B95-B97 Agentes de infecções bacterianas, virais e outros agentes infecciosos	3,32	3,33	3,87	3,87	2,95	2,96	3,24	3,26	4,19	4,18	3,51	3,51

Tabela 1.7. Morbidade hospitalar proporcional do SUS (%) por agrupamentos de causas bem definidas referentes ao Capítulo IV (Doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas), antes e após a redistribuição das causas mal definidas de internação, segundo macrorregião. Brasil, 2001.

Causa de internação (Agrupamentos diagnósticos do Capítulo IV da CID-10)	Macrorregião											
	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste		Brasil	
	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após
E00-E07 Transtornos da glândula tireóide	3,79	3,79	3,41	3,40	3,98	3,98	4,64	4,64	4,27	4,27	3,93	3,93
E10-E14 Diabetes mellitus	40,00	40,08	36,25	36,33	40,19	40,18	52,71	52,70	39,09	39,17	40,85	40,87
E15-E16 Outros transtornos da regulação da glicose e da secreção pancreática interna	2,04	2,03	0,50	0,49	0,88	0,88	1,77	1,76	1,25	1,25	0,99	0,99
E20-E35 Transtornos de outras glândulas endócrinas	0,86	0,86	1,50	1,50	2,07	2,07	2,50	2,51	1,87	1,88	1,90	1,90
E40-E46 Desnutrição	19,77	19,75	29,13	29,01	18,87	18,82	17,88	17,85	14,47	14,48	21,21	21,15
E50-E64 Outras deficiências nutricionais	2,07	2,06	4,14	4,13	2,47	2,46	0,89	0,93	0,60	0,60	2,52	2,52
E65-E68 Obesidade e outras formas de hiperalimentação	0,25	0,25	0,05	0,05	0,57	0,57	0,16	0,16	0,41	0,41	0,34	0,34
E70-E90 Distúrbios metabólicos	31,22	31,16	25,02	25,09	30,97	31,04	19,47	19,45	38,04	37,94	28,25	28,29

Em relação à correção do sub-registro, obteve-se maiores proporções de correção para as faixas etárias situadas nos extremos de vida, especialmente para os óbitos menores de 5 anos de idade. Tal resultado foi consistente com a literatura, visto que um maior sub-registro dos óbitos é esperado nesta faixa etária (Szwarcwald *et al.*, 1997; Paes & Albuquerque, 1999). Nota-se, entretanto, que, nas faixas intermediárias, há uma curva no percentual de correção de sub-registro dos óbitos para as faixas etárias de 10 a 24 anos. O que se nota é que, para esta faixa etária, houve uma intensa correção de sub-registro para óbitos por causas externas (6,93%), em comparação com as demais causas de morte (1,96%). Sendo assim, evidencia-se que a metodologia proposta de correção do sub-registro do SIM permite a identificação de fenômenos sociais com repercussão nos indicadores de saúde, pois estes óbitos de jovens por causas externas, não informados ao sistema, poderiam ser, em grande parte, homicídios. Esse comportamento, não descrito anteriormente na literatura nacional que analisa o sub-registro dos óbitos, apresenta uma especificidade que é determinada socialmente. A vulnerabilidade social que determina, em grande parte, a ocorrência de homicídios nesta faixa etária (Sant’Anna, Aerts & Lopes, 2005) também está associada ao sub-registro dos óbitos, reconhecidamente mais comum em áreas menos desenvolvidas economicamente e entre indivíduos “não proprietários” de bens, ou seja, mais pobres (Laurenti *et al.*, 1987), situações em que se enquadra grande parte dos jovens vítimas de mortes violentas.

Em relação aos óbitos por causas maternas, observou-se que a correção de sub-registro foi pequena para esta causa. Por serem óbitos ocorridos em faixas etárias com as menores proporções de correção de sub-registro (ressalvado o caso já discutido das mortes violentas em jovens, predominantes no sexo masculino), é possível que, ao menos para as regiões Sudeste e Sul, não haja sub-registro residual. Por outro lado, a redistribuição dos óbitos por causas mal definidas não permitiu a correção da falha na informação da causa materna ao SIM, já evidenciada por diversos autores (Cecatti, Faundes & Surita, 1999; Costa *et al.*, 2002; Laurenti, Mello Jorge & Gotlieb, 2004b). Assim, é provável que a má qualidade do registro da causa materna seja mais relevante que o sub-registro de mortes durante a gravidez, parto, aborto ou puerpério, e a melhoria da qualidade da informação sobre a mortalidade materna no país, especialmente para as Regiões Norte e Nordeste, mantém-se como um desafio.

A correção do sub-registro obtida apresentou-se consistente em termos geográficos. Correlacionando-se a estimativa de sub-registro dos óbitos para as Unidades da Federação apresentada em Duarte *et al.* (2002) e as obtidas no presente estudo, obtém-se uma correlação de 0,75, excetuando-se a Região Norte. Nesta macrorregião, as deficiências do SIM são, provavelmente, de tal monta, e tão heterogeneamente distribuídas em seu território, que a informação existente não é capaz de fornecer insumo adequado à correção de sub-registro aqui proposta. Isso pode ser evidenciado, por exemplo, pelo fato de que três Estados da Região Norte (de um total de quatro em todo o país) apresentaram correção de sub-registro de óbitos maior para a mesorregião que continha sua capital do que para as demais mesorregiões. Este resultado foi diverso do esperado, que seria o de uma maior correção de sub-registro para áreas que não englobassem a capital do Estado (presumidamente dotada de SIS mais efetivos).

Tal resultado evidencia a necessidade, para a Região Norte, da utilização combinada de vários métodos de correção de sub-registro, com o intuito de se obter estimativas de mortalidade específica por causa (para a mortalidade geral e específica por sexo e idade, as técnicas demográficas são suficientes). Uma possibilidade seria a estimativa por métodos demográficos do número total de óbitos por faixa etária, considerando-se “indeterminada” a cause de morte para os óbitos acrescentados. Tais óbitos seriam somados àqueles registrados no SIM com causa referente ao Capítulo XVIII da CID-10, que seriam posteriormente redistribuídos entre as causas bem definidas de óbito, seguindo-se a metodologia aqui proposta. Uma alternativa seria a de analisar a viabilidade da utilização combinada de outras estimativas bayesianas, como a obtenção do número de eventos de uma área através de listas administrativas incompletas (Smith, 1991), baseada em informações complementares do SINASC ou do SIH-SUS; tais estudos, entretanto, mantêm-se ainda como perspectivas futuras.

Em relação à redistribuição dos óbitos com causas mal definidas de morte, observou-se que a modificação da mortalidade proporcional, obtida após o procedimento, foi de pouca monta, em termos gerais. Entretanto, tais alterações no perfil epidemiológico da mortalidade foram coerentes em termos geográficos, pois houve alterações significativas, e semelhantes, para Norte e Nordeste. Tais modificações mais intensas no perfil epidemiológico da mortalidade eram esperadas nessas macrorregiões, visto que

apresentam maiores proporções de óbitos por causas mal definidas. Dessa forma, apresentou-se correta a pressuposição deste estudo, de que em áreas com grande proporção de óbitos por causas mal definidas, a redistribuição proporcional desses óbitos seja inadequada. No Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que apresentam melhor qualidade na informação da causa de óbito, a utilização da mortalidade proporcional informada ao SIM apresenta uma menor chance de erro em termos da correção da informação.

A redução relativa da mortalidade proporcional por causas externas, evidenciada nas Regiões Norte e Nordeste, reforça a noção, já anteriormente apresentada na literatura, de que tais óbitos já apresentam causas bem definidas, ao menos no nível de informação do Capítulo da CID-10 (Drumond Jr. et al., 1999). Dessa forma, houve pouca redistribuição de óbitos com causas mal definidas para este Capítulo, o que, conseqüentemente, reduziu sua magnitude em relação ao total.

Para a mortalidade perinatal, este mesmo resultado suscita a necessidade de reflexão sobre seus possíveis determinantes. Na mortalidade perinatal, a correção de sub-registro foi importante, o que era esperado. Por outro lado, houve pouca redistribuição de óbitos com causas mal definidas para este Capítulo da CID-10. É possível que os óbitos ocorridos dentro da faixa etária perinatal (que são aqueles passíveis de receberem o registro de óbito por causas perinatais), efetivamente informados ao SIM, estejam apresentando maior probabilidade de informação correta da causa referente ao Capítulo XVI, visto que há a sugestão da causa em função da idade de ocorrência do óbito. Seria objeto de investigações complementares a confirmação de tal conjectura e, adicionalmente, a identificação de seus determinantes: a melhor informação da causa de óbitos perinatais registrados no SIM, pelo menos no nível de Capítulo da CID-10, ocorreria primariamente, através dos médicos que declaram os óbitos, ou secundariamente, em função da vigilância dos óbitos infantis, que levaria a uma melhoria das informações pela investigação dos óbitos nessa faixa etária? De todo modo, o resultado aqui obtido permite reforçar a idéia de que a redistribuição proporcional dos óbitos por causas mal definidas, levando em consideração a mortalidade proporcional informada ao SIM, pode ser inadequada. Como demonstra o exemplo das causas perinatais, uma causa com alta mortalidade proporcional em determinada faixa etária pode ser acrescida de poucos óbitos com causas mal definidas, quando se realiza uma redistribuição não proporcional que considere outras variáveis associadas ao perfil de

mortalidade, por exemplo, a pirâmide populacional e a localização geográfica, como foi o caso deste estudo.

Em relação à morbidade hospitalar do SUS, nota-se que o procedimento de redistribuição das causas mal definidas de internação não promoveu modificações significativas no perfil epidemiológico deste indicador, seja em relação à morbidade hospitalar geral por Capítulos da CID-10, seja por agrupamentos diagnósticos dos Capítulos estudados neste nível maior de desagregação dos diagnósticos (I e IV). Isso se deve, muito provavelmente, ao fato que não há sub-registro no SIH-SUS, e que a proporção de internações com causas mal definidas é inferior à de óbitos; dessa forma, em termos relativos, há um substrato menor para que o procedimento de redistribuição não proporcional das internações por causas mal definidas obtenha a variação encontrada para o SIM das Regiões Norte e Nordeste. Além disso, pode-se estar identificando a reconhecida diferença no comportamento da mortalidade e da morbidade, o que pode levantar a hipótese de que o procedimento de redistribuição da morbidade hospitalar por causas mal definidas, mediante a utilização dos estimadores de James-Stein, deva se basear em outros parâmetros de agregação das pequenas áreas em conglomerados, e não somente na pirâmide populacional.

3.7. Conclusões

Este estudo propôs e desenvolveu uma metodologia de correção de sub-registro e de redistribuição das causas mal definidas de morbi-mortalidade que permite a melhoria da qualidade dos SIS nacionais, de modo especial para o SIM. Isso pode ser obtido pela tradução desta metodologia em algoritmos computacionais, de modo a automatizar a obtenção das contagens de eventos de saúde registrados pelos SIS. Dessa forma, o ajuste aqui proposto pode ser implementado e utilizado não somente na área de pesquisa, mas também na obtenção de indicadores pela área de gestão do SUS. Adicionalmente, fenômenos observados em relação às modificações do perfil epidemiológico da mortalidade, após os procedimentos de ajuste do SIM, levantam hipóteses de pesquisa sobre os fatores relacionados aos diferenciais de qualidade das informações de acordo com a causa de morte, como se evidenciou em relação às causas externas e perinatais. Por fim, o

esforço realizado neste estudo visa, prioritariamente, valorizar e estimular a utilização continuada e crescente dos SIS para o diagnóstico em saúde no Brasil.

3.8. Referências Bibliográficas

ABREU DMX & RODRIGUES RN, 2000. Diferenciais de mortalidade entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, 1985-1995. *Revista de Saúde Pública* 34 (5): 514 – 521.

ANDRADE TA & SERRA RV (orgs.), 2001. *Cidades médias brasileiras*. Rio de Janeiro: Ipea.

BARROS MDA, XIMENES R & LIMA MLC, 2001. Preenchimento de variáveis nas declarações de óbitos por causas externas de crianças e adolescentes no Recife, de 1979 a 1995. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (1): 71 – 78.

CECATTI JG, FAUNDES A & SURITA FGC, 1999. Maternal mortality in Campinas: evolution, under-registration and avoidance. *Sao Paulo Medical Journal* 117 (1): 5 – 12.

CHAIMOWICZ F, 1997. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. *Revista de Saúde Pública* 31 (2): 184 – 200.

COSTA AAR, RIBAS MSSS, AMORIM MMR & SANTOS LC, 2002. Mortalidade materna na cidade do Recife. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia* 24 (7): 455 – 462.

DRUMOND Jr M, LIRA MMTA, FREITAS M, NITRINI TMV & SHIBAO K, 1999. Avaliação da qualidade das informações de mortalidade por acidentes não especificados e eventos com intenção indeterminada. *Revista de Saúde Pública* 33 (3): 273 – 280.

DUARTE EC, SCHNEIDER MC, PAES-SOUSA R, RAMALHO WM, SARDINHA LMV, SILVA Jr JB & CASTILLO-SALGADO C, 2002. *Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório*. Brasília: Organização Panamericana da Saúde.

EFRON B & MORRIS C, 1975. Data analysis using Stein's estimation rule and its competitors – an empirical Bayes approach. *Journal of the American Statistical Association* 70 (335): 311 – 319.

ESCOSTEGUY CC, PORTELA MC, MEDRONHO RA & VASCONCELLOS MTL, 2002. O Sistema de Informações Hospitalares e a assistência ao infarto agudo do miocárdio. *Revista de Saúde Pública* 36 (4): 491 – 499.

EVERITT BS, 1980. *Cluster analysis*. 2. ed. London: Heineman Educational Books.

FEIJÓ MCC & PORTELA MC, 2001. Variação no custo de internações hospitalares por lesões: os casos dos traumatismos cranianos e acidentes por armas de fogo. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (3): 627 – 637.

FERREIRA VMB & PORTELA MC, 1999. Avaliação da subnotificação de casos de AIDS no Município do Rio de Janeiro com base em dados do sistema de informações hospitalares do Sistema Único de Saúde. *Cadernos de Saúde Pública* 15 (2): 317 – 324.

FORMIGA MCC, 2003. *O efeito da desigualdade socioeconômica na sobrevivência de crianças menores de 5 anos de idade no Estado do Rio Grande do Norte*. Tese de doutorado. Rio de Janeiro: Instituto de Medicina Social, p. 73.

FRANCISCO PMSB, DONALISIO MRC & LATTORRE MRDO, 2003. Tendência da mortalidade por doenças respiratórias em idosos do Estado de São Paulo, 1980 a 1998. *Revista de Saúde Pública* 37 (2): 191 – 196.

GOUVÊA CSD, TRAVASSOS C & FERNANDES C, 1997. Produção de serviços e qualidade da assistência hospitalar no Estado do Rio de Janeiro, Brasil - 1992 a 1995. *Revista de Saúde Pública* 31 (6): 601 – 617.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA/INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA/UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS, 2002. *Caracterização e tendências da rede urbana do Brasil: configuração atual e tendências da rede urbana do Brasil*. v. 1. Brasília: Ipea.

IUNES RF, 1997. III - Impacto econômico das causas externas no Brasil: um esforço de mensuração. *Revista de Saúde Pública* 31 (Supl. 4): 38 – 46.

LAURENTI R, MELLO JORGE MHP & GOTLIEB SLD, 2000. Mortes maternas no Brasil: análise do preenchimento da variável da declaração de óbito. *Informe Epidemiológico do SUS* 9 (1): 43 – 50.

LAURENTI R, MELLO JORGE MHP & GOTLIEB SLD, 2004a. A confiabilidade dos dados de mortalidade e morbidade por doenças crônicas não-transmissíveis. *Ciência & Saúde Coletiva* 9 (4): 909 – 920.

LAURENTI R, MELLO JORGE MHP & GOTLIEB SLD, 2004b. A mortalidade materna nas capitais brasileiras: algumas características e estimativa de um fator de ajuste. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 7 (4): 449 – 460.

LAURENTI R, MELLO JORGE MHP, LEBRÃO ML & GOTLIEB SLD, 1987. *Estatísticas de saúde*. 2. ed. São Paulo: EPU.

LUCCHESI PTR, 2003. Equidade na gestão descentralizada do SUS: desafios para a redução de desigualdades em saúde. *Ciência & Saúde Coletiva* 8 (2): 439 – 448.

MARSHALL RJ, 1991. Mapping disease and mortality rates using empirical Bayes estimators. *Applied Statistics* 40 (2): 283 – 294.

MATHIAS TAF & SOBOLL MLMS, 1998. Confiabilidade de diagnósticos nos formulários de autorização de internação hospitalar. *Revista de Saúde Pública* 32 (6): 526 – 532.

MELLO JORGE MHP, GOTLIEB SLD & LAURENTI R, 2001. *A saúde no Brasil: análise do período 1996 a 1999*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde.

MELLO JORGE MHP, GOTLIEB SLD & LAURENTI R, 2002a. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento. I - Mortes por causas naturais. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 5 (2): 197 – 211.

MELLO JORGE MHP, GOTLIEB SLD & LAURENTI R, 2002b. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento. II - Mortes por causas externas. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 5 (2): 212 – 223.

MELO ECP, TRAVASSOS C & CARVALHO MS, 2004. Qualidade dos dados sobre óbitos por infarto agudo do miocárdio, Rio de Janeiro. *Revista de Saúde Pública* 38 (3): 385 – 391.

MENDES ACG, SILVA Jr JB, MEDEIROS KR, LYRA TM, MELO Fº DA & SÁ DA, 2000. Avaliação do Sistema de Informações Hospitalares – SIH/SUS como fonte

complementar na vigilância e monitoramento de doenças de notificação compulsória. *Informe Epidemiológico do SUS* 9 (2): 67 – 86.

MICROSOFT INC., 2001. *Microsoft Excel 2002*.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. FUNDAÇÃO NACIONAL DE SAÚDE, 2001. *Manual de procedimentos do Sistema de Informações sobre Mortalidade*. Brasília: Ministério da Saúde.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS, 2002. *Anuário estatístico de saúde do Brasil*. Brasília: Departamento de Informática do SUS. Disponível em <http://portal.saude.gov.br/saude/aplicacoes/anuario2001/index.cfm>. Acessado em 01/07/2004.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2003. *Estimativas da incidência e mortalidade por câncer*. Rio de Janeiro: Inca.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA DE ATENÇÃO À SAÚDE, s/d. *Manual de Autorização de Internação Hospitalar*. Disponível em: <http://dtr2001.saude.gov.br/sas/decas/manual.htm>. Acessado em 01/07/2004.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA DE VIGILÂNCIA EM SAÚDE. DEPARTAMENTO DE ANÁLISE DE SITUAÇÃO EM SAÚDE, 2004. *Saúde Brasil 2004 – uma análise da situação de saúde*. Brasília: Ministério da Saúde.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA EXECUTIVA. DEPARTAMENTO DE INFORMAÇÃO E INFORMÁTICA DO SUS, 2003. *Tab para Win32 e Wine versão 3.01 Beta*. Brasília: DATASUS. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br/tabwin/tabwin.html>. Acessado em 01/06/2003.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA EXECUTIVA. DEPARTAMENTO DE INFORMAÇÃO E INFORMÁTICA DO SUS, 2004. *Política nacional de informação e informática em saúde (proposta versão 2.0)*. Brasília: DATASUS. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>. Acessado em 01/01/2005.

