

EPIDEMIOLOGIA DAS DESIGUALDADES EM SAÚDE NO BRASIL

UM ESTUDO EXPLORATÓRIO

EDIÇÃO REVISADA



ELISABETH CARMEN DUARTE
MARIA CRISTINA SCHNEIDER
RÔMULO PAES-SOUSA
WALTER MASSA RAMALHO
LUCIANA M. VASCONCELOS SARDINHA
JARBAS BARBOSA DA SILVA JÚNIOR
CARLOS CASTILLO-SALGADO

EPIDEMIOLOGIA DAS DESIGUALDADES EM SAÚDE NO BRASIL
UM ESTUDO EXPLORATÓRIO

1ª edição - 2002 / revisada

É permitida a reprodução parcial ou total dessa obra, desde que seja citada a fonte

Produção gráfica

Athalaia Bureau

Capa e projeto gráfico

Armando Salmito e Rafael Dietzsch

Infografia

Armando Salmito e Geso Junior

Tiragem

2000 exemplares

Impresso no Brasil

Athalaia Gráfica e Editora Ltda.

Ficha catalográfica elaborada pelo Centro de Documentação da Organização Pan-Americana da Saúde

Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório / Elisabeth Carmen Duarte ... [et al.]. – Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002.
123 p.: il.

ISBN 85 - 87943 - 09 - X

1. Saúde Pública – Brasil. I. Duarte, Elisabeth Carmen. II. Organização Pan-Americana da Saúde. III. Fundação Nacional de Saúde. IV. Centro Nacional de Epidemiologia

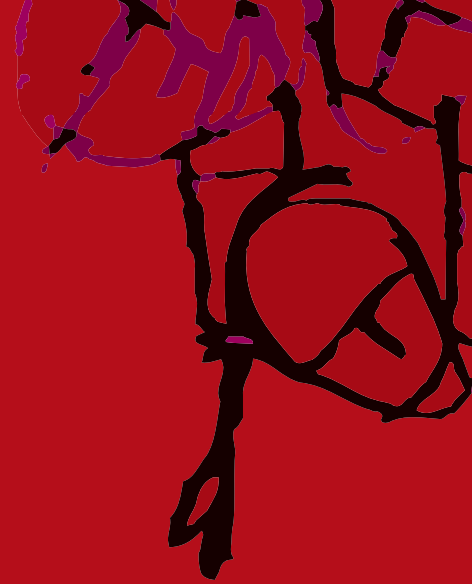
NLM: WA 100

EPIDEMIOLOGIA DAS DESIGUALDADES EM SAÚDE NO BRASIL **UM ESTUDO EXPLORATÓRIO**

Elisabeth Carmen Duarte
Maria Cristina Schneider
Rômulo Paes-Sousa
Walter Massa Ramalho
Luciana M. Vasconcelos Sardinha
Jarbas Barbosa da Silva Júnior
Carlos Castillo-Salgado

2002
Ministério da Saúde
Fundação Nacional de Saúde
Centro Nacional de Epidemiologia
Cenepi - Brasília

Organização Pan-Americana da Saúde
Organização Mundial da Saúde
Programa Especial de Análises de Saúde
SHA - Washington



APRESENTAÇÃO

APRESENTAÇÃO

Reduzir as desigualdades é um objetivo primordial do Sistema Único de Saúde, fundamentado no princípio constitucional de que todos os cidadãos têm direito de acesso igualitário a ações de promoção, proteção e recuperação da saúde. Nesse sentido, os esforços realizados pelo governo brasileiro, desde a criação do SUS, têm produzido notáveis avanços nos campos da descentralização da gestão, da integralidade da atenção, da participação da comunidade e da regulação de bens e serviços.

Ocorre que as desigualdades em saúde têm múltiplas faces, sendo necessário conhecimento mais específico de suas características para que as medidas de intervenção possam ser mais eficazes. A moderna epidemiologia tem incorporado instrumentos metodológicos valiosos para medir as desigualdades, que possibilitam análises consistentes dos dados disponíveis, como os gerados por sistemas nacionais de informação, hoje amplamente acessíveis aos gestores e profissionais do sistema de saúde, em todos os níveis.

Várias iniciativas em andamento no País têm contribuído para aperfeiçoar informações úteis às decisões no setor saúde. A Rede Interagencial de Informações para a Saúde – Ripsa, operada no âmbito da cooperação entre o Ministério da Saúde e a Organização Pan-Americana da Saúde – Opas, promove consenso sobre critérios de seleção e de utilização dos “Indicadores e dados básicos para a saúde – IDB”, que servem de fundamento e estímulo para a realização de estudos analíticos.

A publicação de “Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório” é resultado de intenso trabalho de parceria entre a Fundação Nacional de Saúde /Centro Nacional de Epidemiologia e a Opas, por intermédio do Programa Especial de Análise em Saúde e da Representação no Brasil. Seus autores – profissionais de notória qualificação acadêmica nessa temática – analisam as desigualdades segundo aspectos socioeconômicos e geográficos, além dos relacionados à composição populacional, por sexo e idade e à prestação de serviços de saúde.

Representa uma contribuição relevante para a identificação de segmentos mais vulneráveis da população e de processos de determinação das desigualdades e suas conclusões merecem a consideração especial dos gestores de saúde nos diversos níveis de direção do SUS. Mais que um exercício reflexivo sobre as desigualdades em saúde no Brasil, o estudo constitui um chamamento para a necessidade de que diferentes setores da sociedade aprofundem o entendimento do problema e construam uma política eficaz de resolução.

Jacobo Finkelman
Representante da Opas/OMS no Brasil

AGRADECIMENTOS



AGRADECIMENTOS

Gostaríamos de expressar nossos agradecimentos a todos os profissionais que, com generosidade e competência, participaram de nossos seminários temáticos para discutir aspectos deste trabalho. Em especial, à Dra. Marilisa Berti Barros da Universidade de Campinas (SP) que, por várias vezes, contribuiu para as nossas discussões técnicas.

Igualmente gostaríamos de agradecer à equipe do Programa Especial de Análises de Saúde (Opas - Washington, USA) e à representação da Opas no Brasil pelo apoio técnico e logístico e por disponibilizar material bibliográfico durante todo o desenvolvimento deste trabalho.

Também não podemos deixar de agradecer a toda a equipe do Cenepi que viabilizou técnica e logisticamente a realização deste estudo. Em particular, ao Dr. Fábio de Barros C. Gomes e à equipe da Coordenação Geral de Análises e Informações em Saúde - Cenepi/Funasa, Ministério da Saúde (Brasil), que contribuíram na tabulação dos dados deste estudo; e à equipe da Secretaria de Assistência à Saúde - Ministério da Saúde (Brasil), Departamento de Controle e Avaliação de Sistemas e Coordenadoria Geral de Controle e Avaliação, pelo oportuno debate sobre vários itens deste trabalho.



SUMÁRIO

SUMÁRIO

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 17 |
| 2 | OBJETIVOS | 23 |
| 3 | METODOLOGIA | 27 |
| 3.1 | Tipo de estudo | 29 |
| 3.2 | Indicadores e fonte dos dados | 29 |
| 3.3 | Análise dos dados | 30 |
| 4 | RESULTADOS | 33 |
| 4.1 | Sistemas de informação em saúde | 35 |
| 4.1.1 | Nascidos vivos | 35 |
| 4.1.2 | Óbitos | 36 |
| 4.1.3 | Causas de óbitos | 37 |
| 4.2 | Expectativa de vida ao nascer | 40 |
| 4.3 | Tipo de parto e idade materna | 48 |
| 4.3.1 | Tipo de parto | 48 |
| 4.3.2 | Idade materna | 50 |
| 4.4 | Morbimortalidade | 54 |
| 4.4.1 | Desigualdades na ocorrência de doenças infecciosas | 54 |
| 4.4.1.1 | Hanseníase | 54 |
| 4.4.1.2 | Aids | 58 |
| 4.4.1.3 | Tuberculose | 61 |
| 4.4.2 | Desigualdades ao morrer | 63 |
| 4.4.2.1 | Mortalidade infantil | 63 |
| 4.4.2.2 | Mortalidade da criança menor de 5 anos de idade | 69 |
| 4.4.2.3 | Causas externas | 72 |
| 4.4.2.4 | Neoplasias | 76 |
| 4.4.2.5 | Doenças cardiovasculares | 83 |

| | | |
|----------|--|------------|
| 4.5. | Atenção à saúde | 86 |
| 4.5.1 | Desigualdades na oferta da atenção à saúde | 86 |
| 4.5.1.1 | Razão do número de médicos por habitantes | 86 |
| 4.5.1.2 | Razão de leitos hospitalares por habitantes | 89 |
| 4.5.2 | Desigualdades na cobertura da atenção à saúde | 91 |
| 4.5.2.1 | Cobertura da vacina tríplice bacteriana (DTP) | 91 |
| 4.5.2.2 | Cobertura de terapia renal substitutiva (TRS) | 93 |
| 5 | DISCUSSÃO | 95 |
| 6 | CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES | 107 |
| 7 | NOTAS TÉCNICAS | 111 |
| 8 | REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 117 |
| 9 | ANEXOS | 123 |
| | Anexo 1: Descrição da categoria, nome, definição e fonte dos indicadores utilizados no estudo. | 125 |
| | Anexo 2: Indicadores de saúde selecionados, segundo estados brasileiros, 1999 ⁽¹⁾ | 128 |

1. INTRODUÇÃO



1. INTRODUÇÃO

Desigualdade socioeconômica pode ser definida como a distribuição desigual de bens e serviços entre grupos sociais. A saúde ou os processos saúde/doença e seus determinantes podem também ser desigualmente distribuídos nas populações. Desigualdade em saúde é, então, um termo genérico que se refere às diferenças nos níveis de saúde de grupos socioeconômicos distintos em um sentido descritivo (Kunst & Mackenbach, 1994; Mackenbach & Kunst, 1997). Essas diferenças imprimem padrões diferenciados de morbimortalidade nos grupos sociais¹. Outras definições já foram publicadas, porém, neste estudo, utiliza-se o conceito de desigualdade em saúde especificamente como a distribuição desigual dos fatores de exposição, dos riscos de adoecer ou morrer e do acesso a bens e serviços de saúde entre grupos populacionais distintos.

Os padrões de desigualdade em saúde variam no espaço e no tempo. Essas desigualdades podem ainda ser agravadas em função de determinantes demográficos e ambientais, acesso aos bens e serviços de saúde e de políticas sociais. Problemas associados ao ambiente construído e ao hiperadensamento populacional agregam novos contornos à desigualdade em saúde em uma sociedade.

Em países desenvolvidos, com baixas taxas de crescimento populacional, esse processo está associado a: consumo abusivo de drogas, crime, doenças mentais, vandalismo, problemas relacionados à dieta, padrões de moradia e dificuldade em lidar com o lixo produzido (Rossi-Espagnet, Goldstein & Tabizadeh, 1991). Entretanto, em países em desenvolvimento, padrões distintos são por vezes notados. Em algumas circunstâncias, nesses países, as mudanças sociais, econômicas e ambientais levam à justaposição de doenças e agravos típicos de países desenvolvidos com aqueles próprios de países pouco avançados, o que tem sido denominado de “dupla carga de doenças” (Bobadilla & Possas, 1993). Segundo Omran (1971), quem primeiro expôs a “Teoria da Transição Epidemiológica”, as mudanças nos padrões de morbimortalidade tendem a se dar pela substituição da dominância das doenças transmissíveis pelas doenças crônicas e violências (Omran, 1971). Obviamente, a dupla-carga de doenças ocorre em decorrência de uma exposição, tanto aos riscos tradicionais (ausência de saneamento básico, poluição

¹ Já o termo iniquidade em saúde refere-se às diferenças nos níveis de saúde de grupos socioeconômicos distintos, consideradas injustas, com base em um julgamento detalhado de suas causas (Kunst & Mackenbach, 1994). Dessa forma, incorpora-se um julgamento ético nos processos geradores dessas desigualdades. Padrões iníquos de saúde podem decorrer da presença de desvantagens sistemáticas na exposição aos riscos e acessos aos meios de saúde por parcelas da população, em função de diferenças sociais, econômicas, culturais ou políticas.

intradomiciliar e desnutrição), quanto aos riscos modernos (poluição industrial e violência). A justaposição de riscos encontrará, como segmento mais vulnerável, as populações mais empobrecidas que experimentarão altos níveis de interação de risco. Como consequência, o excedente de doenças provocado pelas desigualdades em saúde poderia acarretar nos grupos mais vulneráveis mortalidade precoce, sobrecarga de determinados procedimentos médicos, maiores demandas de serviços sociais e redução da possibilidade de ascensão social.

Na atualidade, existe grande consenso de que pessoas expostas a condições sociais e econômicas desfavoráveis apresentam piores condições de saúde. De fato, segundo SAGAR (1994), parece ser lógico que os pobres sejam menos saudáveis que os mais ricos e que o ambiente físico seja decorrente do ambiente social (Sagar, 1994). Contudo, várias questões permanecem ainda em aberto: Quais os fatores socioeconômicos e ambientais que têm maior influência nas desigualdades em saúde? Quais os vínculos existentes entre os fatores socioeconômicos e os ambientais? Quais os grupos populacionais mais vulneráveis? E, nesse contexto, quais as implicações da desigualdade em saúde nas políticas setoriais? Apesar dessas grandes lacunas de conhecimento, estudos sobre desigualdades em saúde ainda têm sido feitos de uma forma limitada.