OLIVEIRA JC & ALBUQUERQUE FRPC, 2003. *Projeção da população do Brasil - Parte 1. Níveis e padrões da mortalidade no Brasil à luz dos resultados do censo 2000*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em http://www.ibge.gov.br/pub/Estimativas_Projecoes_Mortalidade_Populacao/. Acessado em 20/02/2005.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 1994. *Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde – décima revisão (CID-10)*. 8. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo.

PAES NA & ALBUQUERQUE MEE, 1999. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. *Revista de Saúde Pública* 33 (1): 33 – 43.

SANT'ANNA A, AERTS D & LOPES MJ, 2005. Homicídios entre adolescentes no Sul do Brasil: situações de vulnerabilidade segundo seus familiares. *Cadernos de Saúde Pública* 21 (1): 120 – 129.

SAS INSTITUTE INC., 1999. *The SAS® system for Windows®*. Cary: SAS Institute Inc.

SCHRAMM JMA & SZWARCWALD CL, 2000. Sistema hospitalar como fonte de informações para estimar a mortalidade neonatal e a natimortalidade. *Revista de Saúde Pública* 34 (3): 272 – 279.

SMITH PJ, 1991. Bayesian methods for prevalence estimation from incomplete administrative lists. *Statistics in Medicine* 10 (1): 113 – 118.

SZWARCWALD CL, LEAL MC, CASTILHO EA & ANDRADE CLT, 1997. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? *Cadernos de Saúde Pública* 13 (3): 503 – 516.

SZWARCWALD CL, LEAL MC, ANDRADE CLT & SOUZA JR PRB, 2002. Estimção da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cadernos de Saúde Pública* 18 (6): 1725 – 1736.

VERAS CMT & MARTINS MS, 1994. A confiabilidade dos dados nos formulários de Autorização de Internação Hospitalar (AIH), Rio de Janeiro, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 10 (3): 339 – 355.

VIACAVA F, 2002. Informações em saúde: a importância dos inquéritos populacionais. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 607 – 621.

VIDAL AS, FRIAS PG, BARRETO FMP, VANDERLEI LCM & FELISBERTO E, 2003. Óbitos infantis evitáveis em hospital de referência estadual do Nordeste brasileiro. *Revista Brasileira de Saúde Materno-Infantil* 3 (3): 281 – 289.

VIEIRA Jr L, 2000. *Diferenciais dos riscos de morte infantil segundo aspectos sociais das mães no Brasil*. Dissertação de Mestrado. Rio de Janeiro: Instituto de Medicina Social/Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

WOOD CH & CARVALHO JAM, 1999. "Desigualdade de renda e expectativa de vida". In: WOOD CH & CARVALHO JAM. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, pp. 101 – 120.

4. Artigo 2: Morbi-mortalidade nos municípios brasileiros: associação com indicadores sócio-econômicos e de assistência à saúde. Um estudo multinível (*Morbidity and mortality in Brazilian municipalities: association with socioeconomic and health care indicators. A multilevel study*)

4.1. Resumo

As condições de assistência à saúde das populações, assim como sua situação sócio-econômica, são determinantes centrais do processo saúde-doença. Em cenários de intensa desigualdade social e de cobertura da atenção à saúde, como as vigentes no Brasil, os indicadores de morbi-mortalidade devem apresentar reflexos correspondentes. Há escassez de análises sobre a magnitude desse fenômeno para a totalidade do território brasileiro, especialmente no que diz respeito à observação dos princípios de municipalização e hierarquização do Sistema Único de Saúde, e também do recente incentivo à regionalização da atenção à saúde. Realizou-se um estudo ecológico multinível, com o objetivo de analisar a associação de diversos indicadores sócio-econômicos e assistenciais com indicadores de morbi-mortalidade selecionados, a saber: as taxas de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, neoplasias e doenças do aparelho circulatório, e as taxas de internação por doenças infecciosas intestinais e diabetes mellitus, para todos os municípios brasileiros no ano de 2001. Os dados foram hierarquizados em três níveis: município (1º nível), mesorregião (2º nível) e Unidade da Federação (3º nível). Especificou-se um modelo de regressão de Poisson multinível para cada desfecho, com intercepto aleatório, e estimativa dos coeficientes fixos da regressão para as variáveis independentes nos três níveis. Os resultados identificaram, em termos gerais: (a) existência de variância para o segundo e terceiro níveis; (b) presença de variáveis sócio-econômicas e assistenciais associadas a todos os desfechos; (c) predominância de associações relacionadas ao nível municipal; (d) a infra-estrutura geral e de serviços de saúde de maior complexidade associadas diretamente aos indicadores relacionados ao estágio mais avançado do processo de transição demográfico-epidemiológica; (e) indícios de adequação da implementação do Programa de Saúde da Família em função de sua população alvo, sem identificação de impacto sobre o perfil epidemiológico correspondente; (f) sugestão de efeitos relacionados à definição

política no nível de gestão municipal sobre a morbi-mortalidade. Possíveis efeitos de interação e as limitações do delineamento transversal do estudo são analisados.

4.2. Abstract

Population health care conditions, as its socioeconomic situation, are major determinants of health and disease processes. In intense social and health care inequality scenarios, like the Brazilian one, morbidity and mortality indicators must show its reflexes. There are sparse studies about the size of these phenomena for overall Brazilian territory, mainly regarding the observation of municipality and hierarchy-centered Unique Health System principles, and about the recent health care regionalization initiative. An ecological multilevel study was performed to analyze the association among a set of socioeconomic and health care indicators and selected morbidity and mortality outcomes: infectious diseases, neoplasm and circulatory diseases mortality ratios, and infectious bowel diseases and diabetes mellitus hospitalization rates, for all Brazilian municipalities in 2001. Datasets were presented in three hierarchical levels: municipality (1st level), mesorregion (2nd level) and State (3rd level). A Poisson regression model was specified for each outcome, with random intercept, and fixed regression coefficients estimation for independent variables in the three levels. Results showed, in general terms: (a) variance was identified for second and third levels; (b) socioeconomic and health care variables were associated to all outcomes; (c) predominance of associations for the municipality level; (d) general and high complexity health care infrastructure were directly associated to indicators related to late stage of demographic and epidemiologic transition process; (e) suggestion of adjustment in Health Family Program implementation for its target population, with no impact over the respective epidemiologic profile; (f) suggestion of effects related to politics definition at the municipality policy level over the morbidity and mortality. Some possible interaction effects and cross-sectional design limitations are considered.

4.3. Introdução

A associação entre situação sócio-econômica e morbi-mortalidade tem sido amplamente investigada em todo o mundo, e reconhecida como uma relação de causa e efeito. O acesso a bens e serviços sociais, como educação, habitação, alimentação, assim como a renda e a distribuição de renda são importantes determinantes das condições de saúde dos indivíduos, e variações na distribuição desses bens contribuem para as desigualdades de saúde encontradas entre diferentes populações e regiões (Braam *et al.*, 1999; Birch, Jerrett & Eyles, 2000). A magnitude desse processo pode ser avaliada na medida em que a Organização Mundial da Saúde (OMS), já em 1981, preconizava a incorporação de indicadores sociais e econômicos gerais, e não apenas daqueles diretamente ligados ao setor saúde, para a elaboração de um diagnóstico de saúde em um país ou região (Duchiade, 1999).

Em relação à assistência à saúde, nota-se que o mesmo consenso em relação à associação causal entre condição sócio-econômica e morbi-mortalidade existe, mas apresenta menor apelo. Um estudioso como Michael Marmot, por exemplo, em seu abrangente estudo sobre os determinantes sociais da saúde realizado em parceria com Richard G. Wilkinson, admite que o acesso universal a uma assistência médica efetiva e de qualidade é condição de existência da sociedade civilizada, e que a falta de acesso a esse bem provavelmente leva a doença e sofrimento desnecessários, mas considera-se essa questão como “não problemática” e que “não requer maior elaboração” (Marmot, 1999), ou seja, como ponto pacífico. Isto provavelmente ocorre porque a base de sustentação principal de sua argumentação ao longo de todo o estudo é a realidade atual dos países capitalistas centrais (principalmente da Europa Ocidental) ou das antigas economias planificadas do Leste Europeu. No primeiro caso, é sabido que a implementação do Estado de Bem-Estar Social nos anos posteriores à Segunda Guerra Mundial proveu a quase totalidade das populações desses países de serviços essenciais de qualidade, incorporados até a atualidade como direitos de cidadania, a despeito do desmonte parcial e gradativo do sistema de seguridade social que vem ocorrendo mesmo nesses países, com a implantação do modelo capitalista neoliberal a partir de meados da década de 1970. No segundo caso, a tentativa de implementação do comunismo, com um modelo de economia planificada e

estatizada, garantia serviços sociais públicos a todos os habitantes, embora estes serviços tenham sido quase que completamente desestruturados após o colapso da antiga União Soviética em 1989 (Hobsbawm, 1995). Dessa forma, mesmo considerando-se a atual situação econômica global, e salvaguardadas as diferenças entre as condições existentes no Oeste e no Leste Europeu contemporâneos, os países destas regiões detêm um nível de vida para a maioria da população que, além de alto em termos mundiais, apresentam desigualdades sociais bastante reduzidas, principalmente se comparados aos países periféricos como o Brasil (PNUD, 2003).

Dentro desta perspectiva, a situação de “transição demográfica (e epidemiológica) concluída” dos países capitalistas centrais faz com que suas prioridades em saúde se concentrem na prevenção e controle das doenças crônicas não-transmissíveis (Fries, 1980), enquanto que o Brasil é o paradigma de uma situação em que coexistem *superposição*, *contra-transição*, *transição prolongada* e *complexidade* epidemiológicas (Chaimowicz, 1997). Isto significa, em síntese, que o sistema de saúde brasileiro, para apresentar uma atuação efetiva, se vê instado a incorporar ao seu modelo assistencial as crescentes demandas advindas do envelhecimento populacional (Sawyer, Leite & Alexandrino, 2002), sem poder restringir os cuidados básicos de saúde voltados para as doenças transmissíveis e nutricionais – em realidade, tendo que ampliar gradativamente seu escopo de ação nesta área, com a expansão da atenção básica que ainda se encontra em curso (Ministério da Saúde, 2003).

Desta forma, no caso dos países capitalistas centrais, em que os sistemas de saúde apresentam menor heterogeneidade de acesso, qualidade e incorporação tecnológica do que nos países periféricos (Saltman, 1997), pode-se, provavelmente, considerar que a assistência à saúde não fornecerá variáveis significativas para os modelos explicativos dos desfechos em saúde; a complexa situação sanitária brasileira, tanto em termos do seu perfil epidemiológico, como de sua bem definida, e persistente, iniquidade na distribuição dos recursos públicos para o setor saúde (Viana *et al.*, 2002; Ugá *et al.*, 2003), não permite a assunção de tais pressupostos.

No Brasil, a associação entre as condições sócio-econômicas e a morbi-mortalidade pode ser evidenciada, por exemplo, pelas diferenças de expectativa de vida e de mortalidade infantil entre as regiões geográficas que, ao menos em parte, podem ser

associadas às diferenças de renda (Wood & Carvalho, 1994; ver estudos locais sobre o tema em Goldani *et al.* [2001] e Cordeiro & Silva [2001]); associações mais específicas podem ser constatadas em diversos estudos, como por exemplo: entre pobreza e taxa de mortalidade por homicídios nas metrópoles (Barata & Ribeiro, 2000; Macedo *et al.*, 2001) ou entre pobreza e desnutrição (Benicio, Monteiro & Rosa, 2000; Barreto, Passos & Lima-Costa, 2003).

Mesmo considerando-se os diagnósticos parciais já realizados, o papel das desigualdades sociais e assistenciais na determinação das condições de saúde do país necessita de uma análise combinada de grande amplitude e detalhamento, já que, provavelmente, o próprio acesso aos serviços de saúde no Brasil também se associa de forma direta à situação sócio-econômica (Costa & Facchini, 1997; Franco & Campos, 1998; Gomes *et al.*, 1999; Pinheiro & Travassos, 1999; Bastos & Szwarcwald, 2000; Mendoza-Sassi & Béria, 2003; Coimbra *et al.*, 2003). Dessa forma, os indicadores sócio-econômicos poderiam se comportar como variáveis antecedentes ou intervenientes em um modelo causal que pretendesse estudar a associação entre as condições de assistência à saúde e a morbi-mortalidade no território brasileiro.

Sendo assim, pode-se considerar que para o Brasil, na esteira de evidentes conquistas no setor público de saúde a partir da década de 1990, a análise dos diferentes perfis de assistência à saúde deve ser incorporada aos modelos explicativos e preditivos das condições de saúde, levando-se em conta os efeitos das condições sócio-econômicas.

Por fim, deve-se notar que o Sistema Único de Saúde (SUS) tem o município como a unidade alocativa e executora ideal (Pessoto, Nascimento & Heimann, 2001). Em nível mais amplo, deve-se ressaltar que a Organização Panamericana da Saúde preconiza a consideração das especificidades do nível local como estratégia de aprimoramento das condições de saúde das coletividades (Organização Panamericana da Saúde, 2002). Sendo assim, é necessário que os estudos sobre os indicadores de saúde atentem para esse nível de desagregação, possibilitando, em última instância, a elaboração de políticas públicas de saúde que levem em conta tais especificidades do nível local que, no caso do Brasil, seria o nível municipal. Entretanto, como o processo de municipalização da saúde ainda se encontra em curso no país (Lima, 2000), e em função da própria configuração hierárquica do SUS, em particular na atualidade, dada a elaboração dos Planos Estaduais de

Regionalização da Assistência de acordo com as determinações da Norma Operacional da Assistência à Saúde (Souza, 2001), os níveis hierárquicos superiores de gestão da saúde devem ser incorporados às análises que se proponham a identificar os determinantes das condições de saúde no Brasil.

4.4. Método

4.4.1. Desenho do estudo

Realizou-se um estudo ecológico, com delineamento transversal, utilizando-se, na análise, um conjunto de modelos de regressão multinível.

Considera-se que o desenho de estudo ecológico é adequado aos objetivos deste estudo, visto que contempla as seguintes características:

(a) enseja a definição de uma referência científica de totalidade (Costa & Teixeira, 1999) na análise epidemiológica de processos de saúde material e socialmente determinados;

(b) permite a distribuição espaço-temporal do risco (Shikamura *et al.*, 2001), etapa reconhecidamente indispensável na elaboração de hipóteses causais;

(c) promove a convergência entre pesquisa epidemiológica e avaliação do setor saúde, tendo esta última interesse em incorporação de variáveis contextuais nos modelos de análise (Matida & Camacho, 2004).

A regressão multinível consiste basicamente em uma versão do modelo de regressão múltipla para dados estratificados em níveis hierárquicos. Cada indicador de morbimortalidade sob análise foi considerado a variável dependente (de desfecho) de um modelo, e o conjunto dos indicadores sócio-econômicos e de assistência à saúde, variáveis independentes (de exposição) para todos os modelos. Foram considerados três níveis de agregação para as variáveis a serem utilizadas no estudo: Unidade da Federação (UF), Mesorregião e Município.

Aceitando-se a hipótese de que os municípios interagem com e são influenciados pelo pertencimento a uma determinada mesorregião e/ou uma UF, e que, por outro lado,

características de uma UF e/ou mesorregião são influenciadas pela composição de seus municípios, a modelagem multinível pôde ser considerada uma poderosa ferramenta de análise neste estudo (Hox, 1995). Os municípios, mesorregiões e UFs são, dessa forma, vistos como formadores de um sistema hierárquico, separados em três níveis diferentes do sistema, cada um com seu conjunto de variáveis independentes.

A estrutura hierárquica para as variáveis desse estudo pressupõe que os municípios que compõem uma mesorregião e as mesorregiões que compõem uma UF devem ser mais semelhantes entre si do que as demais unidades observacionais. Isto pode ocorrer por diversas razões: por contágio, o que faz, por exemplo, com que as incidências de doenças infecciosas em municípios vizinhos possam ser semelhantes (Braga *et al.*, 2001; Barcellos *et al.*, 2003), por seleção ou construção, como, por exemplo, maior homogeneidade das condições de saúde entre regiões geográficas próximas (Silva Jr., 1995; Schramm & Szwarcwald, 2000) ou pela existência da correlação intra-classe (Espelage, Holt & Henkel, 2003; Roux *et al.*, 2001).

Uma característica importante dos dados com estrutura hierárquica é que eles podem apresentar *efeitos de contexto*, ou seja, um efeito sobre a variável resposta que é dependente de características das unidades de observação de maior nível de agregação (Diez-Roux, 1998). Por exemplo, pode-se formular e testar a hipótese de que municípios pertencentes a uma mesorregião ou a uma UF com maior disponibilidade de serviços públicos regionalizados de saúde possam apresentar melhor desempenho neste setor, desempenho este medido por indicadores de morbi-mortalidade *do nível municipal*, ajustando-se o efeito das variáveis sócio-econômicas.

Adicionalmente, deve-se notar que, para dados com estrutura hierárquica, é possível (e aceitável) a ocorrência de heterogeneidade da variância, podendo ser ela dependente de variáveis medidas no menor nível de desagregação ou então ser proveniente de variáveis contextuais, ou seja, daquelas referentes às unidades de observação de maior nível de agregação (Duncan, Jones & Moon, 1998).

É importante frisar que modelos de regressão tradicionais podem ser inadequados para as situações acima descritas porque eles supõem: (a) independência entre as observações e (b) homogeneidade da variância (homocedasticidade). Além disso, a avaliação de efeitos contextuais em modelos de regressão tradicionais introduz problemas

na estimativa do erro padrão dos coeficientes da regressão, visto que o valor da variável contextual é o mesmo para todas as observações de primeiro nível pertencentes a uma determinada unidade de observação de segundo nível (que não é levada em consideração como tal); dessa forma, há uma redução “artificial” da variabilidade do coeficiente estimado para esta variável “contextual”, o que pode introduzir significância estatística espúria no modelo (Diez-Roux, 2000).

Desse modo, fica claro que ignorar a hierarquia dos dados, quando existente, pode levar a erros de interpretação que podem ser relacionados (a) ao coeficiente da variável de exposição, (b) aos erros padrão desse coeficiente e/ou (c) à especificação da estrutura de variância dos dados (Snijders & Bosker, 1999).

Neste estudo, houve o interesse em se estudar a totalidade dos municípios do país, visto que aqueles de pequeno porte são estudados menos freqüentemente do que os municípios maiores e as capitais das UF's; desta forma, o comportamento dos indicadores de morbi-mortalidade das pequenas localidades é conhecido em menor detalhe. Isso ocorre mesmo numa situação em que os municípios pequenos ainda concentram a maioria da população brasileira e, em função da descentralização da gestão do SUS, vão gradativamente recebendo maior volume de recursos financeiros para o setor e, conseqüentemente, assumindo maiores responsabilidades sobre os desfechos em saúde encontrados em seu domínio geográfico (Souza, 2002), sem que isso tenha sido, até o momento, acompanhado de um diagnóstico epidemiológico abrangente.

A opção pela inclusão dos municípios de menor porte neste estudo traz algumas questões metodológicas que devem ser abordadas adequadamente, em especial a maior variância das estimativas dos indicadores de morbi-mortalidade, o que ocorre principalmente em função do pequeno tamanho populacional: dado que os indicadores utilizados são razões nas quais o denominador é o tamanho da população, eles são mais afetados por pequenas variações no numerador – neste caso, constituídos pela contagem de eventos em saúde – do que as áreas geográficas de maior contingente populacional.

A utilização de um modelo de regressão *ponderada* pelo tamanho populacional elimina, na prática, este problema, visto que, com este método, são atribuídos pesos a cada unidade de observação, que são proporcionais ao seu tamanho populacional. O

procedimento que permite esta atribuição de pesos consiste em adicionar à equação de regressão um parâmetro conhecido como *offset*. O *offset* é o logaritmo natural do número esperado de eventos (óbitos ou internações), obtido após padronização das taxas de mortalidade ou internação. O modelo obtido após a inclusão desse parâmetro apresenta as propriedades de ausência de correlação e homocedasticidade da variância, sem que a interpretação dos coeficientes seja alterada, apenas ocorrendo modificação na sua escala (Draper & Smith, 1981).

4.4.2. Variáveis de desfecho: indicadores de morbi-mortalidade

Considerou-se que os indicadores de morbi-mortalidade selecionados deveriam identificar *diferenças que se configurem como desigualdades* (Sen, 2002) nas condições de saúde dos municípios brasileiros. Estudiosos do tema tendem a considerar em separado os indicadores de mortalidade e os indicadores de morbidade, dadas as diferenças essenciais desses dois grupos de eventos em saúde (Wagstaff, Paci & Doorslaer, 1991); dessa forma, foram elaborados dois grupos de modelos multinível, sendo que no primeiro grupo as variáveis dependentes serão indicadores de mortalidade, e no segundo grupo, de morbidade.

4.4.2.1. Taxas de mortalidade específica por Doenças Infecciosas e Parasitárias, Neoplasias e por Doenças do Aparelho Circulatório

A taxa de mortalidade específica por causa mede diretamente o risco de óbito por uma causa determinada. Os numeradores das três taxas propostas são compostos pelo número de óbitos cuja causa básica encontram-se, respectivamente, nos Capítulos I, II e IX da 10ª Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID-10) (OMS, 1994).

4.4.2.2. Taxas de hospitalização por doenças sensíveis ao tratamento ambulatorial (DSTAs)

Apesar da intensificação de seu uso, o SIH-SUS ainda não foi amplamente utilizado, no Brasil, como fonte de dados de um importante indicador de morbidade, a taxa de hospitalização por *doenças sensíveis ao tratamento ambulatorial* (DSTAs), que são um conjunto de internações que pode ser evitado na maioria dos casos, pela prevenção ou controle da doença de base (Caminal *et al.*, 2001).

Apesar de, tradicionalmente, as taxas de internação por DSTAs serem consideradas indicadores de baixa qualidade de atenção primária (além de seu uso em medidas decisórias em sistemas de gestão da assistência à saúde baseados no modelo *managed care*), já foi observado que não há um padrão constante de associação entre cobertura de atenção primária e taxas de internação por DSTAs, em países com sistemas de saúde desenvolvidos (Basu, Friedman & Burstin, 2002). Isto sugere que as DSTAs podem ser indicadoras de *gravidade da morbidade*, independentemente da situação de cobertura de atenção primária. A realidade brasileira pôde, portanto, ser investigada para testar esta hipótese, com o auxílio do SIH-SUS, considerando-se as taxas de internação por DSTAs segundo local de residência do paciente internado.

Em função das limitações relativas ao registro de diagnóstico na Autorização de Internação Hospitalar, foram selecionadas duas DSTAs para análise neste estudo: doenças infecciosas intestinais (compreendendo os códigos A00 a A09 do Capítulo I da CID-10) e diabetes mellitus (compreendendo os códigos E10 a E14 do Capítulo IV da CID-10).

Com o objetivo de controlar o efeito da pirâmide populacional, as taxas de mortalidade e de internação foram padronizadas pelo método direto (Kerr-Pontes e Rouquaurol, 1999).

4.4.3. Variáveis independentes e fontes de dados no nível do município

4.4.3.1. População

A despeito das especificidades da transição demográfica e epidemiológica brasileira, já citadas, a população do país vem envelhecendo; e como está consolidada a noção de que o envelhecimento populacional aumenta a morbi-mortalidade por doenças

crônicas não transmissíveis, elas se situam entre os principais problemas de saúde pública contemporâneos. No caso brasileiro, pelas deficiências da seguridade social, estas doenças cursam, em uma grande proporção de casos, com incapacidades e dependência, pressionando os serviços de saúde e trazendo grande impacto social e econômico (Chaimowicz, 1997). Não obstante, a existência de uma população com alta proporção de idosos indica uma melhor qualidade de vida e saúde; dessa forma, a composição proporcional por faixa etária foi considerada na análise, incluindo-se como indicador a *Razão de Dependência*, desdobrada em seus dois componentes, a *Razão de Dependência para menores de 15 anos* e a *Razão de Dependência para maiores de 64 anos*, assim calculados:

$$\begin{array}{lcl} \text{Razão de dependência} & & \text{Número de indivíduos menores de 15 anos} \\ & = & \text{-----} \\ \text{para menores de 15 anos} & & \text{Número de indivíduos entre 15 e 64 anos} \end{array}$$

$$\begin{array}{lcl} \text{Razão de dependência} & & \text{Número de indivíduos maiores de 64 anos} \\ & = & \text{-----} \\ \text{para maiores de 64 anos} & & \text{Número de indivíduos entre 15 e 64 anos} \end{array}$$

4.4.3.2. Escolaridade

A escolaridade é reconhecida como um determinante sócio-econômico fundamental do nível de saúde de uma coletividade. Em estudos nacionais recentes, a baixa escolaridade associou-se, por exemplo, a maiores prevalências de doenças crônicas auto-referidas (Almeida *et al.*, 2002), hipertensão arterial (Lolio *et al.*, 1993), doença coronariana (Barreto *et al.*, 2003), AIDS (Fonseca, Szwarcwald & Bastos, 2002), hepatites virais (Levi *et al.*, 2003), lesões precursoras do câncer de colo uterino em adolescentes e adultas jovens (Leal *et al.*, 2003), osteoporose na pós-menopausa (Costa-Paiva *et al.*, 2003), co-morbidade AIDS-tuberculose (Song *et al.*, 2003), soropositividade para toxoplasmose em gestantes (Varella *et al.*, 2003), sintomas de doenças sexualmente transmissíveis em mulheres (Carret *et al.*, 2004), e ao risco de contaminação por agrotóxicos (Oliveira-Silva *et al.*, 2001). Em estudo com amostra representativa da base populacional de idosos no município de São Paulo, o analfabetismo associou-se diretamente à existência de dependência moderada ou grave neste grupo etário (Rosa *et al.*, 2003). A melhor escolaridade materna associou-se inversamente à mortalidade infantil (Bohland & Mello Jorge, 1999), à prevalência de parasitoses intestinais em crianças (Ferreira, Ferreira & Monteiro, 2000), doença aguda das vias aéreas inferiores em menores de cinco anos (Prietsch *et al.*, 2002), anemia aplástica severa pediátrica (Fonseca & Paquini, 2002), desnutrição infantil (Monteiro & Conde, 2000).

Não obstante, um importante indicador de saúde como a mortalidade infantil apresentou declínio mais intenso em áreas de menor escolaridade materna do município de Porto Alegre entre 1995 a 1999. Isso indica que, para algumas áreas do país, outros determinantes, como o acesso a bens e serviços gerais e de saúde, podem alterar os indicadores sanitários mesmo com a persistência de indicadores sócio-econômicos desfavoráveis (Goldani *et al.*, 2002).

Neste estudo, propôs-se a utilização de três variáveis de escolaridade: a *Taxa de Analfabetismo*, calculada como a proporção de analfabetos na população de maiores de 15 anos, a *Proporção de crianças de 7 a 14 anos na escola* e a *Média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade*.

A fonte de dados para as variáveis de população e escolaridade foi o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil versão 1.0.1 (PNUD/IPEA/Fundação João Pinheiro, 2003), derivado do Censo Demográfico Brasileiro de 2000 (IBGE, 2000).

4.4.3.3. Renda e distribuição de renda

De forma análoga à escolaridade, considera-se a renda um importante determinante de condições de saúde em uma população. Estudos de base nacional indicam que a menor renda familiar associa-se diretamente, por exemplo, a piores condições gerais de saúde e à pior função física (Lima-Costa, Barreto & Giatti, 2002), à maior incidência de cólera (Gerolomo & Penna, 2000), dengue (Costa & Natal, 1998), acidentes de trabalho (Lima *et al.*, 1999) e gastroenterites em menores de 5 anos (Waldman *et al.*, 1997), à maior prevalência de hipertensão arterial (Klein *et al.*, 1995), transtornos mentais comuns (Ludermir & Melo Filho, 2002), anemia em menores de três anos de idade (Neuman *et al.*, 2000), giardíase e helmintíase em escolares (Machado *et al.*, 1999), cárie dentária severa em crianças (Peres, Bastos & Latorre, 2000) e infecção pelo *Helicobacter pylori* em crianças (Moraes & Silva, 2003), e à mortalidade por tuberculose (Vicentin, Santo & Carvalho, 2002).

Sugere-se que a desigualdade de renda gere, de forma independente do nível de renda, diferenciais nos indicadores de saúde das populações: estudos nacionais demonstraram associação entre a desigualdade de renda e maiores diferenças de indicadores gerais de saúde, como o coeficiente de mortalidade infantil, a taxa de mortalidade geral padronizada por idade, a esperança de vida ao nascer e a taxa de homicídios (Szwarcwald *et al.*, 1999), e também indicadores específicos da população infantil, como taxa de mortalidade infantil, menor peso de nascimento, maior número de internações hospitalares pediátricas e maiores índices de desnutrição (Issler *et al.*, 1996).

Os seguintes indicadores de renda e distribuição de renda foram propostos como variáveis independentes para este estudo: a *Renda per capita*, os *Índices de Gini e de Theil* e a *Proporção de indigentes e pobres*. Esses indicadores serão obtidos do Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil.

4.4.3.4. Infra-estrutura

Entre os elementos que constituem a infra-estrutura urbana, o saneamento é o mais comumente associado às condições coletivas de saúde (Soares, Bernardes & Cordeiro Netto, 2002). Dentre os estudos nacionais recentes sobre o tema, encontram-se, como exemplo, os que relacionam as más condições de saneamento à maior incidência de cólera (Gerolomo & Penna, 2000), diarreia em menores de 5 anos (Heller, Colosimo & Antunes, 2003), leptospirose-infecção em escolares e pré-escolares (Silva *et al.*, 2003) e à maior prevalência de parasitoses intestinais (Ludwig *et al.*, 1999).

Os indicadores de saneamento utilizados neste estudo foram as *Proporções de domicílios servidos por rede de água, esgoto e coleta de lixo*, obtidos dos dados do Departamento de Informação e Informática do SUS (Ministério da Saúde, 2004), derivados dos dados do Censo Demográfico Brasileiro 2000.

4.4.3.5. Autonomia financeira em saúde

Em países capitalistas centrais, o maior gasto *per capita* em saúde não se reflete em melhores indicadores de saúde (Ugá, 2001). Entretanto, observando-se o panorama global, há uma nítida associação entre gasto *per capita* em saúde e indicadores de saúde, especialmente comparando-se os países capitalistas centrais e periféricos. Em relação à América Latina, identifica-se uma situação paradoxal: o Brasil apresenta um gasto em saúde mais alto que a maioria dos países do subcontinente, porém alguns indicadores de saúde do país evidenciam pior desempenho (Couttolenc *et al.*, 2000). Essa situação necessita de maior detalhamento, para uma identificação minuciosa do processo que produz, no país, tais disparidades de gasto e resultados no setor saúde. Idealmente, deveria ser utilizada a variável *Gasto per capita em saúde*, porém ela não se encontra disponível desagregada ao nível municipal para o ano de 2000. Levando-se em consideração o princípio de que a autonomia do gestor local no uso dos recursos é, igualmente, um fator que determina melhores resultados para os indicadores de saúde – princípio este que vem sofrendo retrocessos ao longo da implantação e consolidação do SUS (Marques & Mendes, 2002) –, foi incorporada uma variável referente à composição da receita municipal em

saúde, ou seja, a *Proporção da receita própria do município aplicada em saúde*. A fonte de dados para estas variáveis foi o Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde – SIOPS (Teixeira & Teixeira, 2003).

4.4.3.6. Cobertura de serviços de prevenção primária

A prevenção primária é reconhecida como a estratégia prioritária para a melhoria das condições de saúde das populações, dado seu enfoque de risco, sua excelente relação custo-benefício e sua ação como formadora de cidadania e de politização (Organização Pan-Americana da Saúde, 2002). No Brasil, poucos estudos avaliam o impacto de ações de prevenção primária sobre as condições de saúde das populações (Escuder, Venancio & Rodrigues Pereira, 2003), sendo que uma das principais razões é a inexistência de coleta sistemática e uniforme das ações de promoção da saúde, exceto o registro de alguns procedimentos de “atividade educacional em grupo” e “vigilância sanitária” que podem ser encontrados no Sistema de Informações Ambulatoriais do SUS (SIA-SUS); entretanto, esse registro não é realizado de forma sistematizada por todos os municípios, e dessa forma apresenta um grau de sub-registro impossível de ser avaliado ou corrigido. Dessa forma, a variável referente à cobertura de ações de prevenção primária adotada foi a *Cobertura vacinal no primeiro ano de vida*, obtida da base de dados do Sistema de Informações do Programa Nacional de Imunizações (SI-PNI).

4.4.3.7. Cobertura de serviços de atenção primária

A Organização Mundial da Saúde tem como princípio a confiança na atenção primária como uma das maiores contribuições do subsetor de assistência à saúde para a melhoria das condições sanitárias coletivas, princípios estes consolidados na Declaração da Conferência Internacional sobre Cuidados Primários de Saúde de Alma-Ata (Organização Mundial da Saúde, 1978). No Brasil, alguns estudos já identificaram o impacto, potencial ou real, das ações (ou da falta de ações) de atenção primária à saúde em alguns indicadores de saúde, como as condições nutricionais e a mortalidade infantil (Lessa, Devincenzi & Sigulem, 2003; Vidal *et al.*, 2003).

A estratégia de atenção primária adotada pelo Ministério da Saúde, o Programa de Saúde da Família (PSF) (Ministério da Saúde, 2003), tem sido alvo de raros estudos de avaliação do seu impacto sobre a redução de riscos ou a melhoria de indicadores de saúde. Identificou-se a redução da prevalência de anemia em crianças de 6 a 23 meses de idade assistidas pelo PSF de Caruaru, PE, mas não houve a comparação com um grupo-controle (Ferreira *et al.*, 2003). A necessidade urgente de avaliação do impacto sanitário geral de uma estratégia assistencial que já tem 10 anos de vigência é evidente; dessa forma, neste estudo, foi incluída a variável *Número de consultas pelo Programa de Saúde da Família* como indicador de cobertura de atenção primária, obtido a partir da base de dados do Sistema de Informações sobre Atenção Básica (SIAB), e um indicador de cobertura geral, o *Número de Ações Médicas Básicas faturadas por habitante*, extraído do Sistema de Informações Ambulatoriais do SUS (SIA-SUS).

4.4.3.8. Cobertura de serviços ambulatoriais de média/alta complexidade

Há sugestões na literatura de que a assistência ambulatorial de média e alta complexidade, especialmente a voltada para a complementação diagnóstica e terapêutica, seja a área que apresenta maior aumento de recursos durante a vigência do SUS (Scatena & Tanaka, 2000). Entretanto, há poucos estudos nacionais avaliando o impacto da assistência ambulatorial de média e alta complexidade sobre os indicadores de saúde do país, como os de Salomão *et al.* (1995), que identifica o acesso a centros multidisciplinares de tratamento como um fator de aumento de sobrevivência de pacientes com mielomeningocele, sendo que resultado similar foi obtido no estudo de Braga *et al.* (2002) a respeito da insuficiência cardíaca congestiva e seu prognóstico. Por outro lado, estudos realizados em outros países da América Latina, especificamente na área de terapia renal substitutiva, apontam para uma menor custo-efetividade da assistência ambulatorial não curativa, como a diálise peritoneal ambulatorial contínua e a hemodiálise em relação a procedimentos hospitalares curativos como o transplante renal (Arredondo & Icaza, 1998).

Desta forma, em relação a este aspecto da assistência à saúde, este estudo incorporou as variáveis de *Número de Ações Especializadas* e *Número de Procedimentos de Alta Complexidade faturadas no SIA-SUS por habitante*.

4.4.3.9. Cobertura de serviços hospitalares gerais e de alta complexidade

Muito embora os princípios norteadores do SUS recomendassem a ruptura com o sistema prévio de assistência à saúde, que priorizava o atendimento hospitalar sem necessariamente promover a melhoria da qualidade de saúde, grande parte da assistência à saúde ainda se baseia, atualmente, no modelo hospitalar (Rocha & Simões, 1999). Entretanto, em termos específicos, sugere-se que o aumento da cobertura e da qualidade da assistência ao parto e ao recém-nato tenha sido um importante fator de redução da mortalidade perinatal (Mariotoni & Barros Fº, 2000; Schupp *et al.*, 2000; Lansky, França & Leal, 2002). Sendo assim, este estudo contém variáveis independentes referentes à cobertura da assistência hospitalar geral, como a *Taxa de internações hospitalares por habitante* e a *Proporção de internações ocorridas em outros municípios*, e de assistência hospitalar de alta complexidade, o *Número de internações hospitalares com procedimentos de alta complexidade por habitante*, obtidos a partir do SIH-SUS.

4.4.3.10. Recursos humanos em saúde

Não há estudos nacionais avaliando a associação entre a concentração de recursos humanos e os indicadores de saúde. Este estudo pretendeu analisar esta relação, e foram propostas as variáveis de *Número de médicos de família por habitante* e *Número de médicos e enfermeiros por habitante*, obtidos a partir da base de dados da Pesquisa Assistência Médico-Sanitária (AMS) de 1999, ano de realização da pesquisa mais próximo do ano-base do estudo.