Alguns estudos epidemiológicos têm procurado contribuir no debate quanto ao desvelamento das associações existentes entre desigualdades socioeconômicas e desigualdades em saúde. Por exemplo, a desigualdade nas distribuições salariais tem-se mostrado associada à distribuição desigual das tendências de mortalidade na população norte-americana (Kennedy, Kawachi & Prothrow-Stith, 1996) e aos diferenciais quanto à expectativa de vida no Reino Unido (Ben-Shlomo, White & Marmot, 1996); diferenças quanto à renda relativa parecem estar associadas aos homicídios e ao baixo peso ao nascer nos Estados Unidos (Kaplan, *et al*, 1996); e associações entre mortalidade infantil e classe social foram descritas no Equador (Breilh, *et al*, 1983).

O Brasil conta hoje com uma enorme rede de informações em saúde voltada à morbimortalidade e informações sobre os serviços de saúde, incluindo desde a coleta detalhada de dados referentes a cada uma das 3,2 milhões crianças nascidas vivas e notificadas anualmente, até dados sobre os procedimentos de saúde de alta complexidade oferecidos às populações. Evidentemente, a cobertura e validade desses dados variam no País. Essa limitação acaba por constituir-se também em um indicador indireto da desigualdade em saúde, refletindo os diferenciais na organização dos serviços de vigilância à saúde nas várias localidades brasileiras.

Alguns estudos epidemiológicos no Brasil têm procurado investigar a desigualdade em saúde mediante comparações regional, infra-regional e intra-urbana (Nunes, et al, 2001; Paes-Sousa, 2000). A ênfase, até meados dos anos 90, era no estudo de doenças infecciosas. Posteriormente, os estudos epidemiológicos de desigualdade em saúde passam a pautar as causas externas de óbitos (Paes-Sousa, 2000). Contudo, esses estudos são ainda escassos, tendo raramente abordado as desigualdades em saúde no Brasil relacionadas às doenças cardiovasculares, às neoplasias e mesmo às doenças respiratórias. Mesmo as associações existentes entre as doenças infecciosas e homicídios que, afinal, costumam ser flagelos de uma mesma população, são praticamente ignoradas nos estudos de desigualdade em saúde no Brasil.

Assim, se por um lado o setor saúde no Brasil tem evoluído quanto à tecnologia e operacionalização da coleta e armazenagem de dados de saúde e quanto à formação acadêmica de recursos humanos para a pesquisa em saúde coletiva, por outro, a capacidade de análise e aplicação da produção científica disponível na compreensão das desigualdades em saúde não evoluiu no mesmo ritmo.

Motivado pelas lacunas do conhecimento na área e pela disponibilidade de ampla base de dados em saúde, o presente estudo tem como objetivo mensurar e analisar as desigualdades em saúde nos estados e regiões brasileiras. Trata-se de uma análise exploratória da qualidade da informação em saúde, da expectativa de vida ao nascer, do tipo de parto e idade materna, de indicadores de morbimortalidade, de oferta de serviços de saúde e de suas relações com indicadores socioeconômicos e demográficos selecionados.

Este é o primeiro estudo de abrangência nacional sobre desigualdades em saúde no Brasil envolvendo pesquisadores e gestores do Ministério da Saúde – Centro Nacional de Epidemiologia (Cenepi - Funasa) – e da Organização Pan-Americana da Saúde/ Programa Especial de Análise de Saúde (Opas - SHA).

Esta publicação está estruturada em sete capítulos. Inicialmente, é apresentado o marco conceitual em que se insere este estudo (capítulo 1), seus objetivos (capítulo 2) e a metodologia utilizada (capítulo 3). O capítulo de resultados (capítulo 4) está dividido em cinco partes: descrição dos diferenciais observados nas coberturas dos sistemas de informação; descrição e análise das tendências da expectativa de vida ao nascer no período de 1991 a 1999; descrição e análise do tipo de parto e idade materna, descrição e análise de diferentes aspectos das desigualdades na morbimortalidade; e descrição e análise das desigualdades observadas na atenção à saúde das populações brasileiras, abordando aspectos relativos à oferta e cobertura dos serviços. Posteriormente, esses resultados são discuti-

dos à luz do conhecimento atual sobre o tema (capítulo 5) e algumas conclusões que emergem do presente estudo são apresentadas no capítulo 6. O capítulo 7 contém notas técnicas referentes às metodologias utilizadas no estudo. As referências bibliográficas finalizam este documento.



2. OBJETIVOS

2. OBJETIVOS

O objetivo deste estudo é mensurar e analisar as desigualdades em saúde nos estados e regiões brasileiras, buscando contribuir para:

- identificar os estados e regiões brasileiras mais vulneráveis às desigualdades em saúde;
- demonstrar a potencialidade do uso do acervo contido nos sistemas nacionais de informação em saúde para estudos descritivos sobre a saúde da população no Brasil;
- identificar variáveis e indicadores relevantes ao estudo das desigualdades em saúde que possam ser utilizados pelos gestores do Sistema Único de Saúde (SUS) brasileiro;
- subsidiar políticas públicas voltadas à redução dessas desigualdades e fornecer uma linha de base (“baseline”) para avaliação dos efeitos/ impactos de intervenções;
- levantar hipóteses quanto aos processos determinantes das desigualdades em saúde que venham a demandar estudos de maior robustez metodológica, com menores unidades de análise;
- estimular e subsidiar a discussão técnica e política sobre o tema, mobilizando grupos para a realização de análises semelhantes e sensibilizando gestores para a utilidade destas análises na definição de prioridades para as políticas de saúde.



3. METODOLOGIA

1. METODOLOGIA

3.1. TIPO DE ESTUDO

Utilizou-se um desenho de estudo ecológico, com um enfoque exploratório, cujas unidades de análise foram as unidades federadas brasileiras (n=27), denominadas de estados brasileiros e as regiões brasileiras (n=5).

3.2. INDICADORES E FONTE DOS DADOS

As categorias, nome e definição dos indicadores analisados e fonte dos dados utilizados neste estudo encontram-se detalhados nos Anexos 1 e 2.

INDICADORES DE SAÚDE (VARIÁVEIS DEPENDENTES)

A seleção dos indicadores de saúde analisados foi feita seguindo os seguintes critérios de elegibilidade: i.) importância epidemiológica definida pelo julgamento de especialistas (técnicos e gestores), ii.) coeficiente adequado de variação entre as unidades de análise e iii.) disponibilidade de dados com cobertura e validade adequadas.

Assim, foram selecionados os seguintes indicadores:

- indicadores de qualidade e cobertura dos sistemas de informação em saúde;
- expectativa de vida ao nascer no período de 1991 a 1999;
- indicadores relacionados ao nascimento: tipo de parto e idade materna;
- indicadores relacionados à ocorrência de doenças infecciosas: Hanseníase, Aids e Tuberculose;
- indicadores relacionados à mortalidade: mortalidade infantil, mortalidade da criança menor de 5 anos de idade, mortalidade por causas externas, mortalidade por neoplasias e por doenças cardiovasculares.

Na análise da taxa de mortalidade infantil (TMI), foram consideradas as TMI elaboradas pelo Comitê da Rede Interagencial de Informações

para a Saúde (Ripsa), a partir dos dados coletados pela Funasa. A metodologia utilizada apoia-se no cálculo direto para estados cuja cobertura do sistema de informação de mortalidade é maior que 90% e estimativas do IBGE para os demais estados.

Além disso, foram também analisados indicadores selecionados de oferta e cobertura da atenção à saúde, i.e.: razão do número de médicos por habitantes, razão do número de leitos hospitalares por habitantes, cobertura da vacina triplice bacteriana (DTP) e cobertura da terapia renal substitutiva (TRS).

INDICADORES SOCIOECONÔMICOS E DEMOGRÁFICOS (VARIÁVEIS INDEPENDENTES)

Na seleção dos indicadores de nível socioeconômico (NSE) e demográficos, consideraram-se: disponibilidade, validade e consistência na literatura científica. Neste estudo, são utilizados os seguintes indicadores de NSE e demográficos: taxa de pobreza, taxa de alfabetização, grau de escolaridade, taxa de crescimento da população, grau de urbanização e regiões brasileiras usadas como marcadoras de NSE. Suas fontes e definições encontram-se detalhadas nos Anexos 1 e 2.

3.3. ANÁLISE DOS DADOS

O ano de referência para o estudo foi o de 1999. Porém, as análises da expectativa de vida ao nascer consideraram o período de 1991 a 1999. Os cálculos das estimativas da expectativa de vida ao nascer foram realizados pelo IBGE e sua metodologia encontra-se descrita em outra publicação (Codeplan/IBGE, 1999). A padronização por idade e sexo de indicadores selecionados foi calculada pelo método direto, usando como referência a distribuição da população brasileira total no ano de 1999.

Previamente à análise dos dados, realizaram-se a avaliação preliminar da qualidade e a cobertura das informações de saúde de cada estado brasileiro.

A análise estatística cumpriu a seguinte estratégia:

- inicialmente, as regiões brasileiras foram organizadas em ordem decrescente de NSE, a saber: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste;

- a seguir, os indicadores de saúde dos estados brasileiros foram ordenados no interior de cada região, segundo o seu valor médio (estimador pontual);

- na análise univariada, a magnitude das desigualdades entre estados e regiões brasileiras foi descrita por intermédio das seguintes medidas: diferença de taxas (risco atribuível), risco atribuível populacional percentual (RAP %), razão de taxas (risco relativo), coeficiente Gini e curva de Lorenz, índice e curva de concentração, índice de dissimilaridade e correlação de Pearson (Kunst & Mackenbach, 1994; Mackenbach & Kunst, 1997; Kleimbaum, Kupper & Morgenstern, 1982; Rothman & Greenland, 1998; Kleimbaum, Kupper & Muller, 1988, Gefeller, 1995; Pan American Health Organization, 2001a);

- na análise multivariada, analisou-se a significância estatística das associações existentes entre os indicadores de saúde de interesse e indicadores de NSE e demográficos selecionados. Nessa etapa, foi utilizada: regressão linear multivariada, com exclusão gradativa dos indicadores menos associados estatisticamente (Kleimbaum, Kupper & Muller, 1988). O objetivo da análise multivariada foi identificar quais dos indicadores de NSE e demográficos selecionados eram importantes estatisticamente para descrever a variabilidade do indicador de saúde. Para o modelo final de regressão identificado, análise de residual e de valores extremos (“outliers”) foi realizada. O nível de significância estatística foi fixado para todos os testes em $\alpha=0,05$. A análise estatística foi feita com auxílio do programa Stata 7.0 (StataCorp., 2001).



4. RESULTADOS

4. RESULTADOS

4.1. SISTEMAS DE INFORMAÇÃO EM SAÚDE

Sistemas de informação em saúde compreendem o conjunto de subsistemas de informações de natureza demográfica, epidemiológica, administrativa e gerencial necessárias ao estudo e gestão dos bens e serviços de saúde. A presença de sistemas de informação desenvolvidos indica uma maior estruturação dos serviços de vigilância em saúde e, possivelmente, maior organização dos serviços de atenção e qualidade no atendimento aos usuários. Dessa forma, o estudo das disparidades na organização dos sistemas de informação da saúde no Brasil indica tanto os limites da análise dos diferenciais apresentados pelos indicadores epidemiológicos, quanto o grau de organização dos serviços de vigilância em saúde nos estados brasileiros.

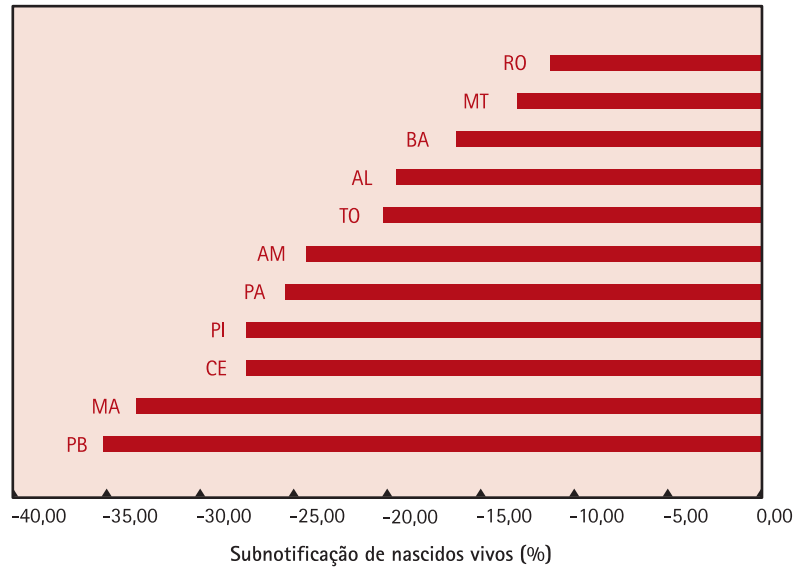
Para a análise de indicadores de cobertura e qualidade dos sistemas de informação em saúde nos estados brasileiros em 1999, foram considerados os percentuais de notificação de nascidos vivos em relação aos estimados; os percentuais de óbitos total e infantil com causas mal definidas em relação aos totais notificados; os percentuais de notificação de óbitos em relação aos óbitos estimados; e o percentual de óbitos com causas definidas notificados em relação aos óbitos estimados. Esse último indicador derivou do percentual de óbitos com causas definidas e do percentual de óbitos notificados em relação aos estimados.