4.4.4. Variáveis independentes no nível de mesorregião

4.4.4.1. Indicadores de urbanização

A despeito da urbanização não sustentada, como a ocorrida no Brasil, ser um determinante e agravante das más condições de saúde das populações urbanas carentes

(Szwarcwald *et al.*, 1999), persiste o contraste entre a situação de saúde da população urbana como um todo e a população rural, com evidente desvantagem para esta última, não apenas por apresentar piores indicadores gerais, como a auto-avaliação do estado de saúde e a mortalidade infantil (Dachs, 2002; Victora & Barros, 2001), mas também pela persistência de altas prevalências de desnutrição infantil e das endemias não erradicadas (Batista Fº & Rissin, 2003; Barbosa, Silva & Barbosa, 1996) e pela superposição gradativa das doenças tradicionalmente reconhecidas como típicas de espaços urbanos, como obesidade e AIDS (Marinho *et al.*, 2003; Szwarcwald *et al.*, 2000). Neste estudo, a variável independente para a medida do grau de urbanização foi a *Proporção de população urbana*, obtida da base de dados do Censo Demográfico Brasileiro de 2000.

4.4.4.2. Indicadores de regionalização da assistência

A regionalização da assistência à saúde foi um dos pilares conceituais do SUS. A despeito das recomendações precoces para sua implementação, ela foi tratada de forma secundária durante os primeiros anos do novo sistema de saúde, pela prioridade dada à descentralização, ocorrida através da municipalização. Entretanto, ainda persiste a noção de que os entraves remanescentes para a melhoria da efetividade do SUS se devem à ausência de uma regionalização ordenada, não obstante as diretrizes da Norma Operacional de Assistência à Saúde (NOAS) de 2001 (Silva, 2003), embora avanços neste sentido, dentro da área de assistência hospitalar, já estejam sendo detectados (Oliveira, Carvalho & Travassos, 2004).

Este estudo incorporou o estudo do impacto da regionalização da assistência efetiva, através da variável *Proporção de internações de habitantes ocorridas em outras mesorregiões*, a ser obtida do SIH-SUS.

4.4.5. Variáveis independentes no nível de Unidade da Federação

4.4.5.1. Indicadores de gestão política da saúde

O estudo de Viana (1996), realizado durante a Assembléia Nacional Constituinte de 1988, identificou partidos políticos comprometidos com a aprovação de um capítulo constitucional sobre a saúde que contemplasse as formulações da Reforma Sanitária – denominados no estudo como a “coalizão SUS” – e os partidos interessados na manutenção do *status quo* ou aprofundamento da dependência do prestador de saúde privado – a “coalizão Privada”. Há sugestões mais recentes de que as decisões locais sobre saúde sejam, ao menos em parte, determinadas por “preferências do eleitorado” e “competição eleitoral” locais (Arretche & Marques, 2002). Não há estudos nacionais, entretanto, que procurem identificar o impacto das decisões políticas na gestão da saúde sobre as condições sanitárias efetivas. Este estudo operacionalizou um conjunto de variáveis *proxy* das condições políticas da gestão da saúde, a saber: a *Proporção de parlamentares estaduais, federais e de gestores dos executivos municipais pertencentes à “coalizão SUS” ou “privada”*.

A classificação realizada por Viana, referente ao comportamento dos atores políticos em 1988, necessitou ser adaptada para as modificações do cenário político ocorridas até o período de que trata o presente estudo. Dessa forma, partidos anteriormente considerados como pertencentes à “coalizão SUS”, em função do exercício do poder político e da estrutura do arco de alianças dos quais dependeram, migraram visivelmente para posições mais conservadoras, como pode ser evidenciado pela adoção, no período da gestão federal exercida pela aliança liderada pelo Partido Social Democrata Brasileiro (PSDB) – e composta, igualmente pelo Partido do Movimento Democrático Brasileiro (PMDB) –, de medidas tipicamente alinhadas ao ideário neoliberal, em termos de políticas sociais, medidas estas previstas em estudos como o de Draibe (1993). Dessa forma, tais partidos foram realocados, em termos dos resultados eleitorais de 1998 e 2000, para o pertencimento à “coalizão privada”.

Os dados referentes aos resultados das eleições para deputados estaduais e federais de 1998 e para prefeitos de 2000 foram obtidos do Tribunal Superior Eleitoral e processados com o auxílio do aplicativo Canelew 2000 (Tribunal Superior Eleitoral, 2000).

4.4.6. Transformação das variáveis independentes

Sendo este um estudo exploratório, desconhecia-se *a priori* a função de correlação entre as variáveis independentes e os desfechos investigados. Pressupôs-se, assim, que tais funções não seriam necessariamente lineares. Apresentar os coeficientes da regressão para as variáveis independentes consideradas em sua forma original, contínua, poderia permitir representações incorretas – visto que artificialmente linearizadas – das relações entre os fatores e os indicadores de morbi-mortalidade. Para evitar tal distorção, as variáveis originais, contínuas, foram transformadas em variáveis categóricas, definidas em termos dos quartis dos valores das variáveis originais. Para a inserção no modelo, em todas as variáveis, considerou-se o primeiro quartil como categoria de referência. De modo alternativo, as variáveis de assistência à saúde foram também dicotomizadas, para situações em que sua inserção no modelo no formato de quartis não apresentasse significância estatística. O processo de categorização das variáveis independentes foi efetuado com a utilização do aplicativo Statistical Package for Social Sciences (SPSS) versão 10 (SPSS Inc., 1999).

4.4.7. Referenciamento espaço-temporal dos indicadores

Os indicadores de morbi-mortalidade analisados foram obtidos para o ano de 2001, o ano mais recente para o SIM no momento da obtenção dos dados. Sendo assim, o delineamento transversal adotado neste estudo não permite o teste de hipóteses causais, mas apenas de associação entre as variáveis independentes e os desfechos, pois não há como garantir de forma cabal a antecedência temporal dos fatores sócio-econômicos e assistenciais sobre a morbi-mortalidade (Szklo & Javier Neto, 2000). Optou-se, portanto, por obter as variáveis independentes em anos anteriores ao da medida dos desfechos, de modo a permitir, ainda que parcialmente, a pressuposição de ordem cronológica na cadeia de eventos analisada. Sendo assim, as variáveis independentes são relativas ao ano de 2000, exceto para a contagem de recursos humanos em saúde, referente ao ano de 1999 (ver item 3.2.3.10).

Entre 2000 e 2001, foram criados no país 55 novos municípios, nos Estados do Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas, Bahia, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Rio Grande do

Sul, Mato Grosso e Goiás. Como as variáveis sócio-econômicas não foram obtidas para estes novos municípios, optou-se por somar o seu número de óbitos e internações ao dos municípios dos quais foram originados no ano anterior. Em situações em que o município foi criado a partir de mais de um município de origem, os óbitos e internações do novo município foram redistribuídos proporcionalmente entre os originais, de acordo com o tamanho populacional dos mesmos.

Para que o município de Brasília pudesse fazer parte da análise, houve a necessidade de adicioná-lo à microrregião dos municípios circundantes, visto que, na regressão multinível, os níveis mais altos devem ter ao menos 2 unidades de observação do nível imediatamente inferior. Assim, Brasília foi incorporada à microrregião do Entorno de Brasília, pertencente à mesorregião Leste Goiano do Estado de Goiás.

4.4.8. Diagnóstico de colinearidade

Levando-se em consideração o fato de que este estudo propõe uma grande quantidade de variáveis independentes, especialmente no menor nível de agregação, o município, identificou-se a necessidade de análise da composição desta matriz de dados previamente à especificação do modelo de regressão, de modo a permitir o diagnóstico de colinearidade e, conseqüentemente, a eliminação de variáveis redundantes, garantindo a parcimônia do modelo (Clayton & Hills, 1995).

Como exemplo, nota-se uma correlação importante entre a cobertura de serviços de saneamento e a situação sócio-econômica no país, visto que a implantação de rede de esgoto, rede geral de água e coleta regular de lixo tem, até a atualidade, privilegiado as áreas urbanas de classe alta e média das capitais e dos maiores municípios do país (IBGE, 2004). Ao mesmo tempo, as doenças relacionadas às condições de saneamento apresentam forte associação com o nível sócio-econômico das populações, sendo mais freqüentes entre as populações de baixa renda, o que se pode observar nos resultados dos estudos nacionais citados. Como os indicadores sócio-econômicos e de saneamento se associam de forma importante, em um estudo que propõe a utilização de ambos como variáveis independentes, espera-se que haja algum grau de colinearidade entre essas variáveis.

Optou-se por estimar o *Fator de inflação da variância*, através da especificação de cinco modelos de regressão linear múltipla com desfechos referentes às taxas de morbimortalidade a serem analisadas. Os modelos especificados foram os modelos saturados, ou seja, contendo todas as variáveis independentes. Após o procedimento de regressão, foi estimado o fator de inflação de variância, através do aplicativo Stata[®] versão 6.0 (Stata Corporation, 1999). O valor máximo obtido para o fator de inflação da variância foi de 8,16, sendo que valores até 10 são considerados dentro de uma margem aceitável de colinearidade, o que indicou a possibilidade de análise dos efeitos das variáveis sócio-econômicas e de saneamento no mesmo modelo.

4.4.9. Estratégias de análise

Os modelos de regressão multinível para cada um dos desfechos foram construídos mediante a adoção das seguintes estratégias:

4.4.9.1. Especificação do modelo

O modelo de regressão multinível, para todos os desfechos, foi especificado em três níveis, sendo o nível inferior o município, o intermediário a mesorregião e o superior a UF. Adotou-se a distribuição de Poisson para o ajuste do modelo; sendo assim, adotou-se a função logarítmica como função de ligação do modelo. Permitiu-se intercepto (β_0) aleatório para o segundo e o terceiro níveis, ou seja, estimou-se um intercepto para cada mesorregião e UF. Para as variáveis independentes, estimou-se unicamente o coeficiente (β_1) fixo no nível a que pertencesse a variável, ou seja: variáveis referentes ao município tiveram os coeficientes estimados para este nível, e assim de forma análoga para as variáveis referentes aos níveis de mesorregião e UF. A análise multinível foi realizada com a utilização do aplicativo MLwiN versão 2.01 (Rashbash *et al.*, 2004).

4.4.9.2. Procedimento de estimativa dos parâmetros do modelo

Em modelos de regressão para dados discretos, como são os modelos de Poisson – adequados para dados de contagem de eventos raros como os eventos de morbi-mortalidade –, a estimativa dos parâmetros através da máxima verossimilhança pode ser inviável em função da intensidade dos procedimentos computacionais. Sendo assim, adotaram-se, nos modelos de regressão deste estudo, métodos de estimativa por quase-verossimilhança, que utilizam técnicas de linearização baseadas na expansão de uma série de Taylor, o que permitiu a transformação das respostas discretas em respostas contínuas. Tal transformação requer uma aproximação denominada quase-verossimilhança penalizada (*penalized quasi-likelihood [PQL]*), com a produção de termos de segunda ordem para a expansão da série de Taylor, o que produz estimativas mais ajustadas e menos enviesadas em direção à subestimação. Após o procedimento de linearização, os modelos foram estimados através do método dos mínimos quadrados generalizados iterativos com restrição (*restricted iterative generalised least squares [RIGLS]*), que provê estimativas não enviesadas dos parâmetros aleatórios do modelo, nas situações em que o número de unidades de observação para o nível hierárquico superior é pequeno, como ocorre neste estudo (26 UFs). Finalmente, os erros padrão dos coeficientes da regressão foram ajustados, por assumir-se a existência, nos modelos, de variância extra-Poisson. Para isso, à variância do modelo (igual à média) é incorporado um coeficiente (w), indicativo de super-dispersão quando assume valores maiores que 1, e sub-dispersão, para valores entre 0 e menores que 1 (Goldstein, 2003).

4.4.9.3. Definição da hierarquia das variáveis independentes

Os modelos de regressão foram especificados, obedecendo-se uma hierarquia atribuída às variáveis independentes. As variáveis demográficas e sócio-econômicas foram priorizadas no modelo, entendidas como os principais determinantes dos indicadores de morbi-mortalidade estudados; após a inserção das variáveis estatisticamente significativas nesta dimensão, foram incluídas as variáveis assistenciais, com preferência na ordem de entrada para as variáveis relacionadas ao nível básico de atenção, posteriormente ao nível secundário e finalmente à alta complexidade, e por fim foram incluídas as variáveis referentes aos recursos humanos em saúde. Após a inclusão das variáveis do nível municipal, foram incluídas as variáveis do nível de mesorregião e finalmente de Unidade da Federação, quando estatisticamente significativas. As variáveis de assistência à saúde eram incluídas no modelo, inicialmente, em sua forma multicategórica (em quartis); caso não apresentassem significância estatística, eram ainda testadas no modelo em sua forma dicotômica (presença/ausência).

4.4.9.4. Árvore de decisão para a manutenção de variáveis e dos níveis

Aos modelos, inicialmente especificados apenas com o intercepto aleatório, eram incluídas, uma a uma, as variáveis independentes, segundo a hierarquia definida acima. Dois critérios foram utilizados para a manutenção de uma variável: (a) significância estatística para o erro padrão do coeficiente igual a 95%; e (b) resultado do teste de Wald para coeficientes iguais a zero com significância estatística igual a 90%. O teste de Wald, embora aproximado para modelos de regressão não lineares, foi adotado, pois as estatísticas de razão de verossimilhança não são aplicáveis em tais situações (Goldstein, 2003); como as variáveis foram incluídas em quartis, geraram três coeficientes, numa situação em que o teste de hipóteses apresenta, como hipótese nula, o valor de todos os coeficientes da variável iguais a zero. Se apenas um dos coeficientes for diferente de zero, o teste pode apresentar significância estatística limítrofe; para evitar tais situações de difícil definição, permitiu-se, nesse caso, a adoção de uma significância estatística análoga à aceita para os testes de razão de verossimilhança em modelos de regressão linear (Greenland, 1997). Para

a manutenção dos níveis superiores de agregação, dois critérios foram utilizados: (a) presença de variância para o nível, com erro padrão estatisticamente significativo a um nível de significância de 95%, e (b) teste de Qui-quadrado para os parâmetros fixos do modelo, em seus respectivos níveis, com significância estatística de 95%.

4.5. Resultados

4.5.1. Resultados gerais

Os resultados dos modelos de regressão de Poisson multinível obtidos para a análise da associação entre as taxas de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, neoplasias e doenças do aparelho circulatório, as taxas de internação por doenças infecciosas intestinais e diabetes mellitus, e as variáveis sócio-econômicas e de assistência à saúde, apresentaram diversas particularidades. Entretanto, alguns resultados foram constantes entre os modelos: (a) a existência de variância e a obtenção de resultados do teste de qui-quadrado de Wald estatisticamente significativos para os níveis de mesorregião e UF; (b) a ocorrência de sub-dispersão extra-Poisson; e (c) a inclusão tanto de variáveis sócio-econômicas quanto de assistência à saúde. Os modelos, entretanto, apresentaram resultados bastante diversificados, como veremos a seguir.

4.5.2. Taxa de mortalidade padronizada por Doenças Infecciosas e Parasitárias

Neste modelo, a renda *per capita* esteve diretamente associada a uma maior mortalidade, com a existência de um efeito dose-resposta entre os quartis de renda. O Índice de Gini apresentou, igualmente, associação positiva com a mortalidade por doenças infecciosas, similar para o segundo e o terceiro quartil, e mais intensa no quarto quartil. A presença de água encanada em pelo menos um cômodo teve efeito inverso em relação à mortalidade por doenças infecciosas, a partir do terceiro quartil; associação inversa com este indicador também foi obtida com a variável de produção de ações médicas básicas por habitante, com identificação de efeito dose-resposta. As ações ambulatoriais de média complexidade apresentaram, igualmente, associação inversa com a mortalidade por doenças

infecciosas, a partir do terceiro quartil, com redução do efeito no quarto quartil. As ações ambulatoriais de alta complexidade, por sua vez, estiveram associadas positivamente ao indicador, de modo não linear. A proporção de internações ocorridas em outros municípios apresentou-se associada de forma inversa com a mortalidade por doenças infecciosas, a partir do terceiro quartil, com redução do efeito no quarto quartil, o mesmo efeito inverso sendo identificado com a variável de presença de internações de alta complexidade. A proporção de prefeitos pertencentes à “coalizão SUS” esteve associada a valores mais altos da taxa, apenas no segundo quartil da variável, desaparecendo tal efeito no terceiro e quarto quartis (Tabela 2.1).

4.5.3. Taxa de mortalidade padronizada por Neoplasias

Este indicador apresentou-se associado positivamente, com intenso efeito dose-resposta, à razão de dependência para 65 anos ou mais. Efeito similar foi obtido para a proporção de crianças de 7 a 14 anos na escola, mas apenas a partir do terceiro quartil. A renda *per capita* apresentou, igualmente associação direta com a mortalidade por neoplasias, com evidência de efeito dose-resposta, o que ocorreu do mesmo modo com o Índice de Theil. A produção de consultas do Programa de Saúde da Família associou-se inversamente com o indicador, de modo não linear. Para a assistência de alta complexidade, observou-se uma associação positiva da taxa com a presença de atenção ambulatorial neste nível, e um efeito complexo na associação com a internação de alta complexidade: associação inversa no terceiro quartil e associação direta no quarto quartil (Tabela 2.2).