4.1.1. NASCIDOS VIVOS

No ano de 1999 no Brasil, foram informados 3.249.604 nascidos vivos (NV), de acordo com o Sistema de Informação de Nascidos Vivos (Sinasc). Quanto ao percentual de NV informados em relação aos estimados, observa-se que os estados da Paraíba, Maranhão, Ceará e Piauí apresentaram subnotificação de NV superior a 25% (Figura 4.1).

Os estados do Pará, Amazonas, Tocantins, Alagoas, Bahia, Mato Grosso e Rondônia apresentaram subnotificação entre 10 e 25%. Todos os demais estados atingiram 90% ou mais, de cobertura de notificação em relação aos NV estimados. Três estados brasileiros (Roraima, Rio de Janeiro e o Distrito Federal) apresentaram cobertura de notificações acima de 110%.

FIGURA 4.1 - PERCENTUAL DE SUBNOTIFICAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999*.



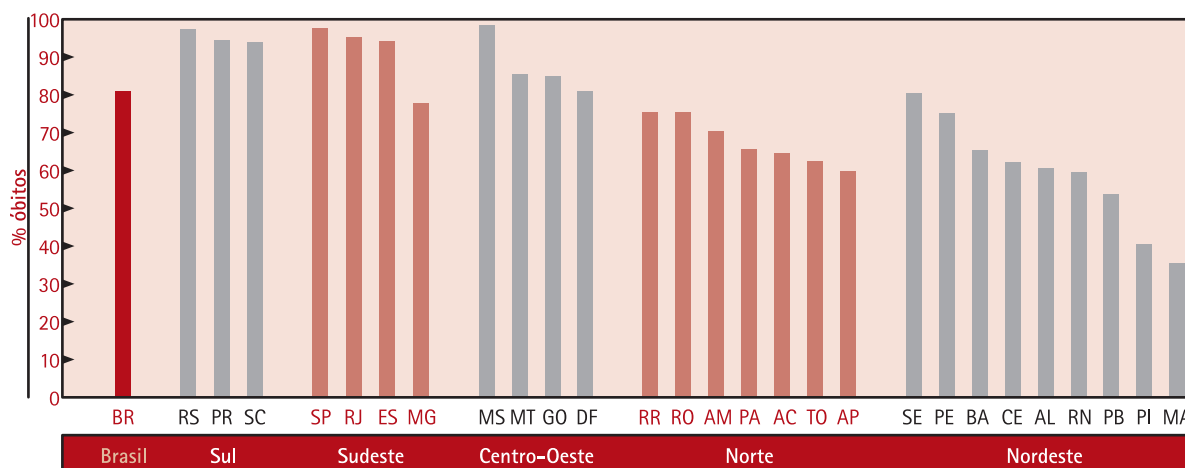
*TODOS OS DEMAIS ESTADOS APRESENTARAM SUBNOTIFICAÇÃO DOS NASCIDOS VIVOS ESTIMADOS \leq 10%.

4.1.2. ÓBITOS

As informações sobre a mortalidade observada nos grupos populacionais brasileiros são de grande importância para o estudo das tendências dos perfis epidemiológicos e para a efetividade da vigilância epidemiológica. Em 1999, o Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) computou 925.135 notificações de óbitos em todo o País.

Quanto à cobertura dos registros de óbito em 1999, observa-se que na região Nordeste, os estados do Rio Grande do Norte, Paraíba, Piauí e Maranhão e, na região Norte, o estado do Amapá, apresentaram notificações baixas, inferiores a 60% dos óbitos estimados (Figura 4.2). Os estados da região Sul, Sudeste – exceto Minas Gerais – e Centro-Oeste – exceto Distrito Federal – apresentaram cobertura de notificação de óbitos iguais ou superiores à média nacional (80,7%).

FIGURA 4.2 - PERCENTUAL DE ÓBITOS NOTIFICADOS EM RELAÇÃO AOS ESTIMADOS PELO IBGE, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



4.1.3. CAUSAS DE ÓBITOS

A qualidade do preenchimento da causa básica de óbito depende tanto da organização do serviço de vigilância em saúde quanto do acesso da população aos serviços de assistência à saúde, em especial ao atendimento médico. Um dos indicadores da baixa qualidade do preenchimento das declarações de óbito é a proporção de óbitos cuja causa básica registrada é mal definida.

Nessa análise, a região Nordeste destaca-se por apresentar um sistema de notificação mais deficiente (Figura 4.3). Em particular, os estados Paraíba, Maranhão, Alagoas, Sergipe e Bahia, na região Nordeste e o estado do Acre, na região Norte, apresentaram percentuais de óbitos com causas mal definidas acima de 30%. Os valores médios para este indicador, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, não ultrapassaram a média nacional (14,8%). A exceção, nessas últimas regiões, coube ao estado do Espírito Santo, que apresentou um percentual de 19,4% de óbitos com causas mal definidas.

Para o grupo etário de menores de 1 ano de idade, destacam-se os estados de Alagoas (4,2%), Acre (3,6%) e Paraíba (3,3%) com os maiores valores do percentual de óbitos com causas mal definidas (Figura 4.4). Novamente, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentam percentuais inferiores ao valor nacional (0,8%).

Considerando simultaneamente a cobertura da notificação do óbito e a qualidade do registro da causa básica, analisou-se o percentual

de óbitos notificados com causas definidas em relação aos estimados em cada estado brasileiro (Figura 4.5). Observa-se que os estados com os menores percentuais (<50%) de óbitos notificados com causas definidas em relação aos estimados na região Nordeste, foram Maranhão, Paraíba, Piauí, Alagoas, Rio Grande do Norte, Bahia e Ceará e, na região Norte, Acre, Pará e Tocantins.

FIGURA 4.3 - PERCENTUAL DE ÓBITOS COM CAUSAS MAL DEFINIDAS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

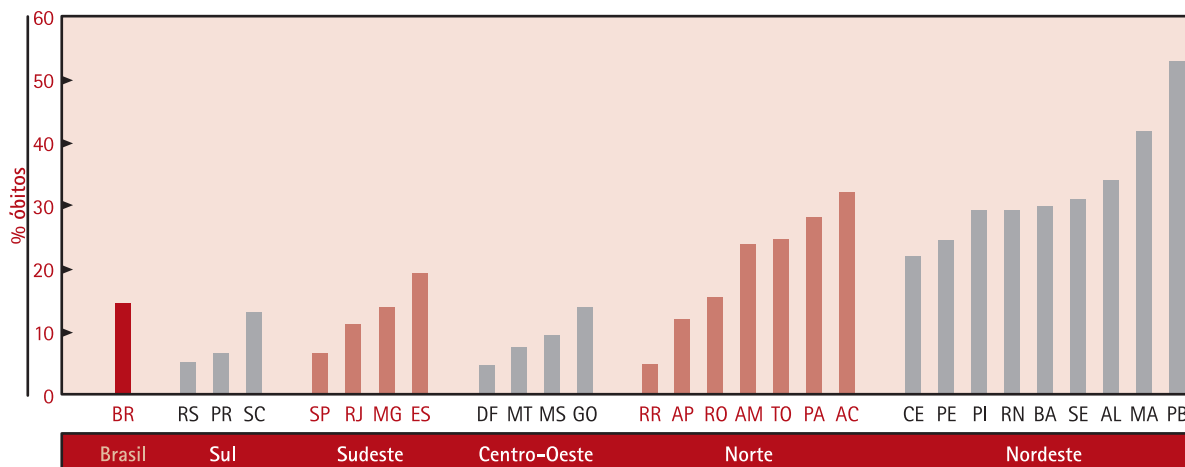


FIGURA 4.4 - PERCENTUAL DE ÓBITOS DE MENORES DE 1 ANO DE IDADE COM CAUSAS MAL DEFINIDAS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

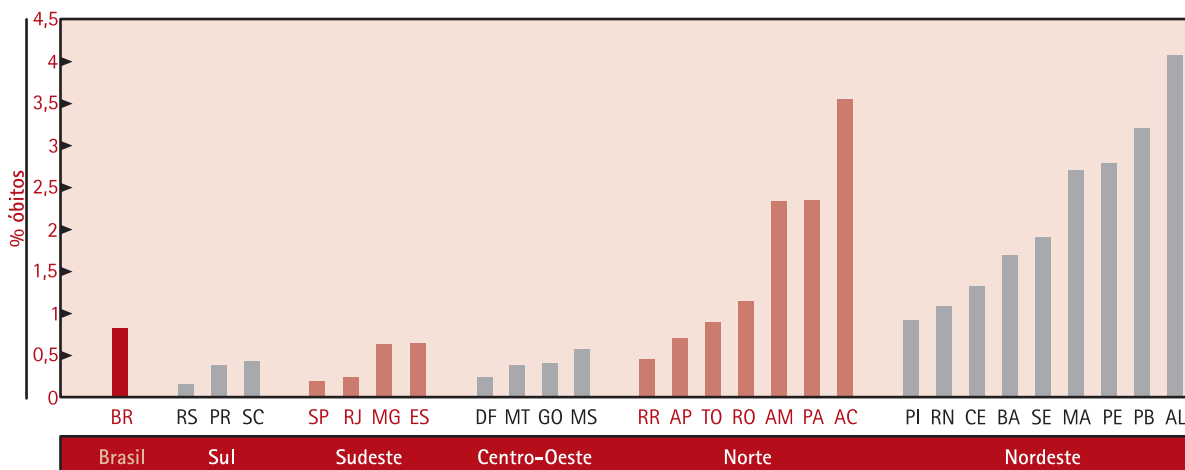
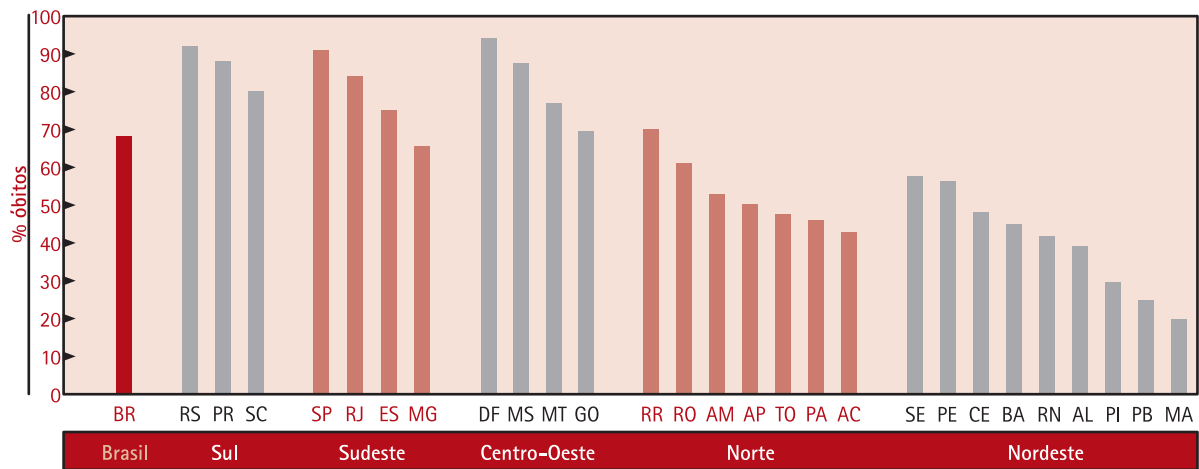


FIGURA 4.5 - PERCENTUAL DE ÓBITOS NOTIFICADOS COM CAUSAS DEFINIDAS EM RELAÇÃO AOS ESTIMADOS PELO IBGE, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Vale ressaltar que, além de se destacar pelos mais baixos percentuais de óbitos com causas definidas notificados, a região Nordeste também apresenta variabilidade interna importante desse indicador (Figura 4.5). Enquanto Sergipe registra valor de 57,6%, o Maranhão apresenta valor de apenas 19,8%, sendo quase três vezes menor que o de Sergipe para esse indicador.

De maneira geral, quanto à cobertura e qualidade dos sistemas de informação em saúde analisados, destacam-se alguns estados no Nordeste (Paraíba, Maranhão, Piauí, Alagoas, Bahia, Rio Grande do Norte e Ceará) e no Norte (Acre), que apresentaram os mais frágeis indicadores para o ano de 1999 (Quadro 4.1).