Tabela 2.1. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Doenças Infecciosas e Parasitárias e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Wald	p	RTM	IC 95%
Renda per capita^a						
2º Quartil	0,0530	0,0081	77,7462	< 0,0001	1,0544	1,0378 - 1,0713
3º Quartil	0,0715	0,0084			1,0741	1,0566 - 1,0919
4º Quartil	0,0691	0,0092			1,0715	1,0524 - 1,0910
Índice de Gini^a						
2º Quartil	0,0267	0,0064	25,0365	< 0,0001	1,0271	1,0143 - 1,0400
3º Quartil	0,0246	0,0067			1,0249	1,0115 - 1,0385
4º Quartil	0,0321	0,0068			1,0326	1,0189 - 1,0465
Proporção de domicílios com água canalizada ao menos em um cômodo^a						
2º Quartil	-0,0160	0,0082	26,2137	< 0,0001	0,9841	0,9684 - 1,0001
3º Quartil	-0,0443	0,0096			0,9567	0,9388 - 0,9748
4º Quartil	-0,0423	0,0100			0,9586	0,9400 - 0,9776
Proporção de domicílios ligados à rede geral de esgoto ou com fossa séptica/ rudimentar^a						
2º Quartil	-0,0188	0,0083	9,7470	0,0208	0,9814	0,9655 - 0,9975
3º Quartil	-0,0238	0,0090			0,9765	0,9594 - 0,9939
4º Quartil	-0,0301	0,0097			0,9703	0,9521 - 0,9890
Número de ações médicas básicas por habitante^a						
2º Quartil	-0,0198	0,0055	20,8606	0,0001	0,9804	0,9699 - 0,9910
3º Quartil	-0,0200	0,0056			0,9802	0,9695 - 0,9910
4º Quartil	-0,0229	0,0062			0,9774	0,9656 - 0,9893
Número de procedimentos ambulatoriais de média complexidade por habitante^a						
2º Quartil	-0,0099	0,0095	10,4768	0,0149	0,9901	0,9719 - 1,0088
3º Quartil	-0,0274	0,0095			0,9730	0,9550 - 0,9913
4º Quartil	-0,0193	0,0097			0,9809	0,9624 - 0,9997
Número de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade por habitante^a						
2º Quartil	0,0288	0,0097	34,3045	< 0,0001	1,0292	1,0098 - 1,0490
3º Quartil	0,0200	0,0092			1,0202	1,0020 - 1,0388
4º Quartil	0,0495	0,0091			1,0507	1,0322 - 1,0697
Proporção de internações ocorridas em outros municípios^a						
2º Quartil	-0,0059	0,0058	76,6593	< 0,0001	0,9941	0,9829 - 1,0055
3º Quartil	-0,0555	0,0069			0,9460	0,9333 - 0,9589
4º Quartil	-0,0306	0,0096			0,9699	0,9518 - 0,9883
Presença de internações com procedimentos de alta complexidade^a						
Sim	-0,0414	0,0058	50,0841	< 0,0001	0,9594	0,9486 - 0,9704
Proporção de prefeitos pertencentes à "coalizão SUS"^b						
2º Quartil	0,1904	0,0708	7,4124	0,0560	1,2097	1,0530 - 1,3898
3º Quartil	0,1110	0,0711			1,1174	0,9720 - 1,2845
4º Quartil	0,0829	0,0691			1,0864	0,9488 - 1,2440

RTM = Razão de Taxas de Mortalidade; IC 95% = Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística; p = nível de significância estatística para o Teste de Wald. a = variáveis do primeiro nível (município); b = Variável do terceiro nível (UF). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do segundo nível (mesorregião) = 38,4831 (p = 0,0013). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do terceiro nível = 10,8674 (p = 0,0089). Variância do segundo nível = 0,0041 (IC 95% = 0,0027 – 0,0055). Variância do terceiro nível = 0,0149 (IC 95% = 0,0061 – 0,0237). Fator de dispersão (extra-Poisson) = 0,1727 (IC 95% = 0,1662 – 0,1792): sub-dispersão.

Tabela 2.2. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Neoplasias e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Wald	p	RTM	IC 95%
<i>Razão de dependência para 65 anos ou mais^a</i>						
2º Quartil	0,2078	0,0038	8330,8410	< 0,0001	1,2310	1,2218 - 1,2402
3º Quartil	0,2910	0,0044			1,3378	1,3263 - 1,3494
4º Quartil	0,4328	0,0052			1,5416	1,5259 - 1,5574
<i>Proporção de crianças de 7 a 14 anos na escola^a</i>						
2º Quartil	0,0026	0,0052	168,9018	< 0,0001	1,0026	0,9924 - 1,0129
3º Quartil	0,0222	0,0053			1,0224	1,0119 - 1,0331
4º Quartil	0,0552	0,0056			1,0568	1,0452 - 1,0684
<i>Renda per capita^a</i>						
2º Quartil	0,0173	0,0054	35,0298	< 0,0001	1,0175	1,0067 - 1,0283
3º Quartil	0,0178	0,0060			1,0180	1,0061 - 1,0300
4º Quartil	0,0338	0,0058			1,0344	1,0227 - 1,0462
<i>Índice de Theil^a</i>						
2º Quartil	0,0351	0,0049	82,8027	< 0,0001	1,0357	1,0258 - 1,0457
3º Quartil	0,0398	0,0050			1,0406	1,0305 - 1,0509
4º Quartil	0,0431	0,0051			1,0440	1,0337 - 1,0545
<i>Número de consultas do Programa de Saúde da Família por habitante^a</i>						
2º Quartil	-0,0164	0,0053	41,6396	< 0,0001	0,9837	0,9736 - 0,9940
3º Quartil	-0,0103	0,0051			0,9898	0,9799 - 0,9997
4º Quartil	-0,0336	0,0054			0,9670	0,9568 - 0,9772
<i>Presença de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade^a</i>						
Sim	0,0134	0,0041	10,8461	0,0125	1,0135	1,0054 - 1,0217
<i>Número de internações de alta complexidade por habitante^a</i>						
2º Quartil	0,0050	0,0056	124,2520	< 0,0001	1,0050	0,9940 - 1,0161
3º Quartil	-0,0227	0,0070			0,9776	0,9642 - 0,9911
4º Quartil	0,0384	0,0062			1,0391	1,0266 - 1,0519

RTM = Razão de Taxas de Mortalidade; IC 95% = Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística; p = nível de significância estatística para o Teste de Wald. a = variáveis do primeiro nível (município). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do segundo nível (mesorregião) = 35,2826 (p = 0,0006). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do terceiro nível = 12,5774 (p = 0,0278). Variância do segundo nível = 0,0019 (IC 95% = 0,0013 - 0,0025). Variância do terceiro nível = 0,0503 (IC 95% = 0,0225 - 0,0781). Fator de dispersão (extra-Poisson) = 0,2313 (IC 95% = 0,2225 - 0,2401): sub-dispersão.

4.5.4. Taxa de mortalidade padronizada por Doenças do Aparelho Circulatório

Este modelo evidenciou uma associação direta, com forte efeito dose-resposta, entre a o indicador e a razão de dependência para 65 anos ou mais. A proporção de crianças com 7 a 14 anos na escola associou-se igualmente de forma positiva, a partir do terceiro quartil. A renda *per capita*, assim como o Índice de Theil, apresentaram associação direta, e presença de efeito dose-resposta, com a taxa de mortalidade por doenças do aparelho circulatório. A produção de consultas do Programa de Saúde da Família associou-se inversamente ao indicador, de modo não linear. A produção ambulatorial de alta complexidade, por sua vez, associou-se diretamente, a partir do terceiro quartil. A proporção de prefeitos pertencentes à “coalizão SUS” associou-se positivamente à taxa, apenas no segundo quartil, desaparecendo o efeito a partir do terceiro quartil (Tabela 2.3).

4.5.5. Taxa de internação padronizada por doenças infecciosas intestinais

A variável razão de dependência para menores de 15 anos apresentou intensa associação direta com este indicador, com evidência de efeito dose-resposta. A proporção de domicílios ligados à rede geral de esgoto, porém, associou-se inversamente, de modo não linear. A presença de consultas do Programa de Saúde da Família associou-se diretamente à taxa de internações por doenças infecciosas intestinais, enquanto que a produção ambulatorial de alta complexidade associou-se negativamente, a partir do terceiro quartil. A proporção de internações ocorridas em outros municípios associou-se de forma direta a este indicador. O número de enfermeiros por habitante, por sua vez, apresentou associação inversa, com efeito dose-resposta (Tabela 2.4).

Tabela 2.3. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de mortalidade padronizada por Doenças do Aparelho Circulatório e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Wald	p	RTM	IC 95%
Razão de dependência para 65 anos ou mais^a						
2º Quartil	0,2384	0,0039	11919,7100	< 0,0001	1,2692	1,2596 - 1,2790
3º Quartil	0,3463	0,0043			1,4138	1,4020 - 1,4258
4º Quartil	0,4992	0,0050			1,6474	1,6313 - 1,6636
Proporção de crianças de 7 a 14 anos na escola^a						
2º Quartil	0,0060	0,0049	151,5392	< 0,0001	1,0060	0,9964 - 1,0157
3º Quartil	0,0180	0,0051			1,0182	1,0080 - 1,0284
4º Quartil	0,0534	0,0053			1,0549	1,0440 - 1,0659
Renda per capita^a						
2º Quartil	0,0153	0,0055	18,4526	0,0004	1,0154	1,0045 - 1,0264
3º Quartil	0,0189	0,0059			1,0191	1,0074 - 1,0309
4º Quartil	0,0254	0,0060			1,0257	1,0137 - 1,0379
Índice de Theil^a						
2º Quartil	0,0334	0,0048	68,2728	< 0,0001	1,0340	1,0243 - 1,0437
3º Quartil	0,0353	0,0049			1,0359	1,0260 - 1,0459
4º Quartil	0,0382	0,0050			1,0389	1,0288 - 1,0492
Número de consultas do Programa de Saúde da Família por habitante^a						
2º Quartil	-0,0189	0,0052	36,6505	< 0,0001	0,9813	0,9713 - 0,9913
3º Quartil	-0,0133	0,0050			0,9868	0,9772 - 0,9965
4º Quartil	-0,0311	0,0053			0,9694	0,9594 - 0,9795
Número de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade por habitante^a						
2º Quartil	0,0126	0,0067	186,1199	< 0,0001	1,0127	0,9995 - 1,0261
3º Quartil	0,0090	0,0063			1,0090	0,9967 - 1,0216
4º Quartil	0,0681	0,0061			1,0705	1,0577 - 1,0833
Proporção de prefeitos pertencentes à "coalizão SUS"^b						
2º Quartil	0,3447	0,1251	7,8837	0,0485	1,4116	1,1046 - 1,8038
3º Quartil	0,1246	0,1252			1,1327	0,8862 - 1,4477
4º Quartil	0,1224	0,1207			1,1302	0,8921 - 1,4319

RTM = Razão de Taxas de Mortalidade; IC 95% = Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística; *p* = nível de significância estatística para o Teste de Wald. a = variáveis do primeiro nível (município); b = Variável do terceiro nível (UF). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do segundo nível (mesorregião) = 36,8234 (*p* = 0,0006). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do terceiro nível = 12,5767 (*p* = 0,0277). Variância do segundo nível = 0,0019 (IC 95% = 0,0013 – 0,0025). Variância do terceiro nível = 0,0502 (IC 95% = 0,0226 – 0,0778). Fator de dispersão (extra-Poisson) = 0,5380 (IC 95% = 0,5176 – 0,5584): sub-dispersão.

Tabela 2.4. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de internação padronizada por doenças infecciosas intestinais e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Wald	p	RTI	IC 95%
<i>Razão de dependência para menores de 15 anos^a</i>						
2º Quartil	0,0369	0,0021	954,0388	< 0,0001	1,0376	1,0333 - 1,0419
3º Quartil	0,0594	0,0023			1,0612	1,0564 - 1,0660
4º Quartil	0,0776	0,0027			1,0807	1,0750 - 1,0864
<i>Proporção de domicílios ligados à rede geral de esgoto^a</i>						
2º Quartil	-0,0086	0,0031	8,7372	0,0330	0,9914	0,9854 - 0,9975
3º Quartil	-0,0049	0,0030			0,9951	0,9893 - 1,0010
4º Quartil	-0,0068	0,0029			0,9932	0,9876 - 0,9989
<i>Presença de consultas do Programa de Saúde da Família^a</i>						
Sim	0,0075	0,0018	17,4460	0,0006	1,0075	1,0040 - 1,0111
<i>Número de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade por habitante^a</i>						
2º Quartil	-0,0073	0,0046	67,7864	< 0,0001	0,9927	0,9838 - 1,0017
3º Quartil	-0,0190	0,0044			0,9812	0,9728 - 0,9897
4º Quartil	-0,0321	0,0044			0,9684	0,9601 - 0,9768
<i>Proporção de internações ocorridas em outros municípios^a</i>						
2º Quartil	0,0013	0,0019	11,2527	0,0104	1,0013	0,9976 - 1,0050
3º Quartil	0,0065	0,0024			1,0065	1,0018 - 1,0113
4º Quartil	0,0083	0,0034			1,0083	1,0016 - 1,0151
<i>Número de enfermeiros por habitante^a</i>						
2º Quartil	-0,0079	0,0025	24,2550	< 0,0001	0,9921	0,9873 - 0,9970
3º Quartil	-0,0101	0,0027			0,9900	0,9847 - 0,9952
4º Quartil	-0,0137	0,0028			0,9864	0,9810 - 0,9918

RTI = Razão de Taxas de Internação; IC 95% = Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística; p = nível de significância estatística para o Teste de Wald. a = variáveis do primeiro nível (município). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do segundo nível (mesorregião) = 39,5267 (p = 0,0002). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do terceiro nível = 11,3354 (p = 0,0017). Variância do segundo nível = 0,0006 (IC 95% = 0,0001 – 0,0008). Variância do terceiro nível = 0,0030 (IC 95% = 0,0012 – 0,0048). Fator de dispersão (extra-Poisson) = 0,2690 (IC 95% = 0,2588 – 0,2792); sub-dispersão.

4.5.6. Taxa de internação padronizada por diabetes mellitus

Assim como nos modelos referentes às taxas de mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho circulatório, neste modelo a razão de dependência para 65 anos ou mais apresenta forte associação positiva com a taxa de internação por diabetes mellitus, com visível efeito dose- resposta. De forma análoga aos modelos citados, aqui também a renda *per capita* e o Índice de Theil apresentam o mesmo efeito em relação ao indicador. A proporção de domicílios ligados a algum tipo de instalação sanitária associa-se diretamente à taxa, a partir do terceiro quartil. A produção do Programa de Saúde da Família, por outro lado, associa-se inversamente, apresentando igualmente efeito dose- resposta. Em relação à assistência de alta complexidade, tanto a presença de atenção ambulatorial quanto a hospitalar associam-se diretamente a este indicador. Novamente o efeito direto sobre o indicador no segundo quartil da proporção de prefeitos pertencentes à “coalizão SUS” é verificado (Tabela 2.5).

4.6. Discussão

Este estudo procurou analisar a associação entre alguns indicadores de morbimortalidade selecionados e variáveis sócio-econômicas e de assistência à saúde nos municípios brasileiros no ano de 2001. Não obstante o fato que o delineamento transversal do estudo limita a pressuposição de relações causais entre os fatores e os desfechos, algumas associações encontradas ensejam reflexões iniciais sobre a estruturação do perfil epidemiológico dos municípios brasileiros em um cenário social e setorial do passado recente. Dar-se-á prioridade às possibilidades de generalização dos achados para todos os indicadores, com vistas à tentativa de realização de uma análise o mais integral possível. Entretanto, as particularidades, quando relevantes para o entendimento do panorama epidemiológico geral, serão também contempladas.

Tabela 2.5. Resultados do modelo de regressão de Poisson multinível para a associação entre a taxa de internação padronizada por diabetes mellitus e variáveis sócio-econômicas e assistenciais nos municípios brasileiros, 2001.

Variável	Coeficiente	Erro padrão	Wald	p	RTI	IC 95%
Razão de dependência para 65 anos ou mais^a						
2º Quartil	0,1521	0,0037	4586,9840	< 0,0001	1,1643	1,1559 - 1,1728
3º Quartil	0,2120	0,0042			1,2361	1,2260 - 1,2464
4º Quartil	0,3140	0,0051			1,3689	1,3553 - 1,3826
Renda per capita^a						
2º Quartil	0,0150	0,0050	40,3212	< 0,0001	1,0151	1,0052 - 1,0251
3º Quartil	0,0172	0,0055			1,0173	1,0064 - 1,0284
4º Quartil	0,0346	0,0054			1,0352	1,0243 - 1,0462
Índice de Theil^a						
2º Quartil	0,0318	0,0046	73,7254	< 0,0001	1,0323	1,0230 - 1,0417
3º Quartil	0,0343	0,0047			1,0349	1,0254 - 1,0445
4º Quartil	0,0383	0,0046			1,0390	1,0297 - 1,0485
Proporção de domicílios ligados à rede geral de esgoto ou com fossa séptica ou rudimentar^a						
2º Quartil	0,0003	0,0060	36,1121	< 0,0001	1,0003	0,9886 - 1,0121
3º Quartil	0,0135	0,0061			1,0136	1,0015 - 1,0258
4º Quartil	0,0278	0,0064			1,0282	1,0154 - 1,0412
Número de consultas do Programa de Saúde da Família por habitante^a						
2º Quartil	-0,0072	0,0049	28,1734	< 0,0001	0,9928	0,9833 - 1,0024
3º Quartil	-0,0106	0,0047			0,9895	0,9804 - 0,9986
4º Quartil	-0,0260	0,0051			0,9743	0,9646 - 0,9841
Presença de procedimentos ambulatoriais de alta complexidade por habitante^a						
Sim	0,0236	0,0040	31,7849	< 0,0001	1,0239	1,0159 - 1,0319
Presença de internações hospitalares com procedimentos de alta complexidade^a						
Sim	0,0115	0,0040	8,1812	0,0424	1,0116	1,0037 - 1,0195
Proporção de prefeitos pertencentes à "coalizão SUS"^b						
2º Quartil	0,2635	0,0945	7,8837	0,0485	1,3015	1,0814 - 1,5663
3º Quartil	0,1182	0,0947			1,1255	0,9348 - 1,3550
4º Quartil	0,1175	0,0913			1,1247	0,9404 - 1,3451

RTI = Razão de Taxas de Internação; IC 95% = Intervalo de Confiança a 95% de significância estatística; p = nível de significância estatística para o Teste de Wald. a = variáveis do primeiro nível (município); b = Variável do terceiro nível (UF). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do segundo nível (mesorregião) = 35,8894 (p = 0,0006). Resultado do teste de qui-quadrado para a significância estatística do terceiro nível = 12,2168 (p = 0,0158). Variância do segundo nível = 0,0017 (IC 95% = 0,0011 - 0,0023). Variância do terceiro nível = 0,0281 (IC 95% = 0,0124 - 0,0438). Fator de dispersão (extra-Poisson) = 0,1952 (IC 95% = 0,1878 - 0,2026); sub-dispersão.

A associação direta da renda e da desigualdade de renda com todas as taxas de mortalidade e com a taxa de internação por diabetes mellitus delineia uma situação, provavelmente, estruturante dos processos vitais nos municípios brasileiros, independentemente de sua causa e de seu desfecho final. Em outras palavras, para os municípios brasileiros, a combinação de alta renda média e desigualdade de renda pode ser carreadora – diretamente, ou através de processos sociais intermediários – de eventos em saúde que apresentem impacto sobre a expectativa geral de vida da população. Estudos como os de Gawryszewski e Costa (2005) demonstram, por exemplo, a existência de diferenciais de mortalidade por homicídios relacionadas à desigualdade de renda em uma área de grande afluência econômica como o município de São Paulo. Resultados similares foram obtidos em relação aos indicadores relacionados à mortalidade infantil e perinatal, para municípios economicamente desenvolvido, como, respectivamente, Ribeirão Preto e Rio de Janeiro (Goldani *et al.*, 2001; Andrade *et al.*, 2004). A morbidade nos municípios brasileiros pode estar sendo igualmente afetada por este processo, como demonstram os resultados do estudo de Neuman *et al.* (2000), em relação à anemia, e o de Baldani, Vasconcelos e Antunes (2004), em relação à cárie dentária.