QUADRO 4.1 - SINOPSE DOS INDICADORES DE COBERTURA E QUALIDADE DE NOTIFICAÇÃO DE EVENTOS DE SAÚDE SELECIONADOS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

| Indicador de Notificação | Estados | | | | | | | | | | | Demais Estados |
|--------------------------|---------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|----------------|
| | PB | MA | PI | AL | AC | BA | RN | CE | SE | AP | TO | |
| (1) | Sim | Sim | Sim | Não | Não | Não | Não | Sim | Não | Não | Não | Não |
| (2) | Sim | Sim | Sim | Não | Não | Não | Sim | Não | Não | Sim | Não | Não |
| (3) | Sim | Sim | Não | Sim | Sim | Sim | Não | Não | Sim | Não | Não | Não |
| (4) | Sim | Não | Não | Sim | Sim | Não | Não | Não | Não | Não | Não | Não |
| (5) | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim | Não | Não | Sim | Não |

Sim
 Não

- (1) SUBNOTIFICAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS > 25%
- (2) SUBNOTIFICAÇÃO DE ÓBITOS > 40%
- (3) PERCENTUAL DE ÓBITOS COM CAUSAS MAL DEFINIDAS > 30%
- (4) PERCENTUAL DE ÓBITOS COM CAUSAS MAL DEFINIDAS EM MENORES DE 1 ANO DE IDADE > 3%
- (5) PERCENTUAL DE ÓBITOS NOTIFICADOS COM CAUSAS DEFINIDAS EM RELAÇÃO AOS ESTIMADOS (IBGE) < 50%

4.2. EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER

Na última década, os elementos da dinâmica da população brasileira apresentaram um padrão que sugere a modernização do País. No período de 1991 a 2000, houve aumento no grau de urbanização da população brasileira, sendo que, atualmente, 81,2% da população brasileira está concentrada nas áreas urbanas (Figura 4.6). Além disso, observaram-se ganhos importantes nos níveis de escolarização formal. Em 1999, metade dos estados brasileiros apresentou 70,3% ou mais de sua população adulta com 4 ou mais anos de escolarização. Também foi observada redução significativa das taxas de fecundidade e de mortalidade nos grupos etários mais jovens, especialmente de menores de 1 ano de idade. Como consequência, de 1991 a 1999, observou-se um aumento da representação relativa das faixas etárias mais velhas na pirâmide populacional brasileira.

A expectativa de vida ao nascer (EVN) tende a ser profundamente influenciada por essas transformações. Nos últimos anos, a EVN da população brasileira teve ganhos importantes, tanto para a população feminina, quanto para a população masculina (Tabela 4.1, Figuras 4.7 e 4.8). Foram observados, ainda, ganhos em todas as regiões brasileiras.

FIGURA 4.6 - TAXA DE URBANIZAÇÃO EM 1991 E 2000, NOS ESTADOS BRASILEIROS.



TABELA 4.1 - EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER (EVN) EM 1991 E 1999 E GANHOS ABSOLUTO E RELATIVO NO PERÍODO, SEGUNDO SEXO E REGIÕES BRASILEIRAS.

| Região | Sexo | EVN (em anos) | | | |
|----------|-----------|---------------|-------------|----------------|----------------|
| | | 1991 | 1999 | Ganho absoluto | Ganho relativo |
| Sul | Masculina | 65,2 | 67,1 | 1,8 | 2,8% |
| | Feminina | 72,3 | 74,8 | 2,5 | 3,4% |
| Sudeste | Masculina | 63,5 | 64,9 | 1,4 | 2,3% |
| | Feminina | 71,7 | 74,1 | 2,4 | 3,3% |
| C-Oeste | Masculina | 64,0 | 66,0 | 2,0 | 3,1% |
| | Feminina | 70,4 | 72,7 | 2,3 | 3,3% |
| Norte | Masculina | 62,8 | 65,3 | 2,5 | 4,0% |
| | Feminina | 67,6 | 71,4 | 3,8 | 5,7% |
| Nordeste | Masculina | 58,8 | 62,4 | 3,6 | 6,0% |
| | Feminina | 66,2 | 68,5 | 2,3 | 3,4% |
| Brasil | Masculina | 62,2 | 64,3 | 2,1 | 3,4% |
| | Feminina | 69,7 | 72,3 | 2,6 | 3,7% |

FONTE: CODEPLAN/IBGE, 1999.

FIGURA 4.7 - DISTRIBUIÇÃO DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER SEGUNDO SEXO, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1991 E 1999.

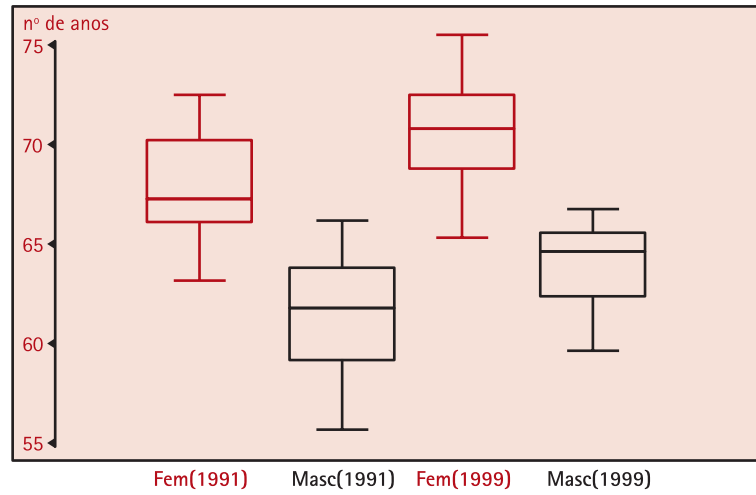
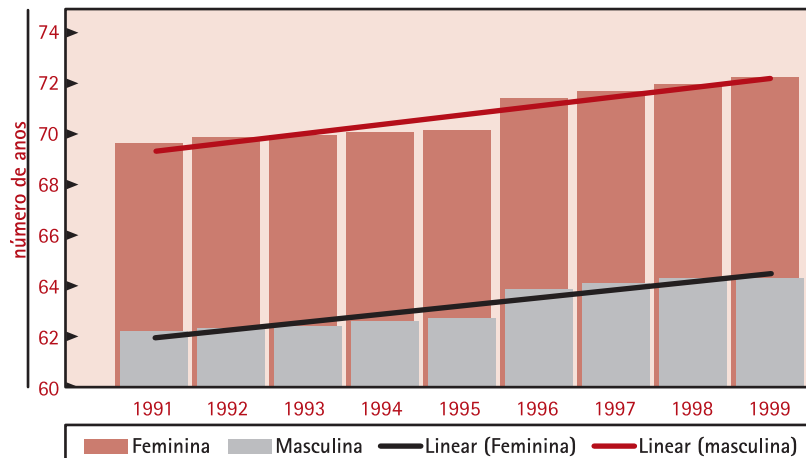


FIGURA 4.8 - EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER SEGUNDO SEXO, BRASIL, 1991 E 1999.



Quanto à EVN feminina, observou-se um ganho de 2,6 anos no período de 1991 a 1999: um acréscimo de 3,7% em relação ao valor observado em 1991. Em 1999, a população feminina atingiu valor médio da EVN de 72,3 anos. No mesmo período, a EVN masculina obteve um ganho de 2,1 anos, um acréscimo de 3,4% em relação ao valor de 1991. Ao final desse período, os homens atingiram EVN média de 64,3 anos no Brasil. Contudo, a EVN alcançada pela população masculina em 1999 está aquém do obtido pela população feminina em 1991. Além disso, desigualdades importantes no incremento desse indicador são observadas para ambos os gêneros, segundo regiões e estados de residência das populações analisadas.

No período, observam-se maiores incrementos da EVN na população feminina do que na população masculina nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte. Merece destaque, entre as regiões brasileiras, a região Norte, que apresentou o maior ganho médio absoluto (3,8 anos), e relativo (5,7%) da EVN feminina (Figura 4.9).

Na região Nordeste, inversamente ao observado nas demais regiões, o incremento da EVN foi maior na população masculina, 6,0%, em relação a 1991. O ganho na população feminina foi somente 3,4% em relação a 1991 (Figura 4.9). Nessa região, excepcionalmente, o estado Rio Grande do Norte apresentou, para ambos os sexos, ganhos de EVN pouco expressivos, sendo o ganho na população masculina ainda menor que o da população feminina (Figuras 4.10 e 4.11).

FIGURA 4.9 - ANOS GANHOS NA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER, SEGUNDO REGIÕES BRASILEIRAS, NO PERÍODO DE 1991 A 1999.

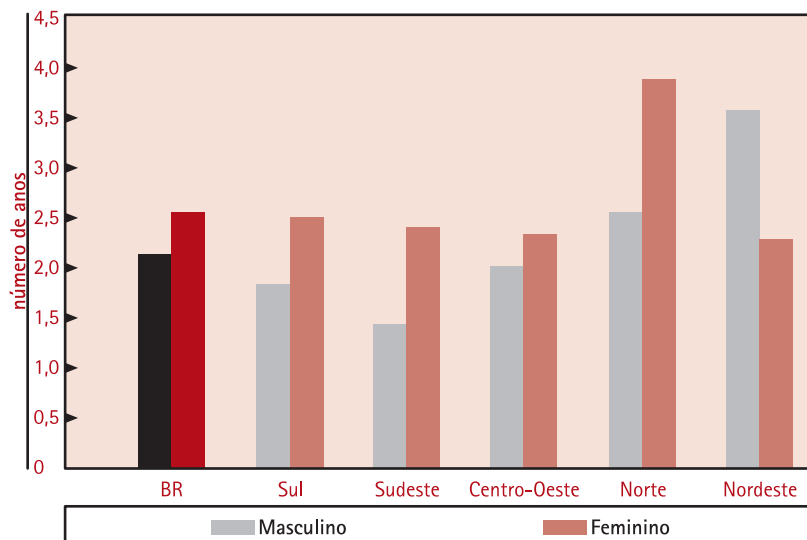


FIGURA 4.10 - EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER DA POPULAÇÃO MASCULINA, NOS ESTADOS BRASILEIROS, EM 1991 E 1999.

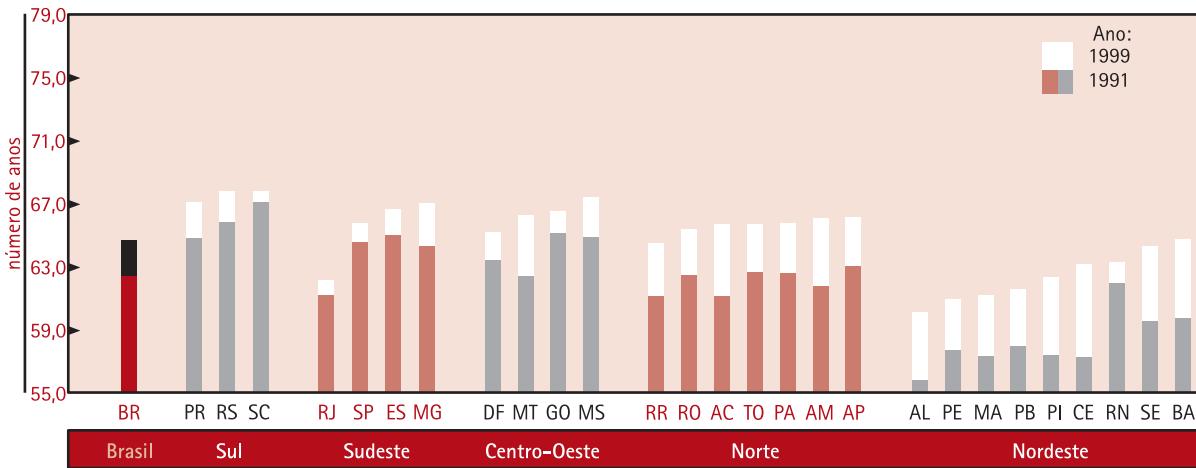
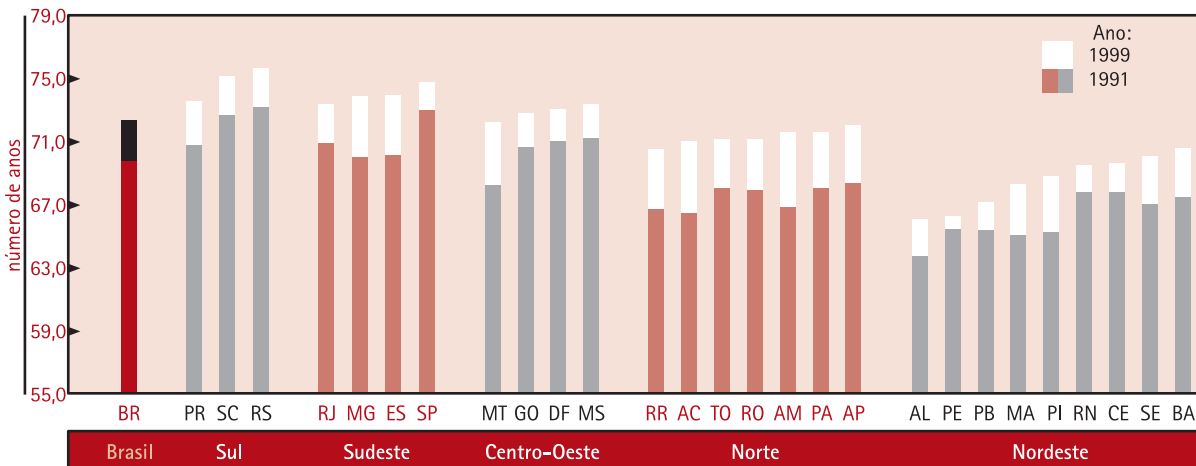


FIGURA 4.11 - EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER DA POPULAÇÃO FEMININA, NOS ESTADOS BRASILEIROS, EM 1991 E 1999.