Nos resultados do presente estudo, outros aspectos desse suposto processo podem estar sendo evidenciados, dado que causas de morte pertencentes aos dois extremos do processo de transição demográfico-epidemiológica estão associadas, de modo análogo, à renda e à desigualdade de renda. Entretanto, essa hipótese ainda deve ser testada em modelos de análise que incorporem a variável de interação entre renda e desigualdade de renda, o que não foi efetuado em estudos anteriores. Do mesmo modo, no presente estudo, tal interação não foi analisada, em função do aumento da complexidade de interpretação de modelos de regressão múltipla que incorporem coeficientes relativos a variáveis de interação, o que foge aos objetivos de um estudo exploratório.

Mesmo considerando-se que a padronização das taxas de morbi-mortalidade tenha produzido o ajuste dos riscos de morte e de internação aqui avaliados, a estrutura demográfica ainda apresentou forte associação com os indicadores, especialmente os relacionados ao processo de envelhecimento populacional (taxas de mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho circulatório, e taxa de internação por diabetes mellitus). Esta associação reitera o achado tradicional de indivisibilidade dos processos de transição

demográfica e epidemiológica já discutidos anteriormente; entretanto, a análise combinada de outros achados demonstra como tal envelhecimento populacional tem sido possível, predominantemente, em municípios dotados de infra-estrutura geral de bens sociais essenciais, o que se evidencia pela maior mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho circulatório em municípios com maiores proporções de crianças de 7 a 14 anos na escola, e de maiores taxas de internação por diabetes mellitus em municípios com altas proporções de domicílios dotados de qualquer instalação sanitária. Em contraste, ou talvez de modo complementar, em localidades nas quais a estrutura demográfica ainda se encontra em estágio mais atrasado de transição, o risco de morbidade hospitalar por doenças infecciosas intestinais apresenta maior magnitude. Vale acrescentar que, corroborando a sugestão anterior, obteve-se maior risco de internação por este agrupamento de doenças infecciosas nos municípios com menor infra-estrutura de rede geral de esgoto. Desse modo, áreas com precária infra-estrutura de bens gerais são, também, as que apresentam pirâmides populacionais de base mais ampliada, delineando o reverso do processo evidenciado para a morbi-mortalidade por doenças crônico-degenerativas abordadas. Esses resultados corroboram os achados do estudo de Neri e Soares (2002), relativos aos resultados nacionais do Suplemento Saúde da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio de 1998.

Em relação aos aspectos da estruturação do sistema de saúde brasileiro que puderam ser aqui analisados, observa-se que a produção do Programa de Saúde da Família (PSF) é menor nas áreas que apresentam maior mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho circulatório, e morbidade hospitalar por diabetes mellitus. Isto pode evidenciar uma adequação na decisão sobre as áreas prioritárias de implantação do Programa, à luz dos seus princípios norteadores, calcados na melhoria do acesso aos serviços de populações menos assistidas pelo sistema de saúde (Ministério da Saúde, 2003), que são, simultaneamente em nosso país, as menos assistidas pelos bens gerais de infra-estrutura (Neri e Soares, 2002). Neste estudo, como exposto anteriormente, tais populações foram as que se encontravam em estágios iniciais do processo de transição epidemiológica e, portanto, com menor risco de morte e internação por doenças crônico-degenerativas.

Esta suposta adequação no processo de territorialização do Programa, entretanto, não foi acompanhada, na presente análise, por um achado positivo em relação ao impacto desta política sobre um desfecho de seu interesse: a taxa de internação por doenças

infecções intestinais foi mais alta em municípios com PSF presente. Isso reforça a hipótese de adequação espacial do Programa ao cenário epidemiológico que está em seu interesse prioritário, mas também informa sobre a ausência de redução deste indicador no ano de 2001 para os municípios com PSF implementado, em comparação com os não servidos pelo Programa, consideradas as limitações do delineamento transversal deste estudo. Tal ausência de impacto do PSF sobre o perfil da assistência hospitalar já foi identificada em Furtado, Araújo Jr. e Cavalcanti (2004). Como reforço à discussão aqui apresentada, vale notar que a associação inversa entre atenção ambulatorial de alta complexidade e a taxa de internação por doenças infecciosas intestinais aponta para a existência de tal morbidade em áreas com menor infra-estrutura de serviços de saúde, coincidentemente aquelas em que o PSF se propõe a cobrir com suas ações.

O nível de alta complexidade do sistema de saúde, por sua vez, encontra-se francamente estruturado nas áreas de transição demográfico-epidemiológica avançada. Isto se evidencia pela atenção ambulatorial de alta complexidade se associar diretamente a todos os indicadores de morbi-mortalidade por doenças crônico-degenerativas estudados, e pela atenção hospitalar de alta complexidade se associar à taxa de mortalidade por neoplasias e à taxa de internação por diabetes mellitus. Como já evidenciado, o envelhecimento populacional brasileiro acompanha o vetor de desenvolvimento econômico do país, e assim também tem ocorrido, possivelmente, com a estruturação do nível mais alto de complexidade do sistema de saúde (Santos & Gershman, 2004). Resta o questionamento, a ser respondido em uma análise posterior (que inclua o componente temporal), sobre as causas da aparente ausência de impacto desse nível de assistência sobre desfechos negativos das doenças que se propõe a assistir, que são principalmente as crônico-degenerativas e suas seqüelas. Esse tipo de análise deve levar em consideração que o capital fixo de alta complexidade instalado no país é, em parte, herdeiro do sistema de saúde anterior ao SUS e, portanto, apresenta um histórico de implementação de, ao menos, médio prazo (Portela *et al.*, 2004); resta saber se tal período seria suficiente para produzir impacto sobre os desfechos de doenças com determinação multifatorial e prevenção, tratamento e controle complexos, custosos e de longa duração.

Os resultados do modelo de regressão referente à taxa de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias apresentaram diversas particularidades que merecem uma análise

mais detida. Sua associação inversa com a disponibilidade de infra-estrutura de saneamento básico é tradicionalmente esperada (Câmara & Tambellini, 2003), e foi também obtida para a taxa de internação por doenças infecciosas intestinais, como visto anteriormente, demonstrando a vulnerabilidade da morbi-mortalidade deste grupo de causas em relação às ações de promoção de saúde ligadas à oferta de serviços de saneamento básico, reconhecidamente implementados no Brasil de forma precária e não equitativa (IBGE, 2004).

O papel da assistência à saúde em relação ao risco de morte por doenças infecciosas e parasitárias, entretanto, apresenta resultados de maior complexidade analítica. As ações médicas básicas e as ações ambulatoriais de média complexidade encontraram-se inversamente associadas a este indicador. Numa perspectiva de análise tradicional do perfil epidemiológico das doenças infecto-parasitárias, poder-se ia aventar a possibilidade de que um maior risco de morte por estas causas estivesse restrito a áreas totalmente desprovidas de serviços de saúde, inclusive de serviços básicos. Entretanto, a atenção de alta complexidade apresentou resultados contraditórios: a associação do seu componente hospitalar à taxa se comportou como os componentes assistenciais anteriores, enquanto que o componente ambulatorial apresentou associação positiva. Tal cenário contraditório provê o estabelecimento das seguintes hipóteses, a serem testadas em estudos complementares: (a) a existência, sugerida no presente estudo, de impacto das ações médicas básicas e de média complexidade ambulatorial na redução da mortalidade por doenças infecciosas; (b) a existência de agrupamentos de doenças infecciosas agindo em etapas diferentes do processo de transição epidemiológica, configurando o conhecido panorama da *complexidade epidemiológica*, no qual alguns agrupamentos incidiriam dentro do cenário clássico da transição, ou seja, entre os segmentos populacionais mais pobres das regiões do país mais atrasadas economicamente, enquanto que outros agrupamentos incidiriam, sob a forma de doenças *emergentes* e *reemergentes*, na periferia de áreas economicamente mais desenvolvidas, porém ainda sob o impacto da desigualdade social persistente (Barata, 1997). Na existência de um perfil epidemiológico com estas características, a mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias poderia ser alta em municípios dotados de assistência ambulatorial de alta complexidade, com maior probabilidade de estarem situados em regiões de maior desenvolvimento econômico. A comprovação desta hipótese geraria novos

desafios para o estudo do Capítulo I da CID-10 em áreas em que a complexidade epidemiológica fosse vigente, pois a análise em bloco deste Capítulo estaria considerando, de forma unificada, processos epidemiológicos distintos, dificultando a interpretação dos resultados; (c) a menor ocorrência de mortes por doenças infecto-parasitárias em áreas dotadas de atenção hospitalar de alta complexidade corroborando, por contraste, o achado deste estudo, de implementação do parque hospitalar de alta complexidade em áreas de predomínio da morbi-mortalidade por doenças crônico-degenerativas. As limitações de delineamento e especificação do modelo de análise do presente estudo, entretanto, faz com que o teste de tais hipóteses se mantenha como perspectiva analítica futura.

Um outro aspecto da assistência à saúde evidenciado neste estudo, e relacionado à morbi-mortalidade por doenças infecciosas, deve ser ressaltado. A proporção de internações ocorridas em outros municípios foi considerada, *a priori*, um indicador de falta de capacidade assistencial hospitalar no município. Entretanto, o encontro de uma associação inversa entre esta proporção de internações “exportadas” e a taxa de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias pode estar evidenciando uma possível capacidade de alguns gestores municipais, situados em áreas de infra-estrutura de serviços de saúde precária – associadas, neste estudo, às áreas com maior mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias – a responderem a esta necessidade em saúde, encaminhando para internação os casos mais graves de doenças infecciosas, o que poderia justificar a redução encontrada nesta mortalidade para municípios “grandes exportadores” de internações. Note-se que essa redução é observada no indicador de mortalidade, mas não no de morbidade; pelo contrário, a taxa de internação por doenças infecciosas intestinais em municípios com grande proporção de internações em outros municípios é mais alta. Tal contradição aparente pode ocultar parte da confirmação desta hipótese, identificando a gestão de municípios “grandes exportadores” de internações como capazes de obter assistência a seus pacientes portadores de doenças infecciosas e, assim, reduzir a mortalidade. As limitações do presente estudo para comprovar essa hipótese são evidentes; termos de interação complexos e a dimensão temporal teriam que ser incorporados à estrutura de análise com vistas a permitir a avaliação da validade desta conjectura.

Por fim, um único aspecto relativo aos recursos humanos em saúde apresentou relevância neste estudo. O número de enfermeiros por habitante associou-se inversamente à

taxa de internação por doenças infecciosas intestinais, o que pode levar, em primeira análise, à identificação de evidências do papel do enfermeiro como redutor de internações por uma doença sensível ao tratamento ambulatorial. A complexidade das associações obtidas nos modelos que analisaram a morbi-mortalidade por doenças infecciosas, entretanto, estimulam cautela em se assumir tal conclusão. Não obstante os avanços identificados na descentralização dos recursos humanos em saúde a partir da década de 1990 (Costa & Pinto, 2002), a distribuição dos recursos humanos em saúde provavelmente segue, assim como a infra-estrutura de serviços de maior complexidade, o vetor de desenvolvimento econômico nacional. Especificamente em relação a profissionais de enfermagem, o estudo de Silva *et al.* (2001) demonstra a persistência de sua concentração em atividades ligadas a níveis mais complexos no setor saúde. Assim, é possível que maiores contingentes de profissionais de saúde sejam encontrados em áreas onde o perfil epidemiológico é predominantemente concentrado nas doenças crônico-degenerativas. Assim, pelo menos em parte, a associação inversa encontrada pode estar associada à ausência de enfermeiros em municípios com altas taxas de morbidade por doenças infecciosas intestinais. A confirmação da relação temporal destas variáveis, mais uma vez, demanda a execução de estudos adicionais com delineamento longitudinal.

4.7. Conclusões

A despeito de suas limitações metodológicas, este estudo logrou evidenciar a necessidade de entendimento da estrutura epidemiológica brasileira, no passado recente, como dotada de forte complexidade. Esta complexidade não é evidenciada apenas pela variedade de determinantes sócio-econômicos e de assistência à saúde associada aos indicadores de morbi-mortalidade aqui estudados, mas diz respeito também à necessidade de se incorporar, à análise, a variabilidade dos indicadores existente em níveis superiores de agregação espacial. Como já visto anteriormente, todos os modelos de regressão especificados identificaram que há variabilidade detectável entre as mesorregiões e entre as Unidades da Federação, em relação aos desfechos em saúde aqui estudados.

Estes resultados identificam a adequação de um dos eixos norteadores do Sistema Único de Saúde, a hierarquização; ora, se alguns desfechos em saúde apresentam estrutura

hierárquica, justifica-se assim a estruturação de sua assistência segundo os mesmos princípios. O efeito de existência de variância entre mesorregiões identifica a adequação de um movimento mais recente do Sistema, a regionalização; entretanto, é necessário acrescentar que este estudo não conseguiu identificar quais variáveis apresentam efeitos de contexto em nível de mesorregião, e apenas uma variável foi associada a efeitos de contexto em nível de Unidade da Federação, a proporção de prefeitos pertencentes à “coalizão SUS”, efeito cuja análise pode ser não trivial.

Independentemente da interpretação do resultado dos coeficientes da variável, sua simples inclusão no modelo, para três indicadores que operam em etapas distintas do processo de transição demográfico-epidemiológica, apresenta duas implicações relevantes: (a) a identificação do nível político local como uma instância estratégica de definição de políticas em saúde, princípio este contido no Sistema Único de Saúde sob a denominação de *municipalização*; (b) a evidência de reflexos nas condições coletivas de saúde decorrentes da opção – mediada através da filiação partidária –, pelo nível político decisório local, em defender e acatar, ou não, os princípios do sistema de saúde vigente no país. Tais reflexos podem ser analisados mediante a interpretação dos coeficientes de regressão para esta variável, nos modelos em que ela foi incluída.

O efeito da variável foi análogo para os modelos dos três indicadores a ela associados de forma estatisticamente significativa (taxas de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias e do aparelho circulatório e taxa de internação por diabetes mellitus): associação positiva entre a taxa e o indicador no segundo quartil da variável e ausência de associação para o terceiro e quarto quartis. Uma interpretação possível para este resultado é que há impacto negativo sobre vários indicadores de morbi-mortalidade para Unidades da Federação com baixas proporções de prefeitos pertencentes à “coalizão SUS”, e que tal efeito negativo desaparece quando esta proporção aumenta. Sendo assim, a não adesão aos princípios do SUS por parte de grande número de gestores locais em uma Unidade da Federação pode ter efeito negativo sobre a morbi-mortalidade geral de seus municípios, o que evidencia o impacto potencial e real das decisões locais em saúde no Brasil, como já sugerido em Arretche e Marques (2002) e Souza (2002). Esta hipótese, como nos casos anteriores, só poderia ser testada, entretanto, em modelos de análise com maior grau de complexidade.

A visão integrada dos resultados deste estudo evidencia o fato de que o panorama epidemiológico nacional contemporâneo exige, por parte dos pesquisadores voltados para a missão de “pensar” as condições de vida da população brasileira, o esforço de integração de variadas dimensões e níveis de análise. Tome-se, como exemplo, o novo conjunto de hipóteses levantadas pelo presente estudo: de modo inegável, há um extenso campo de reflexão onde novos determinantes das condições de saúde no Brasil podem ser identificados, analisados e, mais importante, acoplados a propostas inovadoras de combate às persistentes desigualdades nas condições de saúde do país.

4.8. Referências Bibliográficas

ALMEIDA MF, BARATA RB, MONTERO CV & SILVA ZF, 2002. Prevalência de doenças crônicas auto-referidas e utilização de serviços de saúde, PNAD/1998, Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 743 – 756.

ANDRADE CLT, SZWARCOWALD CL, GAMA SGN & LEAL MC, 2004. Desigualdades sócio-econômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. *Cadernos de Saúde Pública* 20 (Supl. 1): 44 – 51.

ARREDONDO A & ICAZA RRE, 1998. Costo-efectividad de intervenciones para insuficiencia renal crónica terminal. *Revista de Saúde Pública* 32 (6): 556 – 565.

ARRETCHE M & MARQUES E, 2002. Municipalização da saúde no Brasil: diferenças regionais, poder do voto e estratégias de governo. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (3): 455 – 479.

BALDANI MH, VASCONCELOS AGG & ANTUNES JLF, 2004. Associação do índice CPO-D com indicadores sócio-econômicos e de provisão de serviços odontológicos no Estado do Paraná, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 20 (1): 143 – 152.

BARATA RCB, 1997. O desafio das doenças emergentes e a revalorização da epidemiologia descritiva. *Revista de Saúde Pública* 31 (5): 531 – 537.

BARATA RCB & RIBEIRO MCSA, 2000. Relação entre homicídios e indicadores econômicos em São Paulo, Brasil, 1996. *Revista Panamericana de Salud Publica* 7 (2): 118 – 124.

BARBOSA CS, SILVA CB & BARBOSA FS, 1996. Esquistossomose: reprodução e expansão da endemia no Estado de Pernambuco no Brasil. *Revista de Saúde Pública* 30 (6): 609 – 616.

BARCELLOS C, LAMMERHIRT CB, ALMEIDA MAB & SANTOS S, 2003. Distribuição espacial da leptospirose no Rio Grande do Sul, Brasil: recuperando a ecologia dos estudos ecológicos. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (5): 1283 – 1292.

BARRETO SM, PASSOS VMA & LIMA-COSTA MFF, 2003. Obesity and underweight among Brazilian elderly: the Bambuí Health and Aging Study. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (2): 605 – 612.

BARRETO SM, PASSOS VMA, CARDOSO ARA & LIMA-COSTA MF, 2003. Quantificando o risco de doença coronariana na comunidade. Projeto Bambuí. *Arquivos Brasileiros de Cardiologia* 81 (6): 549 – 555.

BASTOS FI & SZWARCOWALD CL, 2000. AIDS e pauperização: principais conceitos e evidências empíricas. *Cadernos de Saúde Pública* 16 (Supl. 1): 3 – 20.

BASU J, FRIEDMAN B & BURSTIN H, 2002. Primary care, HMO enrollment, and hospitalization for ambulatory care sensitive conditions: a new approach. *Medical Care* 40 (12): 1260 – 1269.

BATISTA Fº M & RISSIN A, 2003. A transição nutricional no Brasil: tendências regionais e temporais. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (Supl. 1): S181 – S191.

BENICIO MHD, MONTEIRO CA & ROSA TEC, 2000. "Evolução da desnutrição, da pobreza e do acesso a serviços públicos em dezesseis Estados". In: MONTEIRO CA (org.). *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças*. 2. ed. São Paulo: Hucitec/Nutens-USP, 2000, pp. 141 – 150.

BIRCH S, JERRETT M & EYLES J, 2000. Heterogeneity in the determinants of health and illness: the example of socioeconomic status and smoking. *Social Science and Medicine*, 51 (2): 307 – 317.

BOHLAND AK & MELLO JORGE MHP, 1999. Mortalidade infantil de menores de um ano de idade na região do Sudoeste do Estado de São Paulo. *Revista de Saúde Pública* 33 (4): 366 – 373.