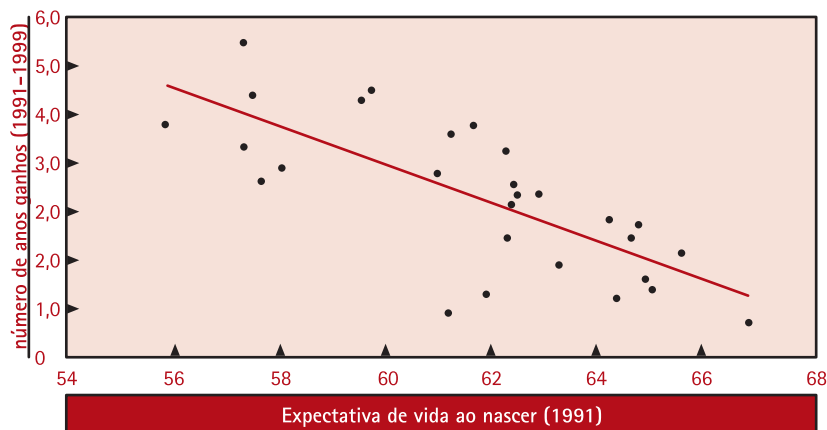


Na região Sudeste, o estado do Rio de Janeiro merece destaque. Apesar de o ganho da EVN feminina ser compatível com o padrão observado nos demais estados da região Sudeste, o mesmo não é observado para a EVN do sexo masculino (Figura 4.10). Para os homens, o ganho da EVN no estado do Rio de Janeiro foi inexpressivo no período.

Analisando a correlação entre a EVN, no ano de 1991 e os ganhos no período (1991 a 1999), observa-se que, para a população masculina –

em que os níveis são consistentemente mais baixos –, esses ganhos são inversamente proporcionais aos patamares de 1991 ($r=-0,75$, $p<0,001$) (Figura 4.12). Ou seja, no período de 1991 a 1999, os estados que partiram de patamares inferiores de EVN masculina, no início do período, mostram tendência a maiores ganhos desse indicador que os estados que partiram de patamares mais altos de EVN.

FIGURA 4.12 - CORRELAÇÃO ENTRE OS VALORES DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER EM 1991 E NÚMERO DE ANOS GANHOS NOS ÚLTIMOS 9 ANOS PARA ESTE INDICADOR, NOS ESTADOS BRASILEIROS.



A associação entre a EVN masculina em 1991 e o número de anos ganhos no período analisado torna-se ainda mais evidente na apresentação gráfica dos resultados da análise de regressão linear (Figura 4.13). Nessa, os estados foram ordenados pelos níveis da EVN masculina em 1991. A tendência estatisticamente significativa ($R^2=56\%$; $p<0,001$) de ganho desse indicador foi estimada por intermédio da equação derivada da análise de regressão linear: ganho estimado para o período = $23,74 - 0,34 \cdot \text{EVN masculina em 1991}$.

Assim, novamente destacam-se os estados do Rio de Janeiro e Rio Grande do Norte e, em menor escala, São Paulo e o Distrito Federal, os quais apresentaram ganhos no período inferiores aos que seriam esperados, considerando os patamares (“baseline”) deste indicador em 1991 e a performance observada pelos estados brasileiros. Como já referido anteriormente, o estado do Rio de Janeiro merece atenção especial. Para esse estado, teria sido esperado para o período um ganho médio de EVN masculina de cerca de 3 anos, bem maior do ganho observado de apenas 9,6 meses.

Também para a EVN feminina – que apresentava em geral maiores valores que a masculina –, foi observada discreta tendência de

maiores ganhos desse indicador entre os estados com mais baixos valores em 1991. Contudo, a associação encontrada ($r=-0,21$) não foi estatisticamente significativa ($p=0,30$).

As tendências de maiores ganhos de EVN nos estados com os mais baixos valores em 1991, naturalmente, gerou redução das diferenças entre os valores extremos dos estados de cada região e, destes, para com os valores médios do Brasil. Isso implica uma maior homogeneidade desse indicador em anos recentes (Figuras 4.14 e 4.15 e Tabela 4.2).

FIGURA 4.13 - NÚMERO DE ANOS GANHOS NA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER (EVN) MASCULINA, OBSERVADO E PREDITO, NO PERÍODO DE 1991 A 1999, NOS ESTADOS BRASILEIROS (ORDENADOS PELA EVN MASCULINA DE 1991).

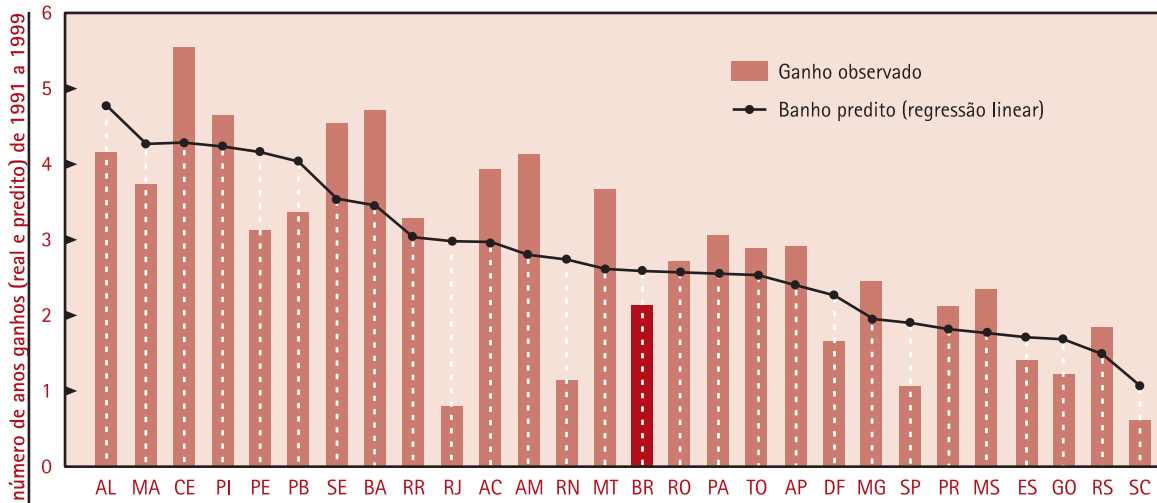


FIGURA 4.14 - RAZÃO ENTRE O MAIOR E O MENOR VALOR DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER (EVN) MASCULINA DOS ESTADOS, DAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1991 E 1999.

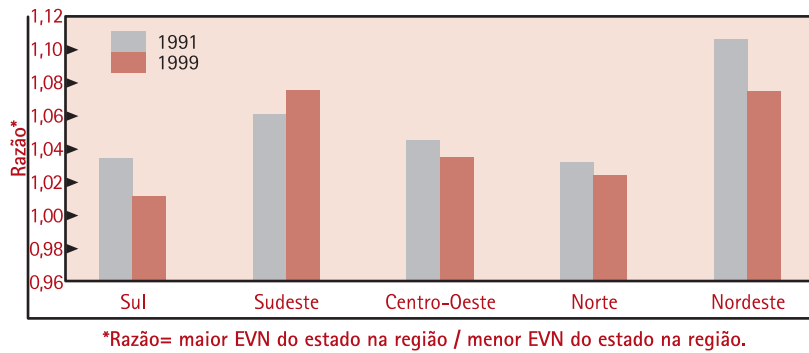


FIGURA 4.15 - RAZÃO ENTRE O MAIOR E O MENOR VALOR DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER (EVN) FEMININA DOS ESTADOS, DAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1991 E 1999.

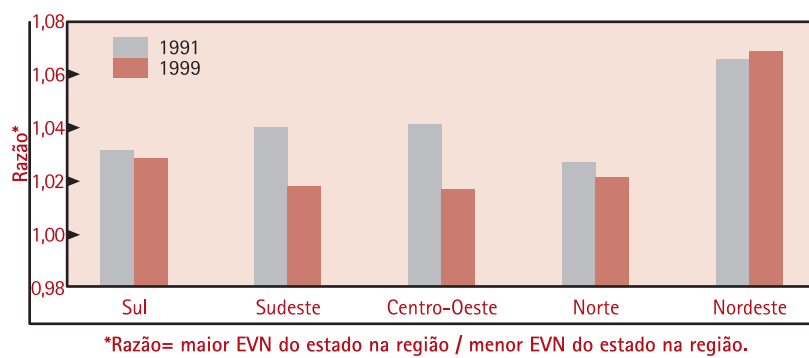


TABELA 4.2 - DIFERENÇAS ABSOLUTAS ENTRE O MAIOR E O MENOR VALOR DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER (EVN) DOS ESTADOS EM CADA REGIÃO BRASILEIRA, SEGUNDO SEXO, 1991 E 1999*.

| Região | Feminina | | Masculina | |
|---------------|-----------------|-------------------------------|------------------|-------------------------------|
| | 1991 | 1999 | 1991 | 1999 |
| Sul | 2,33 (RS-PR) | 2,17 (RS-PR) | 2,18 (SC-RS) | 0,68 (SC-PR) |
| Sudeste | 2,85 (SP-MG) | 1,35 (SP-RJ) | 3,70 (ES-RJ) | 4,67 (MG-RJ) |
| C-Oeste | 2,85 (MS-MT) | 1,27 (MS-MT) | 2,73 (GO-MT) | 2,17 (MS-DF) |
| Norte | 1,77 (AP-AC) | 1,51 (AP-RR) | 1,88 (AP-RR) | 1,52 (AP-RR) |
| Nordeste | 4,23 (CE-AL) | 4,61 (BA-AL) | 5,99 (RN-AL) | 4,45 (BA-RL) |
| Brasil | 9,67 (RS-AL) | 9,83 (RS-AL) | 10,89 (SC-AL) | 7,39 (SC-AL) |

*ENTRE PARÊNTESES ESTÃO INDICADAS AS SIGLAS DOS ESTADOS COM MAIORES E MENORES EVN EM CADA REGIÃO; EM NEGRITO, DESTACAM-SE AS SITUAÇÕES EM QUE NÃO HOUVE REDUÇÃO NAS DIFERENÇAS.

Não obstante a tendência geral de redução das desigualdades intra-regionais quanto à EVN, algumas exceções são dignas de nota:

- incremento da heterogeneidade interna da EVN masculina na região Sudeste, causado principalmente pelo ganho inexpressivo deste indicador no estado do Rio de Janeiro, em anos recentes;

- ligeiro incremento da heterogeneidade interna da EVN feminina na região Nordeste, causado por menor ganho deste indicador no estado com o mais baixo patamar em 1991, i.e., Alagoas, do que o ganho observado no estado com um dos maiores valores desse indicador em 1991 (Bahia).

4.3. TIPO DE PARTO E IDADE MATERNA

Eventos relacionados ao nascimento – proporções de partos cesáreos e de mães adolescentes – foram analisados nesta seção.

4.3.1. TIPO DE PARTO

Os percentuais de partos cesáreos foram analisados segundo as regiões e estados brasileiros. Entre os 3.249.604 nascidos vivos (NV) notificados no Brasil em 1999, 36,9% (1.198.783) nasceram por partos cesáreos. Porém, esse indicador apresentou grandes diferenciais entre os estados e regiões brasileiras (Figuras 4.16 e 4.17).

As regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul destacam-se com os percentuais mais elevados de partos cesáreos, apresentando para esse indicador valores de 45,2%, 42,7% e 40,5%, respectivamente. Nessas regiões, esse indicador apresenta-se com valores superiores ao valor médio (36,9%) e à mediana (29,5%) nacional. Essas regiões apresentam ainda valores superiores a todos os estados das regiões Norte e Nordeste, com exceção do estado de Rondônia (Figuras 4.16).

Assim, as chances de uma mulher ter seu filho com parto cesáreo são quase 2 vezes maiores nas regiões Sudeste (1,86), Centro-Oeste (1,75) e Sul (1,67) quando comparadas à região Nordeste (Figura 4.18).

Também entre os estados brasileiros ocorre uma grande variação quanto à proporção de partos cesáreos. Em 1999, enquanto o estado do Rio de Janeiro registrou 48% para esse indicador, o estado do Amapá computou apenas 15,3%.

Devido às restrições impostas pelo Sistema Único de Saúde (SUS) limitando os partos cesáreos ao máximo de 30% do total de partos financiados, os excessos descritos devem-se principalmente

aos partos não-SUS (Figura 4.19). De fato, pequena amplitude e variabilidade desse indicador são observadas entre os partos SUS.

FIGURA 4.16 - PERCENTUAL DE PARTOS CESÁREOS EM RELAÇÃO AO TOTAL DE PARTOS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

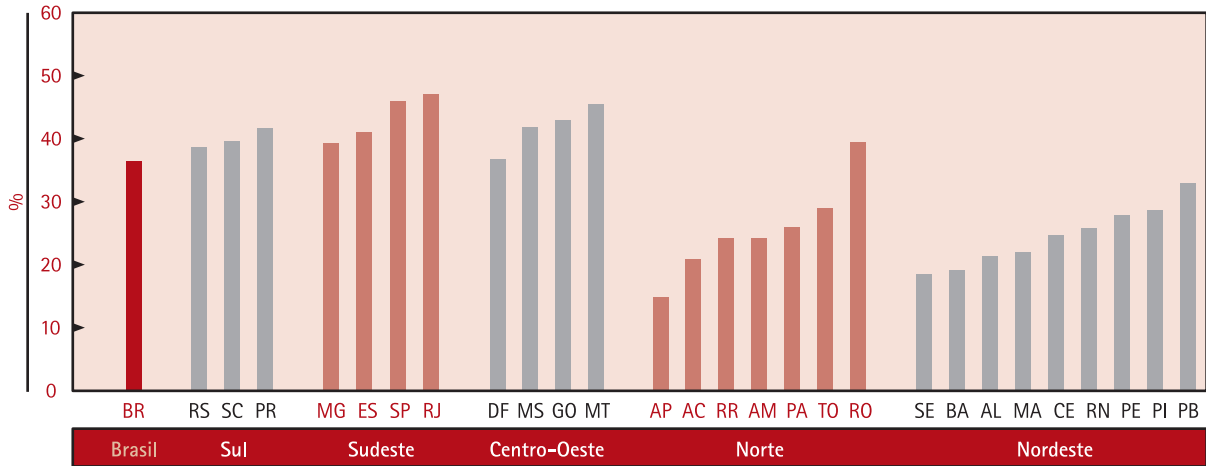


FIGURA 4.17 - DISTRIBUIÇÃO DO PERCENTUAL DE PARTOS CESÁREOS EM RELAÇÃO AO TOTAL, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

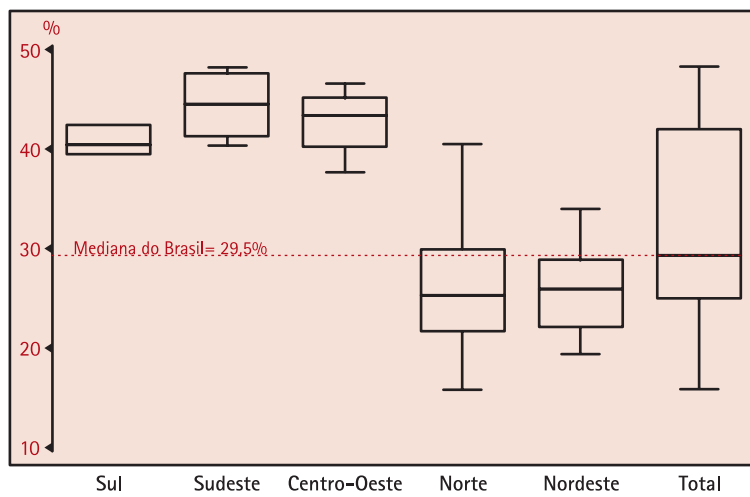


FIGURA 4.18 - EXCESSO RELATIVO DA CHANCE DE TER UM PARTO CESÁREO NAS REGIÕES BRASILEIRAS EM COMPARAÇÃO À REGIÃO NORDESTE, 1999.

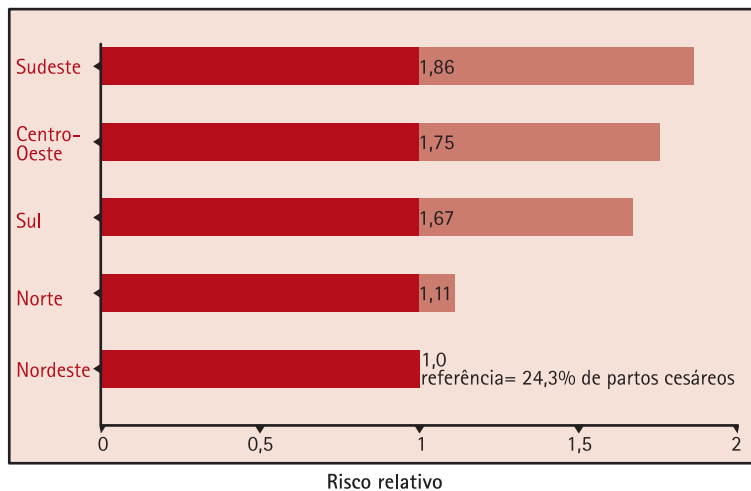
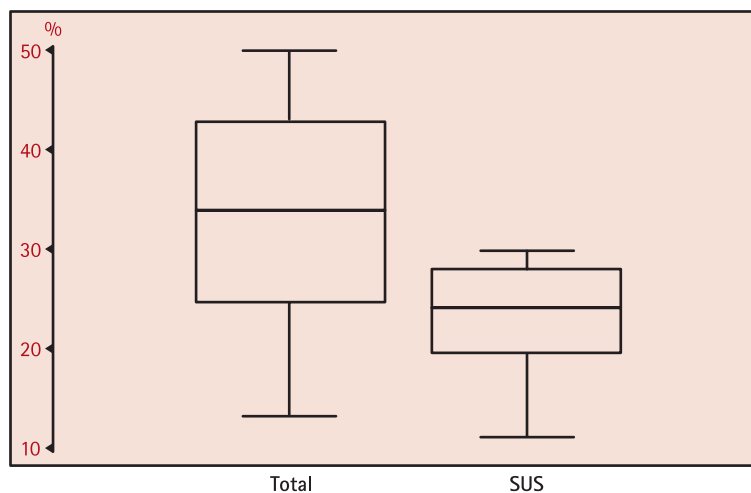


FIGURA 4.19 - DISTRIBUIÇÃO DOS PERCENTUAIS DE PARTOS CESÁREOS TOTAIS E PELO SUS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1998.



4.3.2. IDADE MATERNA

No total de NV informados no ano de 1999 no Brasil, foram identificados 752.711 (23,2%) NV filhos de mães adolescentes, tendo sido 725.256 (22,3%) NV de mães de 15 a 19 anos de idade e 27.256 (0,8%) NV de mães menores de 15 anos de idade.

Observa-se que esses percentuais variam consideravelmente entre as regiões brasileiras. Altas proporções são encontradas nos estados das regiões Norte (30,5%), Centro-Oeste (26,1%) e Nordeste (25,4%), e os menores percentuais são observados nas regiões Sul e Sudeste (Figuras 4.20 e 4.21).

FIGURA 4.20 - PERCENTUAL DE MÃES <20 ANOS DE IDADE EM RELAÇÃO AO NÚMERO DE NASCIDOS VIVOS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

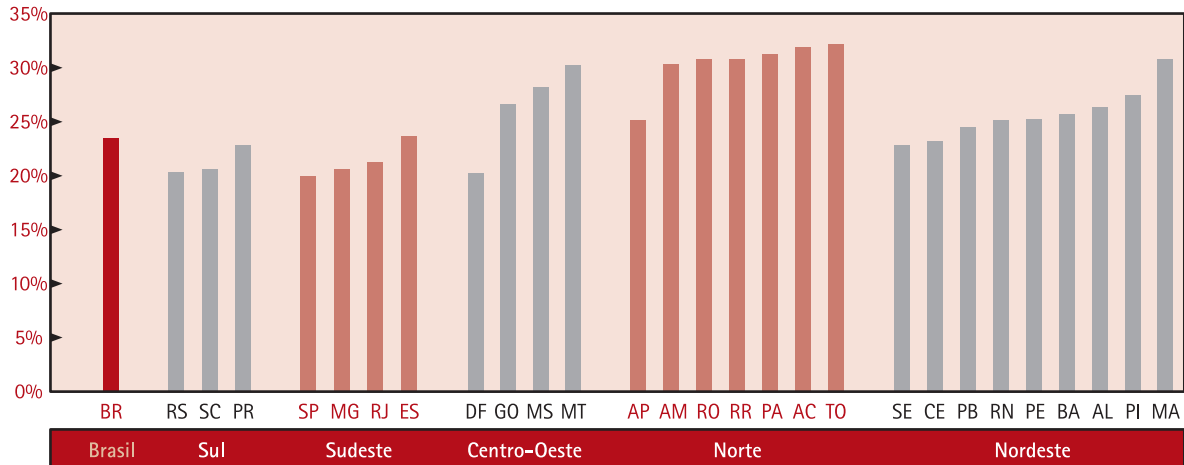
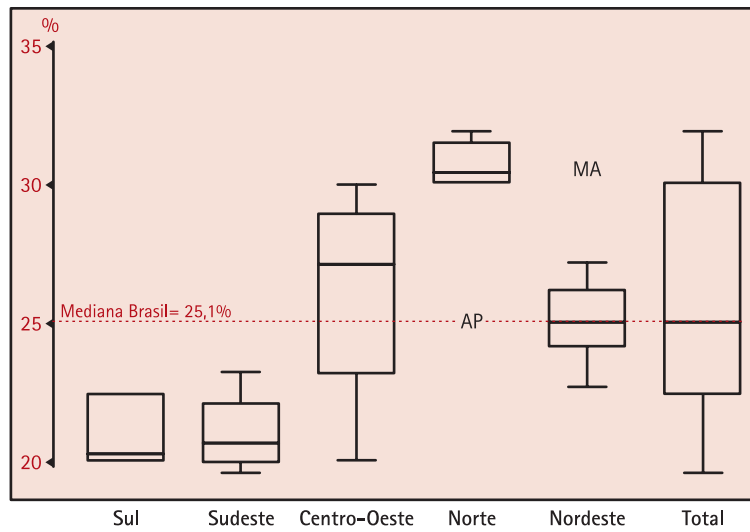


FIGURA 4.21 - DISTRIBUIÇÃO DO PERCENTUAL DE MÃES ADOLESCENTES ENTRE O TOTAL DE NASCIDOS VIVOS, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



De maneira geral, destacam-se com maiores percentuais de mães adolescentes os estados da Amazônia legal, tanto considerando o percentual de mães menores de 15 anos de idade (Figura 4.22), quanto o de mães de 15-19 anos de idade (Figura 4.23). Merecem destaque todos os estados da região Norte (30,5%) e os estados do Maranhão (30,5%) e de Mato Grosso (30,0%) (Figuras 4.20-4.23).

FIGURA 4.22 - DISTRIBUIÇÃO DE PERCENTUAL DE PARTOS DE MÃES <15 ANOS DE IDADE, EM REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

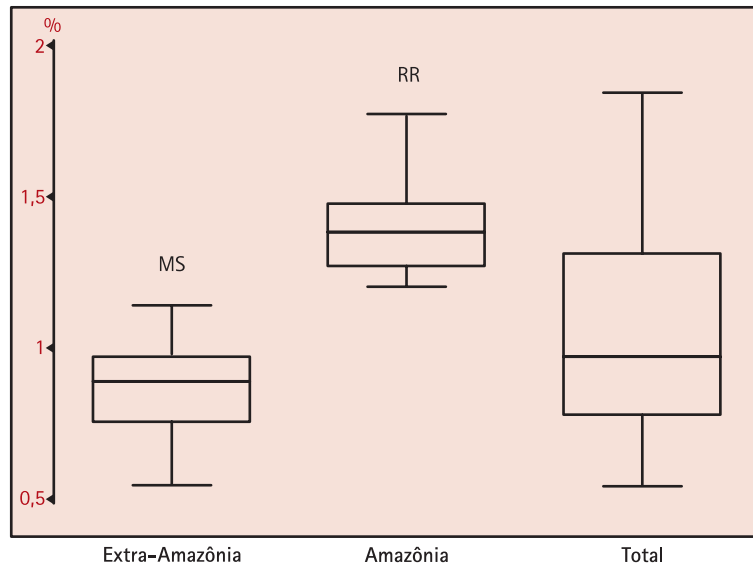
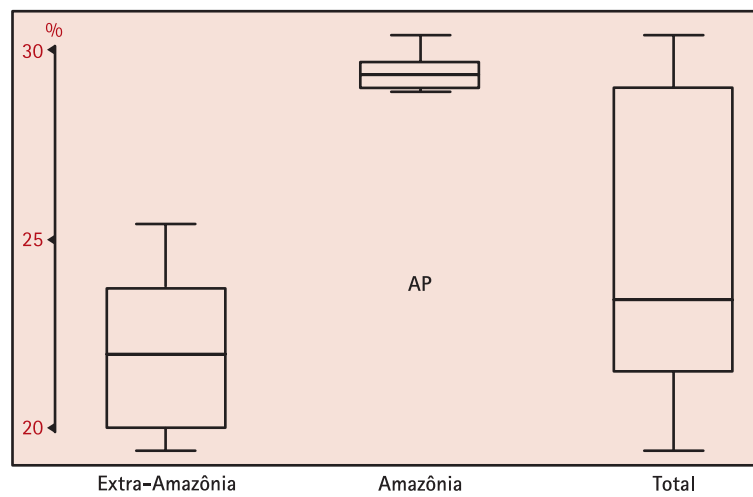


FIGURA 4.23 - DISTRIBUIÇÃO DO PERCENTUAL DE PARTOS DE MÃES 15-19 ANOS DE IDADE, EM REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

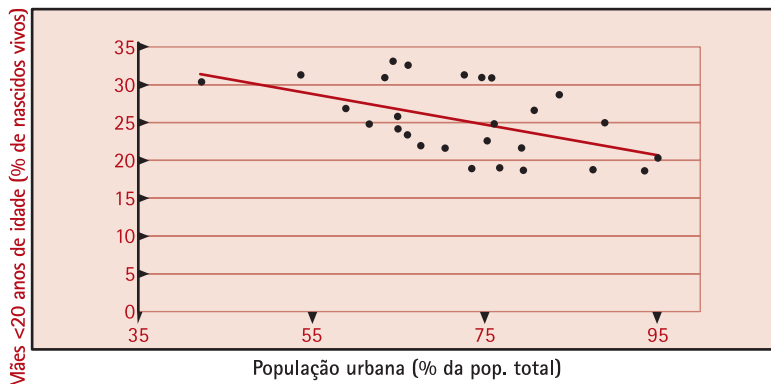


Nesse sentido, é interessante observar que, por ser um estado da Amazônia legal, o Maranhão se destaca dentro da região Nordeste com percentual de mães adolescentes semelhante aos percentuais observados nos estados da região Norte (Figura 4.21).