BRAAM AW, BEEKMAN ATF, EEDEN P, DEEG DJH, KNIPSCHER KPM & TILBURG W, 1999. Religious climate and geographical distribution of depressive symptoms in older Dutch citizens. *Journal of Affective Disorders*, 54 (1-2): 149 – 159.

BRAGA C, XIMENES RAA, ALBUQUERQUE MFPM, SOUZA WV, MIRANDA J, BRAYNER F, ALVES L, SILVA L & DOURADO I, 2001. Avaliação de indicador sócio-ambiental utilizado no rastreamento de áreas de transmissão de filariose linfática em espaços urbanos. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (5): 1211 – 1218.

BRAGA JCF, GUIMARÃES FV, LABRUNIE A & BRAGA JCMS, 2002. Impacto das clínicas de insuficiência cardíaca congestiva na abordagem terapêutica dos pacientes. *Revista da Sociedade de Cardiologia do Estado de São Paulo* 12 (3): 472 – 477.

CÂMARA VM & TAMBELLINI AT, 2003. Considerações sobre o uso da epidemiologia nos estudos em saúde ambiental. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 6 (2): 95 – 104.

CAMINAL J, MUNDET X, PONSÀ JÁ, SANCHEZ E & CASANOVA C, 2001. Lãs hospitalizaciones por *ambulatory care sensitive conditions*: selección del listado de códigos de diagnóstico válidos para Espana. *Gaceta Sanitária* 15 (2): 128 – 141.

CARRET MLV, FASSA AG, SILVEIRA DS, BERTOLDI AD & HALLAL PC, 2004. Sintomas de doenças sexualmente transmissíveis em adultos: prevalência e fatores de risco. *Revista de Saúde Pública* 38 (1): 76 – 84.

CHAIMOWICZ F, 1997. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. *Revista de Saúde Pública* 31 (2): 184 – 200.

CLAYTON D & HIILS M, 1995. *Statistical models in epidemiology*. Oxford: Oxford University Press.

COIMBRA LC, SILVA AAM, MOCHEL EG, ALVES MTSSB, RIBEIRO VS, ARAGÃO VMF & BETTIOL H, 2003. Fatores associados à inadequação do uso da assistência pré-natal. *Revista de Saúde Pública* 37 (4): 456 – 462.

CORDEIRO R & SILVA EA, 2001. Desigualdade da sobrevivência de trabalhadores de Botucatu, São Paulo, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (4): 925 – 931.

COSTA AIP & NATAL D, 1998. Distribuição espacial da dengue e determinantes socioeconômicos em localidade urbana no Sudeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública* 32 (3): 232 – 236.

COSTA JSD & FACCHINI LA, 1997. Utilização de serviços ambulatoriais em Pelotas: onde a população consulta e com que frequência. *Revista de Saúde Pública* 31 (4): 360 – 369.

COSTA MCN & TEIXEIRA MGLC, 1999. A concepção de “espaço” na investigação epidemiológica. *Cadernos de Saúde Pública* 15 (2): 271 – 279.

COSTA NR & PINTO LF, 2002. Avaliação de programa de atenção à saúde: incentivo à oferta de atenção ambulatorial e a experiência da descentralização no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 907 – 923.

COSTA-PAIVA L, HOROVITZ AP, SANTOS AO, FONSECHI-CARVASAN GA & PINTO-NETO AM, 2003. Prevalência de osteoporose em mulheres na pós-menopausa e associação com fatores clínicos e reprodutivos. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia* 25 (7): 507 – 512.

COUTTOLENC BF, 2000. Desigualdades no gasto e indicadores de saúde. *Revista da Associação Médica Brasileira* 46 (4): 300.

DACHS JNW, 2002. Determinantes das desigualdades na auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/1998. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 641 – 657.

DIEZ-ROUX AV, 1988. Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. *American Journal of Public Health* 88 (2): 216 – 222.

DIEZ-ROUX AV, 2000. Multilevel analysis in public health research. *Annual Review of Public Health* 21: 171 – 192.

DRAIBE SM, 1993. As políticas sociais e o neoliberalismo. *Revista USP* (17): 86 – 101.

DRAPER NR & SMITH H, 1981. “The matrix approach to linear regression”. In: DRAPER NR & SMITH H. *Applied regression analysis*. New York: John Wiley & Sons, pp. 70 – 140.

DUCHIADE MP, 1999. "População brasileira: Um retrato em movimento". In: MINAYO MCS (org.). *Os muitos Brasis: saúde e população na década de 80*. 2. ed. São Paulo/Rio de Janeiro: Hucitec/Abrasco, pp. 33 – 34.

DUNCAN C, JONES K & MOON G, 1998. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. *Social Science and Medicine* 46 (1): 97 – 117.

ESCUDE R MML, VENANCIO SI & RODRIGUES PEREIRA JCR, 2003. Estimativa de impacto da amamentação sobre a mortalidade infantil. *Revista de Saúde Pública* 37 (3): 319 – 325.

ESPELAGE DL, HOLT MK & HENKEL RR, 2003. Examination of peer-group contextual effects on aggression during early adolescence. *Child Development* 74 (1): 205 – 220.

FERREIRA MLM, FERREIRA LOC, SILVA AA, BATISTA Fº M, 2003. Efetividade da aplicação do sulfato ferroso em doses semanais no Programa Saúde da Família em Caruaru, Pernambuco, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (2): 375 – 381.

FERREIRA MU, FERREIRA CS & MONTEIRO CA, 2000. Tendência secular das parasitoses intestinais na infância na cidade de São Paulo (1984-1996). *Revista de Saúde Pública* 34 (Supl. 6): 73 – 82.

FONSECA MGP, SZWARCOWALD CL & BASTOS FI, 2002. Análise sociodemográfica da epidemia de AIDS no Brasil, 1989-1997. *Revista de Saúde Pública* 36 (6): 678 – 685.

FONSECA TCC & PAQUINI R, 2002. Anemia aplástica severa: análise dos pacientes pediátricos atendidos pelo serviço de transplante de medula óssea do Hospital de Clínicas de Curitiba no período de 1979-1993. *Revista da Associação Médica Brasileira* 48 (3): 263 – 267.

FRANCO SC & CAMPOS GWS, 1998. Acesso a ambulatório pediátrico de um hospital universitário. *Revista de Saúde Pública* 32 (4): 352 – 360.

FRIES JF, 1980. Aging, natural death and the compression of morbidity. *New England Journal of Medicine* 303 (3): 130 – 135.

FURTADO BMAS, ARAÚJO Jr JLC & CAVALCANTI P, 2004. O perfil da emergência do Hospital da Restauração: uma análise dos possíveis impactos após a

municipalização dos serviços de saúde. *Revista Brasileira de Epidemiologia* 7 (3): 279 – 289.

GAWRYSZEWSKI VP & COSTA LS, 2005. Homicídios e desigualdades sociais no Município de São Paulo. *Revista de Saúde Pública* 39 (2): 191 – 197.

GEROLOMO M & PENNA MLF, 2000. Cólera e condições de vida da população. *Revista de Saúde Pública* 34 (4): 342 – 347.

GOLDANI MZ, BARBIERI MA, BETTIOL H, BARBIERI MR & TOMKINS A, 2001. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Revista de Saúde Pública* 35 (3): 256 – 261.

GOLDANI MZ, BENATTI R, SILVA AAM, BETTIOL H, CORREA JCW, TIETZMANN & BARBIERI MA, 2002. Narrowing inequalities in infant mortality in Southern Brazil. *Revista de Saúde Pública* 36 (4): 478 – 483.

GOLDSTEIN H, 2003. *Multilevel statistical models*. 3. ed. London: Edward Arnold.

GOMES KRO, MORON AF, SILVA RS & SIQUEIRA AAF, 1999. Prevalência do uso de medicamentos na gravidez e relações com as características maternas. *Revista de Saúde Pública* 33 (3): 45 – 54.

GREENLAND S, 1997. Modeling and variable selection in epidemiologic studies. *American Journal of Public Health* 79 (3): 340 – 349.

HELLER L, COLOSIMO EA & ANTUNES CMF, 2003. Environmental sanitation conditions and health impact: a case-control study. *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical* 36 (1): 41 – 50.

HOBBSAWM EJ, 1995. *Era dos extremos: O breve século XX (1914 - 1991)*. 2. ed. São Paulo: Companhia das Letras.

HOX JJ, 1995. *Applied multilevel annalysis*. Amsterdam: TT-Publikaties.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2000. *Censo Demográfico Brasileiro 2000*. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em <http://www.ibge.gov.br>. Acessado em 01/07/2004.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2004. *Atlas de saneamento*. Rio de Janeiro: IBGE.

ISSLER RMS, GIUGLIANI ERJ, KREUTZ GT, MENESES CF, JUSTO EB, KREUTZ VM & PIRES M, 1996. Poverty levels and children's health status: study of risk factors in an urban population of low socioeconomic level. *Revista de Saúde Pública* 30 (6): 506 – 511.

KERR-PONTES LRS & ROUQUAYROL MZ, 1999. "Cálculo de coeficientes gerais padronizados: método direto". In: ROUQUAYROL MZ & ALMEIDA Fº N. *Epidemiologia & saúde*. 5. ed. Rio de Janeiro: Medsi, pp.71 – 73.

KLEIN CH, SOUZA-SILVA NA, NOGUEIRA AR, BLOCH KV & CAMPOS LHS, 1995. Hipertensão arterial na Ilha do Governador, Brasil. II. Prevalência. *Cadernos de Saúde Pública* 2 (3): 389 – 394.

LANSKY S, FRANÇA E & LEAL MC, 2002a. Mortes perinatais evitáveis em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1999. *Cadernos de Saúde Pública* 18 (5): 1389 – 1400.

LEAL EAS, LEAL Jr OS, GUIMARÃES MH, VITORIANO MN, NASCIMENTO TL & COSTA OLN, 2003. Lesões precursoras do câncer de colo em mulheres adolescentes e adultas jovens do município de Rio Branco – Acre. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia* 25 (2): 81 – 86.

LESSA AC, DEVINCENZI UM & SIGULEM DM, 2003. Comparação da situação nutricional de crianças de baixa renda no segundo ano de vida, antes e após a implantação de programa de atenção primária à saúde. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (2): 505 – 514.

LEVI JE, CONTRI DG, LIMA LP, TAKAOKA DT, GARRINI RH, SANTOS W, FACHINI R & WENDEL S, 2003. High prevalence of GB virus C/hepatitis G virus RNA among Brazilian blood donors. *Revista do Instituto de Medicina Tropical de São Paulo* 45 (2): 75 – 78.

LIMA APG, 2000. Os consórcios intermunicipais de saúde e o Sistema Único de Saúde. *Cadernos de Saúde Pública* 16 (4): 985 – 996.

LIMA RC, VICTORA CG, DALL'AGNOL M, FACCHINI LA & FASSA A, 1999. Associação entre as características individuais e sócio-econômicas e os acidentes do trabalho em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 15 (3): 569 – 580.

LIMA-COSTA MF, BARRETO S & GIATTI L, 2002. A situação socioeconômica afeta igualmente a saúde de idosos e adultos mais jovens no Brasil? Um estudo utilizando

dados da Pesquisa Nacional por Amstras de Domicílios – PNAD/98. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 813 – 824.

LOLIO CA, PEREIRA JCR, LOTUFO PA & SOUZA JMP, 1993. Hipertensão arterial e possíveis fatores de risco. *Revista de Saúde Pública* 27 (5): 357 – 362.

LUDERMIR AB & MELO Fº DA, 2002. Condições de vida e estrutura ocupacional associadas a transtornos mentais comuns. *Revista de Saúde Pública* 36 (2): 213 – 221.

LUDWIG KM, FREI F, ALVARES Fº F & RIBEIRO-PAES JT, 1999. Correlação entre condições de saneamento básico e parasitoses intestinais na população de Assis, Estado de São Paulo. *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical* 32 (5): 547 – 555.

MACEDO AC, PAIM JS, SILVA LMV & COSTA MCN, 2001. Violência e desigualdade social: mortalidade por homicídios e condições de vida em Salvador, Brasil. *Revista de Saúde Pública* 35 (6): 515 – 522.

MACHADO RC, MARCARI EL, CRISTANTE SFV & CMA CARARETO, 1999. Giardíase e helmintíases em crianças de creches e escolas de 1º e 2º graus (públicas e privadas) da cidade de Mirassol (SP, Brasil). *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical* 32 (6): 697 – 704.

MARINHO SP, MARTINS IS, PERESTRELO JPP & OLIVEIRA DC, 2003. Obesidade em adultos de segmentos pauperizados da sociedade. *Revista de Nutrição* 16 (2): 195 – 201.

MARIOTONI GGB & BARROS Fº AA, 2000. Peso ao nascer e mortalidade hospitalar entre nascidos vivos, 1975-1996. *Revista de Saúde Pública* 34 (1): 71 – 76.

MARMOT M, 1999. “Social and economic environment and health”. In: MARMOT M & WILKINSON RG (eds.). *Social determinants of health*. New York: Oxford University Press, pp. 2 – 3.

MARQUES RM & MENDES A, 2003. Atenção Básica e Programa de Saúde da Família (PSF): novos rumos para a política de saúde e seu financiamento? *Ciência & Saúde Coletiva* 8 (2): 403 – 415.

MATIDA AH & CAMACHO LAB, 2004. Pesquisa avaliativa e epidemiologia: movimentos e síntese no processo de avaliação de programas de saúde. *Revista de Saúde Pública* 20 (1): 37 – 47.

MENDOZA-SASSI R & BÉRIA JU, 2003. Prevalence of having a regular doctor, associated factors, and the effect on health services utilization: a population-based study in Southern Brazil. *Cadernos de Saúde Pública* 19 (5): 1257 – 1266.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA DE ATENÇÃO À SAÚDE. DEPARTAMENTO DE ATENÇÃO BÁSICA, 2003. Programa Saúde da Família: ampliando a cobertura para consolidar a mudança do modelo de Atenção Básica. *Revista Brasileira de Saúde Materno-Infantil* 3 (1): 113 – 125.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. SECRETARIA EXECUTIVA. DEPARTAMENTO DE INFORMAÇÃO E INFORMÁTICA DO SUS, 2004. *Indicadores e dados básicos*. Brasília: DATASUS. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br>. Acessado em 30/06/2004.

MONTEIRO CA & CONDE WL, 2000. Tendência secular da desnutrição e da obesidade na infância na cidade de São Paulo (1974-1996). *Revista de Saúde Pública* 34 (Supl. 6): 52 – 61.

MORAES MMC & SILVA GAP, 2003. Fatores de risco para infecção pelo *Helicobacter pylori* em crianças. *Jornal de Pediatria (Rio de Janeiro)* 79 (1): 21 – 28.

NEUMAN NA, TANAKA OY, SZARFARC SC, GUIMARÃES PRV & VICTORA CG, 2000. Prevalência e fatores de risco para anemia no Sul do Brasil. *Revista de Saúde Pública* 34 (1): 56 – 63.

OLIVEIRA EXG, CARVALHO MS & TRAVASSOS C, 2004. Territórios do Sistema Único de Saúde – mapeamento das redes de atenção hospitalar. *Cadernos de Saúde Pública* 20 (2): 386 – 402.

OLIVEIRA-SILVA JJ, ALVES SR, MEYER A, PEREZ F, SARCINELLI PN, MATTOS RCOC & MOREIRA JC, 2001. Influência de fatores socioeconômicos na contaminação por agrotóxicos, Brasil. *Revista de Saúde Pública* 35 (2): 130 – 135.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 1978. *Declaração de Alma-Ata*. Disponível em: <http://www.opas.org.br/promocao/uploadArq/Alma-Ata.pdf>. Acessado em 30/06/2003.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE, 1994. *Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde – décima revisão (CID-10)*. 8. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE, 2002. *Municípios e comunidades saudáveis*. Washington: Organização Pan-Americana da Saúde.

PERES KGA, BASTOS JRM & LATORRE MRDO, 2000. Severidade de cárie em crianças e relação com aspectos sociais e comportamentais. *Revista de Saúde Pública* 34 (4): 402 – 408.

PESSOTO UC, NASCIMENTO PR & HEIMANN LS, 2001. A gestão semiplena e a participação popular na administração da saúde. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (1): 89 – 97.

PINHEIRO RS & TRAVASSOS C, 1999. Estudo da desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três regiões da cidade do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública* 15 (3): 487 – 496.

PORTELA MC, LIMA SML, BARBOSA PR, VASCONCELLOS MM, UGÁ MAD & GERSCHMAN S, 2004. Caracterização assistencial de hospitais filantrópicos no Brasil. *Revista de Saúde Pública* 38 (6): 811 – 818.

PRIETSCH SOM, FISCHER GB, CESAR JA, FABRIS AR, MEHANNA H, FERREIRA THP & SCHEIFER LA, 2002. Doença aguda das vias aéreas inferiores em menores de cinco anos: influência do ambiente doméstico e do tabagismo materno. *Jornal de Pediatria (Rio de Janeiro)* 78 (5): 415 – 422.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO, 2003. *Human development report 2003*. New York: Oxford University Press.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2003. *Atlas do desenvolvimento humano do Brasil versão 1.0.1*. Disponível em <http://www.ipea.gov.br>. Acessado em 30/06/2003.

RASHBASH J, BROWNE W, HEALY M, CAMERON B & CHARLSON C, 2004. *MLwiN version 2.01*. London: Institute of Education/Multilevel Models Project.

ROCHA JSY & SIMÕES BJG, 1999. Estudo da assistência hospitalar pública e privada em bases populacionais, 1986-1996. *Revista de Saúde Pública* 33 (1): 44 – 54.

ROSA TEC, BENÍCIO MHD, LATORRE MRDO & RAMOS LR, 2003. Fatores determinantes da capacidade funcional entre idosos. *Revista de Saúde Pública* 37 (1): 40 – 48.

ROUX AV, KIEFE CI JACOBS DR, HAAN M, JACKSON AS, NIETO FJ, PATON CC & SCHULZ R, 2001. Area characteristics and individual-level socioeconomic position indicators in three population-based epidemiologic studies. *Annals of Epidemiology* 11 (6): 395 – 405.

SALOMÃO JF, LEIBINGER RD, CARVALHO JGS, PINHEIRO JAB, LICCHESI G & BOMFIM V, 1995. Acompanhamento ambulatorial de pacientes com mielomeningocele em um hospital pediátrico. *Arquivos de Neuropsiquiatria* 53 (3 parte A): 444 – 450.

SALTMAN RB, 1997. Equity and distributive justice in European health care reform. *International Journal of Health Services* 27 (3): 443 – 453.

SANTOS MAB & GERSCHMAN S, 2004. As segmentações da oferta de serviços de saúde no Brasil: arranjos institucionais, credores, pagadores e provedores. *Ciência & Saúde Coletiva* 9 (3): 795 – 806.

SAWYER DO, LEITE IC & ALEXANDRINO R, 2002. Perfis de utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (4): 757 – 776.

SCATENA JHG & TANAKA OY, 2000. A descentralização da saúde no Estado de Mato Grosso, Brasil: financiamento e modelo de atenção. *Revista Panamericana de Salud Publica* 8 (4): 242 – 249.

SCHRAMM JMA & SZWARCOWALD CL, 2000. Diferenciais nas taxas de mortalidade neonatal e natimortalidade hospitalares no Brasil: um estudo com base no Sistema de Informações Hospitalares do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS). *Cadernos de Saúde Pública* 16 (4): 1031 – 1040.

SCHUPP TR, MIYADAHIRA S, KAHHALE S & ZUGAIB M, 2000. Management of pregnancy in a university hospital: a 6-year study. *Revista do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de São Paulo* 55 (4): 137 – 144.

SEN A, 2002. Por que la equidad en salud? *Revista Panamericana de Salud Pública* 11 (5/6): 302 – 309.

SHIKAMURA SE, CARVALHO MS, AERTS DRGC & FLORES R, 2001. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (5): 1251 – 1261.

SILVA EM, NOZAWA MR, SILVA JC & CARMONA SAMLD, 2001. Práticas das enfermeiras e políticas de saúde pública em Campinas, São Paulo, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 17 (4): 989 – 998.

SILVA HR, TAVARES-NETO J, BINA JC & MEYER R, 2003. Leptospirose-infecção e forma subclínica em crianças de Salvador, Bahia. *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical* 36 (2): 227 – 233.

SILVA PLB, 2003. Serviços de saúde: o dilema do SUS na nova década. *São Paulo em Perspectiva* 17 (1): 69 – 85.

SILVA Jr JB, 1995. *Diferenciais intra-urbanos de saúde em Olinda/PE*. Dissertação de Mestrado. Campinas: Universidade Estadual de Campinas.

SNIJDERS T & BOSKER R, 1999. *Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modelling*. Londres: Sage Publications.

SOARES SRA, BERNARDES RS & CORDEIRO NETTO OM, 2002. Relações entre saneamento, saúde pública e meio ambiente: elementos para formulação de um modelo de planejamento em saneamento. *Cadernos de Saúde Pública* 18 (6): 1713 – 1724.

SONG ATW, SCHOUT D, NOVAES HMD & GOLDBAUM M, 2003. Clinical and epidemiological features of AIDS/tuberculosis comorbidity. *Revista do Hospital das Clínicas da Faculdade de Medicina de São Paulo* 58 (4): 207 – 214.

SOUZA C, 2002. Governos e sociedades locais em contextos de desigualdades e de descentralização. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (3): 431 – 442.

SOUZA RR, 2001. A regionalização no contexto atual das políticas de saúde. *Ciência & Saúde Coletiva* 8 (2): 449 – 460.

SPSS INC., 1999. *SPSS for Windows® release 10.0.1*.

STATA CORPORATION, 1999. *Stata® 6.0*. Texas: Stata Corporation.

SZKLO M & JAVIER NETO F, 2000. “Cross-sectional biases”. In: SZKLO M & JAVIER NETO F. *Epidemiology: beyond the basics*. Gaithersburg: Ann Aspen Publications.

SZWARCWALD CL, BASTOS FI, ESTEVES MAP & ANDRADE CLT, 2000. A disseminação da epidemia da AIDS no Brasil, no período de 1987-1996: uma análise espacial. *Cadernos de Saúde Pública* 16 (Supl. 1): 7 – 19.

SZWARCWALD CL, BASTOS FI, ESTEVES MAP, ANDRADE CLT, PAEZ MS, MEDICI EV & DERRICO M, 1999. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública* 15 (1): 15 – 28.

TEIXEIRA HV & TEIXEIRA MG, 2003. Financiamento da saúde pública no Brasil: a experiência do SIOPS. *Ciência & Saúde Coletiva* 8 (2): 379 – 391.

TRIBUNAL SUPERIOR ELEITORAL. SECRETARIA DE INFORMÁTICA, 2000. *Canelews 2000: estatística de candidatos e eleições para Windows® versão beta 1.4*. Brasília: Tribunal Superior Eleitoral.

UGÁ MAD, 2001. Gasto, acesso e condições de saúde: tendências nos países da OCDE. *Revista da Associação Médica Brasileira* 47 (3): 171 – 172.

UGÁ MA, PIOLA SF, PORTO SM & VIANNA SM, 2003. Descentralização e alocação de recursos no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS). *Ciência & Saúde Coletiva* 8 (2): 417 – 437.

VARELLA IS, WAGNER MB, DARELA AC, NUNES LM & MÜLLER RW, 2003. Prevalência de soropositividade para toxoplasmose em gestantes. *Jornal de Pediatria (Rio de Janeiro)* 79 (1): 69 – 74.

VIANA ALA, 1996. “SUS: entraves à descentralização e propostas de mudança”. In: AFFONSO RBA & SILVA PLB (orgs.). *Descentralização e políticas sociais*. São Paulo: Fundap, pp. 288 – 291.

VIANA ALA, HEIMANN LS, LIMA LD, OLIVEIRA RD & RODRIGUES SH, 2002. Mudanças significativas no processo de descentralização do sistema de saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública* 18 (Supl.): 139 – 151.

VICENTIN G, SANTO AH & CARVALHO MS, 2002. Mortalidade por tuberculose e indicadores sociais no município do Rio de Janeiro. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (2): 253 – 263.

VICTORA CG & BARROS FC, 2001. Infant mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions. *Sao Paulo Medical Journal* 119 (1): 33 – 42.

VIDAL AS, FRIAS PG, BARRETO FMP, VANDERLEI LCM & FELISBERTO E, 2003. Óbitos infantis evitáveis em hospital de referência estadual do Nordeste brasileiro. *Revista Brasileira de Saúde Materno-Infantil* 3 (3): 281 – 289.

WAGSTAFF A, PACI P & DOORSLAER EV, 1991. On the measurement of inequalities in health. *Social Science and Medicine* 33 (5): 545 – 557.

WALDMAN EA, BARATA RCB, MORAES JC, GUIBU IA & TIMENETSKY MCST, 1997. Gastroenterites e infecções respiratórias agudas em crianças menores de 5 anos, em área da região Sudeste do Brasil, 1986-1987. II – Diarréias. *Revista de Saúde Pública* 31 (1): 62 – 70.

WOOD CH & CARVALHO JAM, 1994. "Desigualdade de renda e expectativa de vida". In: WOOD CH & CARVALHO JAM. *A demografia da desigualdade no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, pp. 101 – 120.

5. Conclusões Gerais

Os desafios impostos ao setor saúde no Brasil transcendem a massa de diagnósticos já realizados ao longo dos anos de implantação e vigência do Sistema Único de Saúde, e mesmo em momentos anteriores, no bojo das movimentações políticas da Reforma Sanitária. O presente estudo inclui-se, igualmente, entre os que se assumem incapazes de compreender, com a precisão necessária, a determinação dos processos de adoecimento e morte que acometem a população brasileira. As análises incompletas geram hipóteses de causalidade de interesse para o setor saúde, mas eventualmente tais hipóteses se deparam com desafios metodológicos que, ao mesmo tempo em que mantêm a situação incompleta das análises, lançam luzes sobre linhas de investigação futuras. No caso deste estudo, fica claro que os principais desafios, em direção ao seu aprimoramento, estão relacionados à dimensão temporal dos eventos em saúde.

O desenvolvimento de metodologias quantitativas de correção das informações incompletas e melhoria da sua qualidade, lograda pela utilização dos estimadores de James-Stein, produziu uma série de resultados consistentes, embora imperfeitos, como a ausência de melhorias da informação sobre mortalidade materna. Outros indicadores podem ter sido pouco contemplados com a utilização do método proposto, o que reduz a amplitude de indicadores de morbi-mortalidade, obtidos com suas contagens de eventos corrigidas, passíveis de modelagem em análises posteriores. A possibilidade de utilização dos estimadores de James-Stein de forma bidimensional, ou seja, ao longo do espaço e do tempo, é uma perspectiva a ser considerada. Mesmo assim, a utilização deste método deve atentar para a constatação, facilmente realizada, de que as desigualdades brasileiras, em todos os aspectos da sua sociedade, são persistentes (Barros, Henriques e Mendonça, 2000); assim, áreas carentes de registros de eventos vitais teriam maior probabilidade de estarem nesta mesma situação ao longo do tempo. Indaga-se, neste ponto, se a confirmação de tal conjectura poderia ser utilizada como um ajuste potencial para o método ou se interporia nova limitação à melhoria da qualidade das informações em saúde no Brasil.

Não obstante a justeza de tais questionamentos, o presente estudo consolida a possibilidade de utilização dos registros contínuos em saúde do Brasil como fontes de escolha para a elaboração de indicadores de morbi-mortalidade amplos e íntegros, em

termos espaciais e temporais. A tradução do conjunto de algoritmos aqui aplicados para linguagem computacional, e o desenvolvimento de aplicativos que pudessem ser diretamente aplicados sobre os dados coletados e processados pelo DATASUS, permitiriam, dentro do atual estado tecnológico, um ajuste da qualidade dos dados com relação custo-benefício consideravelmente positiva. O estabelecimento de interfaces acessíveis para usuários poderia incentivar a utilização de dados corrigidos para os níveis de gestão do sistema de saúde, uma aplicação social da metodologia aqui desenvolvida com impactos potenciais mensuráveis. Evidentemente, o aprimoramento contínuo das técnicas quantitativas de melhoria das informações em saúde deve acompanhar, e estabelecer parcerias, com o gigantesco esforço realizado pelo setor e pela comunidade científica no sentido de aprimorar o registro efetivo, tanto em termos de aumento da cobertura dos Sistemas de Informação em Saúde como de melhoria da qualidade do registro da informação no ponto onde são geradas primariamente. Esse é o esforço primordial, e o sucesso desta ação poderá, idealmente, permitir a superação histórica das metodologias de correção de sub-registro e redistribuição dos eventos com causa mal definida propostas neste estudo.

Esta, porém, foi uma típica atividade-meio. A atividade-fim por excelência, ao longo de todo esse percurso, esteve voltada para o exercício de uma reflexão conseqüente sobre a situação da saúde no Brasil e seus determinantes. O processo histórico cíclico que liga a situação de saúde às condições materiais de existência das coletividades deve ser considerado no Brasil, ao alvorecer do século XXI, com gravidade. Uma sociedade não pode se considerar integrada à modernidade, na acepção real deste termo (Mello e Souza, 1994), mantendo as persistências, marchas e contra-marchas, e lentas conquistas, típicas do Brasil nos últimos cem anos. Somente uma sociedade que protege seus elementos constituintes da forma mais eqüitativa possível apresenta alguma proteção contra a maré montante de barbárie; e os indicadores de morbi-mortalidade analisados neste estudo demonstram que, como tem ocorrido historicamente no país, tem recebido atenção do Estado brasileiro quem dele menos necessita. Só dessa forma podem ser entendidas as associações diretas entre a existência da melhor infra-estrutura (geral e de saúde) disponível e o reflexo populacional das etapas mais avançadas da transição demográfica e epidemiológica. Haveria noção de progresso, se é que tal noção ainda é cabível no

capitalismo tardio (Medeiros, 2001), se os resultados apontassem na mesma direção em relação às áreas mais desfavorecidas em termos de perfil epidemiológico, o que não ocorre, e mesmo traz questionamentos sobre as políticas de saúde priorizadas para estes segmentos do território nacional. E o que dizer a respeito da sugestão de alguns resultados, como a ocorrência de desfechos populacionais negativos em saúde no cerne das áreas bem estruturadas em termos econômicos e setoriais? As cancelas, aqui como símbolo da opressão de Estado em suas formas mais foucaultianas, não obstarão a disseminação de tais processos no campo da saúde.

Talvez não faltem diagnósticos. Celso Furtado, que dedicou sua vida a “pensar o Brasil” disse informalmente, ao fim da vida, que do Brasil já se sabe tudo, e que o desafio que se interpunha era a ação, não desejada por poucos e interdita a muitos. Resta àqueles que se esforçam por refletir no campo da saúde qual seria o caminho num setor da sociedade que exige, por razões de sua própria reprodução, a ação imediata e eficaz. Certamente o caminho será penoso, mantidas as perspectivas atuais, em que 40% do gasto em saúde (ou seja, o subsetor público) devem realizar 70% dos procedimentos hospitalares e 90% dos procedimentos ambulatoriais de assistência. A única resposta integralmente inadmissível talvez seja responsabilizar majoritariamente, pelas condições de saúde dos brasileiros, as desigualdades sócio-econômicas, fora do escopo de atuação direta do setor, e assim justificar a redução de sua própria parcela, num processo que, entre Reforma Sanitária e Sistema Único de Saúde, já comemorou seu jubileu de prata.

6. Referências Bibliográficas (não citadas nos Artigos)

ALMEIDA CM, 1995. *As reformas sanitárias nos anos 80: crise ou transição?* Tese de Doutorado. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública/Fundação Oswaldo Cruz.

ANDERSON P, 1996. “Introdução”. In: ANDERSON P, CAMILLER P (orgs.). *Um mapa da esquerda na Europa ocidental*. Rio de Janeiro: Contraponto, pp. 9 – 32.

BARROS RP, HENRIQUES R & MENDONÇA R, 2000. “A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil”. In: HENRIQUES R (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, pp. 21 – 48.

BOSCHETTI I, 2003. Implicações da reforma da previdência na seguridade social brasileira. *Psicologia & Sociedade* 15 (1): 57 – 96.

BOSI MLM & AFFONSO KC, 1998. Cidadania, participação popular e saúde: com a palavra, os usuários da rede pública de serviços. *Cadernos de Saúde Pública* 14 (2): 355 – 365.

BRASIL, 1988. *Constituição da República Federativa do Brasil*. Brasília: Governo Federal.

BRASIL, 1990. *Leis 8080/90 e 8142/90: Sistema Único de Saúde*. Brasília: Ministério da Saúde.

CARVALHEIRO JR, 1999. Os desafios para a saúde. *Estudos Avançados* 35: 7 – 20.

CASAS-ZAMORA JA & GWATKIN DR, 2002. Las muchas dimensiones de la equidad en la salud. *Revista Panamericana de Salud Publica* 11 (5): 0.

COMBLIN J, 1999. “O neoliberalismo na América Latina”. In: COMBLIN J. *O neoliberalismo: ideologia dominante na virada do século*. Petrópolis: Vozes, pp. 51 – 72.

CONILL EM, 2002. Políticas de atenção primária e reformas sanitárias: discutindo a avaliação a partir da análise do Programa Saúde da Família em Florianópolis, Santa Catarina, Brasil, 1994-2000. *Cadernos de Saúde Pública* 18 (Supl.): 191 – 202.

FIORI JL, 2001. “Para um diagnóstico da modernização brasileira” In: FIORI JL & MEDEIROS CA (orgs.). *Polarização mundial e crescimento*. Petrópolis: Vozes, pp. 269 – 290.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2000. Saúde. *Políticas Sociais: Acompanhamento e Análise* 1: 19 – 25.

IUNES RF, 2000. “Mudanças no cenário econômico” In: MONTEIRO CA (org.). *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças*. 2. ed. São Paulo: Hucitec/Nutens-USP, pp. 33 – 60.

MARQUES RM & MENDES A, 2002. A política de incentivos do Ministério da Saúde para a atenção básica: uma ameaça à autonomia dos gestores municipais e ao princípio da integralidade? *Cadernos de Saúde Pública* 18 (Supl.): 163 – 117.

MARQUES RM, BATICH M & MENDES A, 2003. Previdência social brasileira: um balanço da reforma. *São Paulo em Perspectiva* 17 (1): 111 – 121.

MEDEIROS CA, 2001. “Desenvolvimento econômico, distribuição de renda e riqueza”. In: FIORI JL & MEDEIROS CA (orgs.). *Polarização mundial e crescimento*. Petrópolis: Vozes, pp. 165 – 200.

MELLO E SOUZA N, 1994. *Modernidade: desacertos de um consenso*. Campinas: Editora da Unicamp.

MINISTÉRIO DA SAÚDE, 1996. *Norma Operacional Básica do SUS NOB 01/96*. Publicada no Diário Oficial da União de 06 de novembro de 1996. Brasília: Ministério da Saúde.

NERI M, 2000. “Políticas estruturais de combate à pobreza no Brasil”. In: HENRIQUES R (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, pp. 503 – 526.

NORONHA JC & SOARES LT, 2001. A política de saúde no Brasil nos anos 90. *Ciência & Saúde Coletiva* 6 (2): 445 – 450.

NUNES A, SANTOS JRS, BARATA RB & VIANNA SM, 2001. *Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: Uma proposta de monitoramento*. Brasília: OPAS/Ipea.

OLIVEIRA F, 2003. “O ornitorrinco”. In: OLIVEIRA F, 2003. *Crítica da razão dualista/O ornitorrinco*. São Paulo: Boitempo. pp. 120 – 150.

POCHMANN M & BARBOSA AF, 2004. Sobre subdesenvolvimento e heranças. *Folha de S. Paulo*, 26 de janeiro: A3.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÕES PARA A SAÚDE, 2002. *Indicadores básicos de saúde no Brasil: conceitos e aplicações*. Brasília: OPAS.

ROCHA JSY, SIMÕES BJG & GUEDES GLM, 1997. Assistência hospitalar como indicador da desigualdade social. *Revista de Saúde Pública* 31 (5): 479 – 487.

SENNA MCM & COHEN MM, 2002. Modelo assistencial e estratégia saúde da família no nível local: análise de uma experiência. *Ciência & Saúde Coletiva* 7 (3): 523 – 535.

SOUSA FJP, 2002. *A saúde no contexto da evolução do financiamento da proteção social: União Européia e América Latina*. Apresentado no VI Encontro Nacional de Economia da Saúde. Nova Friburgo: Associação Brasileira de Economia da Saúde. Disponível em: <http://www.abres.cict.fiocruz.br/2002/papers/trabalhos/46/Artigo%20ABREs.doc>. Acessado em 30/06/2003.

TEIXEIRA SMF, 1986. Reforma sanitária: a utopia inadiável. *Presença* 8: 80 – 86.

THERBORN G, 2000. “Dimensões da globalização e a dinâmica das (des)igualdades”. In: GENTILI P (org.). *Globalização excludente: desigualdade, exclusão e democracia na nova ordem mundial*. 2. ed. Petrópolis: Vozes, pp. 63 – 95.

TRAD LAB & BASTOS ACS, 1998. O impacto sócio-cultural do Programa de Saúde da Família (PSF): uma proposta de avaliação. *Cadernos de Saúde Pública* 14 (2): 429 – 435.

WORLD HEALTH ORGANIZATION, 1998. *Final report of the meeting on policy-oriented monitoring of equity in health and health care*. Geneva: WHO.

Anexo 1. Mapas de distribuição dos municípios agrupados por pirâmide populacional em conglomerados. Mesorregiões do Brasil, 2001.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)