O percentual médio de mães adolescentes na Amazônia legal foi de 30,5% comparado a 22,0% na extra-Amazônia. Assim, as chances de um nascimento vivo em estados da Amazônia legal ter se originado de uma mãe adolescente é 1,4 vez maior do que nos demais estados.

Analisando fatores que pudessem estar associados à distribuição relativamente desigual desse indicador no Brasil, foi identificada tendência a maiores percentuais de mães adolescentes nos estados com menores graus de urbanização ($\beta=-0,23$; $p<0,001$) e com maiores taxas de crescimento populacional no período de 1991 a 2000 ($\beta=2,12$; $p=0,002$) (Figura 4.24).

FIGURA 4.24 - DISTRIBUIÇÃO DO PERCENTUAL DE PARTOS DE MÃES COM <20 ANOS DE IDADE, SEGUNDO GRAU DE URBANIZAÇÃO DOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Pela equação de regressão linear, em estados com semelhantes taxas de crescimento populacional, estima-se que, para cada acréscimo de 10% em grau de urbanização nos estados, observa-se em média um decréscimo de 2,3% de NV de mães adolescentes (Figura 4.24).

Esses resultados apresentam-se coerentes com os diferenciais observados entre os estados da Amazônia legal e demais estados. Os primeiros apresentam taxa de crescimento populacional (2,6%) marcadamente maior e grau de urbanização relativamente menor (67,0%) do que os estados da região extra-Amazônia, onde se observou crescimento de 1,1% e grau de urbanização de 75,2%.

4.4. MORBIMORTALIDADE

Eventos relacionados à distribuição desigual na ocorrência de doenças infecciosas e na mortalidade foram analisados nesta seção.

4.4.1. DESIGUALDADES NA OCORRÊNCIA DE DOENÇAS INFECCIOSAS

Entre as doenças infecciosas, foram analisadas Hanseníase, Tuberculose e Aids. A seleção dessas doenças foi feita com base na disponibilidade de dados, acurácia do indicador e na relevância epidemiológica do agravo. Algumas doenças infecciosas, não menos importantes, não foram analisadas devido ao fato de se restringirem a algumas regiões brasileiras. A Malária e a Leishmaniose visceral são exemplos dessa condição.

4.4.1.1. HANSENÍASE

Foram analisadas as taxas de detecção e de prevalência da Hanseníase² por 10.000 habitantes, segundo estados e regiões brasileiras, no ano de 1999.

O Brasil apresentou uma taxa de detecção e de prevalência de Hanseníase de 2,6 e 5,1 casos para cada 10.000 hab., respectivamente (Figuras 4.25 e 4.26). Isso representa cerca de 41 mil novas detecções e 83 mil casos prevalentes no ano de 1999.

Observa-se claramente um excesso dessas taxas nas regiões Norte e Centro-Oeste, as quais ultrapassam as médias e medianas nacionais. O estado de Mato Grosso, em especial, foi o que apresentou a maior taxa de detecção (15,2 casos por 10.000 hab.) e de prevalência (22,9 casos por 10.000 hab.) de Hanseníase entre os estados brasileiros, seguido de Tocantins e Roraima, com taxas de detecção de 10,4 e 9,8 casos por 10.000 hab. e taxas de prevalência de 14,6 e 15,4 casos por 10.000 hab., respectivamente.

² Taxa de detecção de Hanseníase é calculada pela divisão dos casos novos de Hanseníase diagnosticados no período de janeiro a dezembro do ano de referência dentre os residentes no município, pela população do município, multiplicado por 10.000; Taxa de prevalência de Hanseníase é calculada pela divisão do número de casos de Hanseníase registrados ao final do ano de referência dentre os residentes no município pela população do município, multiplicado por 10.000 (<http://www.datasus.gov.br>).

Destaca-se o fato de o estado de Goiás ter apresentado, em 1999, a segunda maior taxa de prevalência de Hanseníase no Brasil e apenas moderada taxa de detecção desse agravo.

FIGURA 4.25 - TAXA DE PREVALÊNCIA DE HANSENÍASE POR 10.000 HABITANTES, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

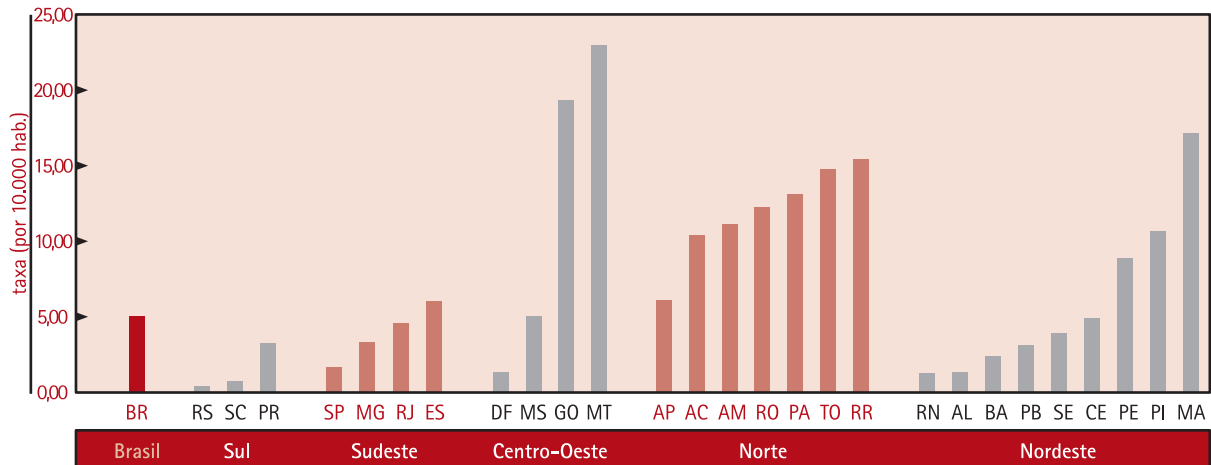
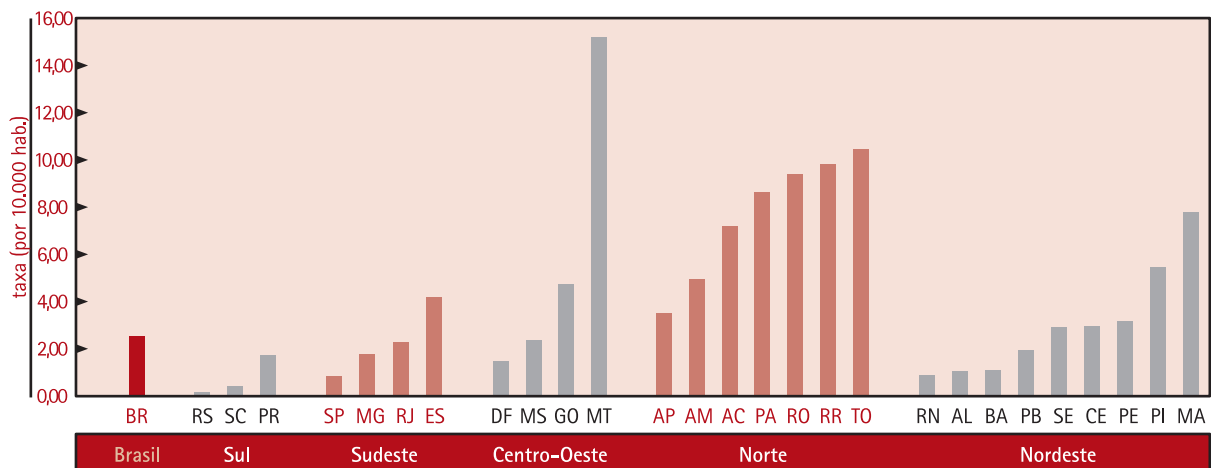


FIGURA 4.26 - TAXA DE DETECÇÃO DE HANSENÍASE POR 10.000 HABITANTES, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Quantificando os excessos regionais desses indicadores, observa-se que as regiões Norte e Centro-Oeste registraram taxas de detecção de Hanseníase de 9,7 e 6,8 vezes maiores que a taxa da região Sul (Figura 4.27).

Além disso, destaca-se o fato de os estados do Maranhão e Mato Grosso terem apresentado valores de taxa de detecção de Hanseníase excepcionalmente acima do que seria esperado para as suas respectivas regiões (Figuras 4.26 e 4.28). Contudo, é oportuno recordar que ambos os estados pertencem à região da Amazônia legal brasileira.

De fato, em geral, observa-se alta correlação entre ser um estado da Amazônia legal e apresentar altas taxas de Hanseníase. Nessa região, os estados apresentaram taxas de detecção de Hanseníase 3 vezes maiores que as taxas observadas nos demais estados do Brasil (Figura 4.29).

FIGURA 4.27 - EXCESSO RELATIVO DA TAXA DE DETECÇÃO DE HANSENÍASE NAS REGIÕES BRASILEIRAS EM COMPARAÇÃO À REGIÃO SUL, 1999.

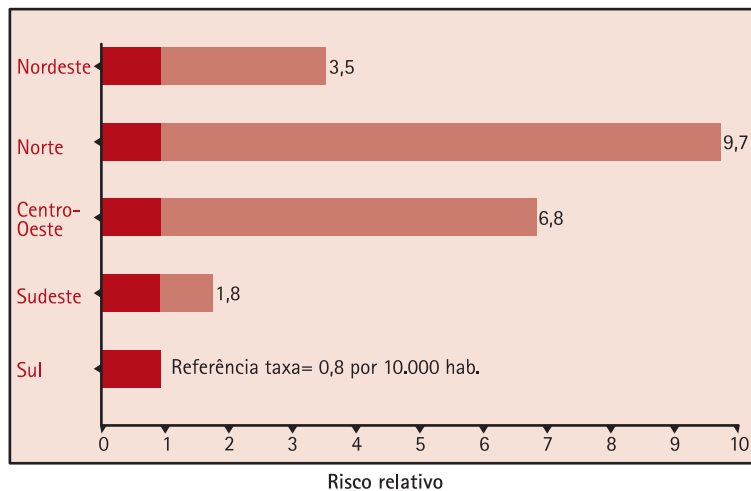


FIGURA 4.28 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE DETECÇÃO DA HANSENÍASE POR 10.000 HAB., NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

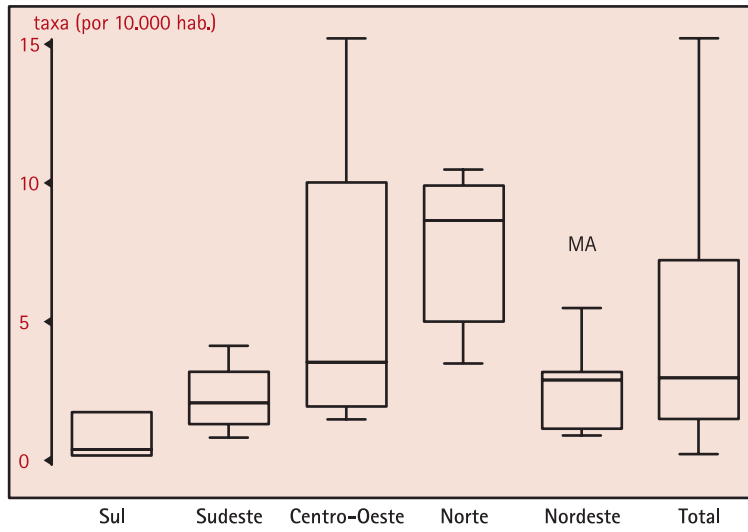
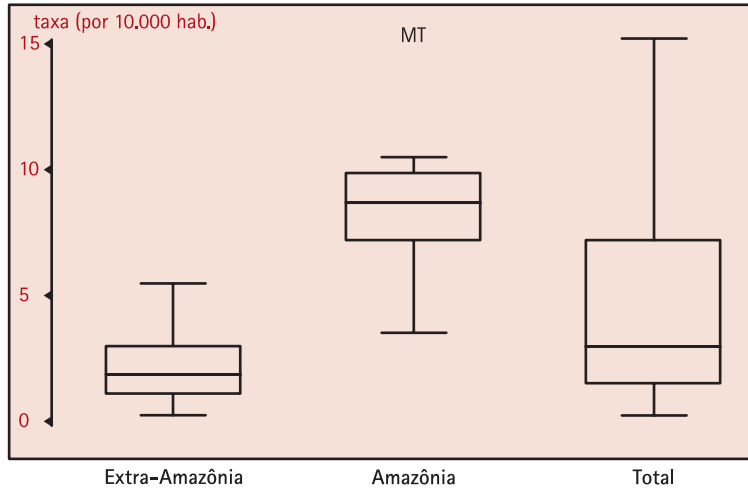
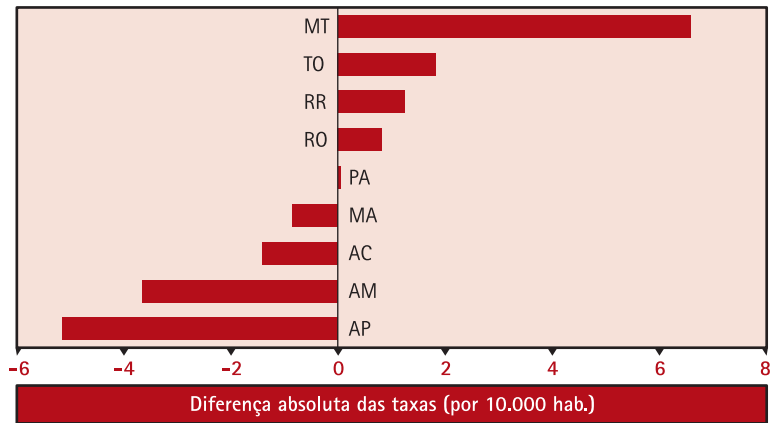


FIGURA 4.29 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE DETECÇÃO DA HANSENÍASE POR 10.000 HAB., NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



Contudo, mesmo analisando apenas os 9 estados da Amazônia legal, grandes desigualdades de transmissão da Hanseníase são observadas (Figura 4.30). Na Amazônia legal, os estados do Mato Grosso, Tocantins, Roraima e Rondônia apresentaram taxas de detecção de Hanseníase mais elevadas em relação à média da região (Figura 4.30).

FIGURA 4.30 - DIFERENÇA ABSOLUTA ENTRE A TAXA DE DETECÇÃO DA HANSENÍASE DO ESTADO E DA REGIÃO AMAZÔNICA (8,6 CASOS POR 10.000 HAB.), 1999.



4.4.1.2. AIDS

A taxa de incidência da Aids por 100.000 habitantes foi analisada segundo estados e regiões brasileiras (Figuras 4.31 e 4.32). Em 1999, o Brasil apresentou 9,5 casos novos de Aids para cada 100.000 habitantes, representando cerca de 155 mil casos novos da doença no ano. A mediana nacional desse indicador foi de 5,3 casos para cada 100.000 hab.

FIGURA 4.31 - TAXA DE INCIDÊNCIA DE AIDS POR 100.000 HABITANTES, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

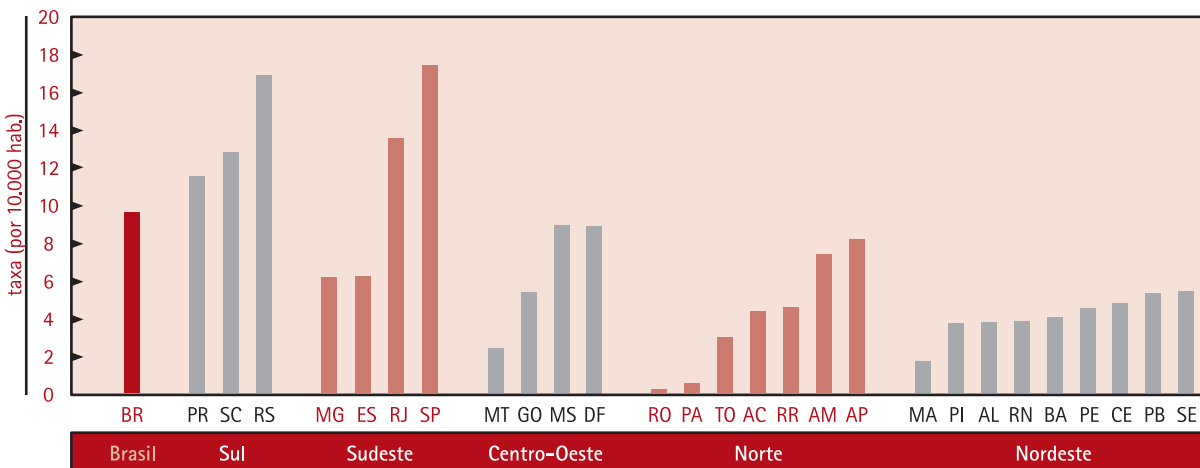
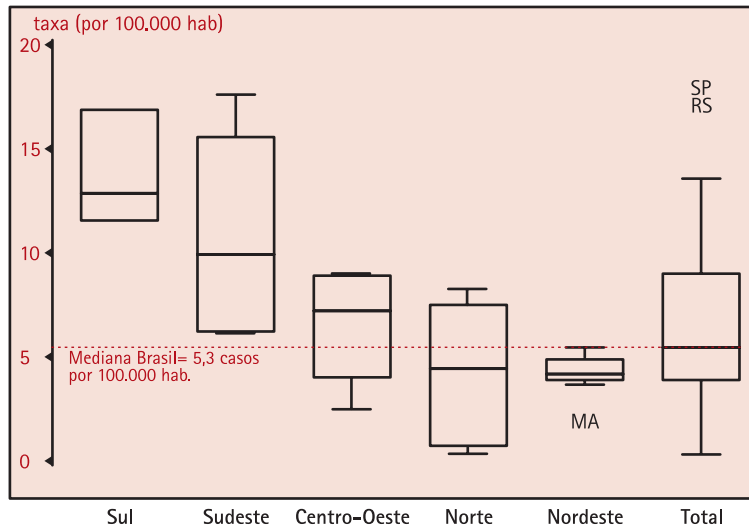


FIGURA 4.32 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE INCIDÊNCIA DE AIDS (POR 100.000 HAB.) NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



As regiões Sul e Sudeste mostram as maiores incidências desse agravo, estando todos os seus estados acima da mediana nacional (5,3 casos por 100.000 hab.) (Figura 4.32).

Importante destacar que, dentro de cada região, grande variação desse indicador foi observada (Tabela 4.3). Destacando-se a região Norte: o risco de ser diagnosticado como um caso novo de Aids no Amapá é 35 vezes maior do que no estado de Rondônia. Não se descarta a possibilidade de esse fato ser decorrente de baixa capacidade diagnóstica e subnotificação no estado de Rondônia.

Também as regiões Centro-Oeste, Nordeste e Sudeste apresentam grande variabilidade interna desse indicador. Nessas regiões, o risco de ser diagnosticado como um caso novo de Aids no estado com a maior taxa de incidência foi, aproximadamente, 3 vezes maior do que no estado com a menor taxa de incidência de cada região.

Os estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Paraná apresentaram os maiores valores desse indicador, todos acima de 10 casos por 100.000 hab. O Nordeste apresenta taxas de incidência de Aids mais baixas quando comparadas às taxas das demais regiões brasileiras (Figuras 4.31 e 4.32).

Foram analisadas as associações entre taxa de incidência de Aids e os seguintes indicadores de NSE e demográficos selecionados:

região, taxa de pobreza, grau de escolaridade, taxa de alfabetização e taxa de urbanização. Associações independentes e estatisticamente significativas ($p < 0,001$) foram identificadas entre a taxa de incidência de Aids (por 100.000 hab.) e taxa de urbanização e a região de localização do estado (Tabela 4.4).

TABELA 4.3 – TAXA DE INCIDÊNCIA DA AIDS (POR 100.000 HAB.) NOS ESTADOS COM MAIOR E MENOR VALORES NA REGIÃO E RAZÃO DESSAS TAXAS, BRASIL, 1999.

| Região | Taxa de incidência de Aids (estado) | | Razão de taxas |
|---------------|-------------------------------------|-----------------|----------------|
| | Maior | Menor | |
| Sul | 16,8 (RS) | 11,5 (PR) | 1,5 |
| Sudeste | 17,5 (SP) | 6,1 (MG) | 2,9 |
| C-Oeste | 8,9 (DF) | 2,4 (MT) | 3,7 |
| Norte | 8,2 (AP) | 0,2 (RO) | 35,4 |
| Nordeste | 5,4 (SE) | 1,7 (MA) | 3,2 |
| Brasil | 17,5 (SP) | 0,2 (RO) | 87,5 |

TABELA 4.4 – RESULTADO DA ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR ENTRE INCIDÊNCIA DE AIDS (POR 100.000 HAB.) E VARIÁVEIS ECOLÓGICAMENTE ASSOCIADAS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999 (n=27).⁽¹⁾

| Variável | Coefficiente (β) | Valor de p |
|------------------------------------|--------------------------|------------|
| Taxa de urbanização ⁽²⁾ | 0,33 | <0,001 |
| Região Sul (referência) | - | - |
| Região Sudeste | -5,26 | 0,006 |
| Região Centro-Oeste | -9,36 | <0,001 |
| Região Norte | -7,17 | <0,001 |
| Região Nordeste | -5,76 | 0,002 |
| Constante | -13,02 | - |

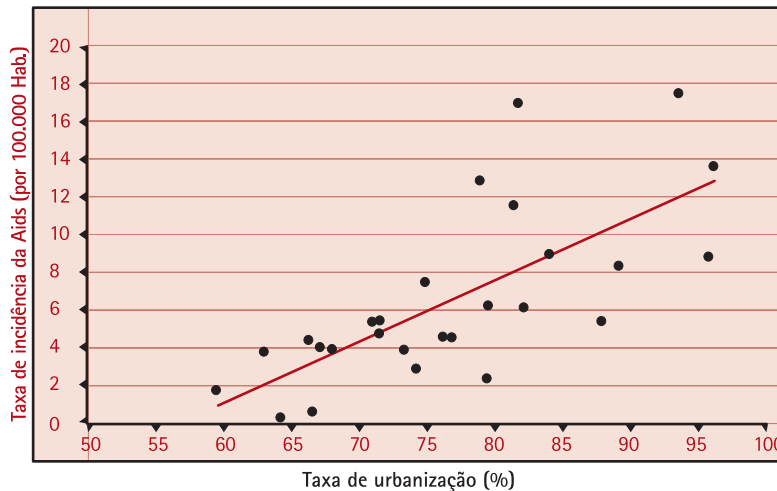
Modelo: $R^2 = 81,9\%$; $p < 0,001$; $n = 27$ estados

(1) OUTRAS VARIÁVEIS ANALISADAS E EXCLUÍDAS DO MODELO POR FALTA DE SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA: TAXA DE POBREZA, TAXA DE ALFABETIZAÇÃO E TAXA DE ESCOLARIDADE DA POPULAÇÃO ADULTA.

(2) TAXA DE URBANIZAÇÃO: PERCENTUAL DE POPULAÇÃO URBANA.

Vale observar que essas duas variáveis explicam porções diferentes da variabilidade da taxa de incidência da Aids. Ou seja, mesmo entre estados da mesma região, existe uma tendência estatisticamente significativa de serem registradas maiores taxas de incidência de Aids nos estados mais urbanizados (Tabela 4.4. e Figura 4.33).

FIGURA 4.33 - CORRELAÇÃO ENTRE A TAXA DE URBANIZAÇÃO E INCIDÊNCIA DE AIDS (POR 100.000 HAB.) NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Por outro lado, há uma tendência também estatisticamente significativa de serem observadas menores taxas de incidência de Aids nos estados pertencentes às regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste, ainda que tenham semelhantes graus de urbanização dos demais estados na região Sul.

4.4.1.3. TUBERCULOSE

Em 1999, o Brasil apresentou média e mediana da taxa de incidência de Tuberculose de 48,0 e 47,3 casos novos para cada 100.000 habitantes, respectivamente (Figuras 4.34 e 4.35). Os estados do Amazonas e do Rio de Janeiro apresentaram valores bastante elevados em relação ao padrão de distribuição nacional.

Ao se analisar a distribuição da taxa de incidência de Tuberculose entre as regiões, verifica-se padrão de distribuição mais homogêneo do que aquele observado para a Aids. No entanto, dentro de cada região, certos diferenciais são observados, particularmente nas regiões Norte e Sudeste. Nessas regiões, alguns estados se destacam pelo seu distanciamento das medianas regional e nacional (Figura 4.35 e Tabela 4.5). Particularmente na região Norte, o risco de ser diagnosticado como um caso novo de Tuberculose é 3,4 vezes maior no estado do Amazonas do que em Tocantins.

Não pôde ser identificada associação significativa entre a taxa de incidência de Tuberculose e alguns indicadores de NSE e demográficos nos estados brasileiros. Igualmente, a taxa de incidência de Tuberculose também não apresentou associação estatisticamente significativa ($r=0,04$; $p=0,82$) com as taxas de incidência da Aids. Nas regiões Sul e Sudeste, foram observadas semelhanças no comportamento das curvas de incidência da Tuberculose e da Aids (Figura 4.35). Contudo, essa tendência não foi estatisticamente significativa ($r=0,35$; $p=0,44$).

FIGURA 4.34 - TAXAS DE INCIDÊNCIA DE TUBERCULOSE E DE AIDS (POR 100.000 HAB.), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

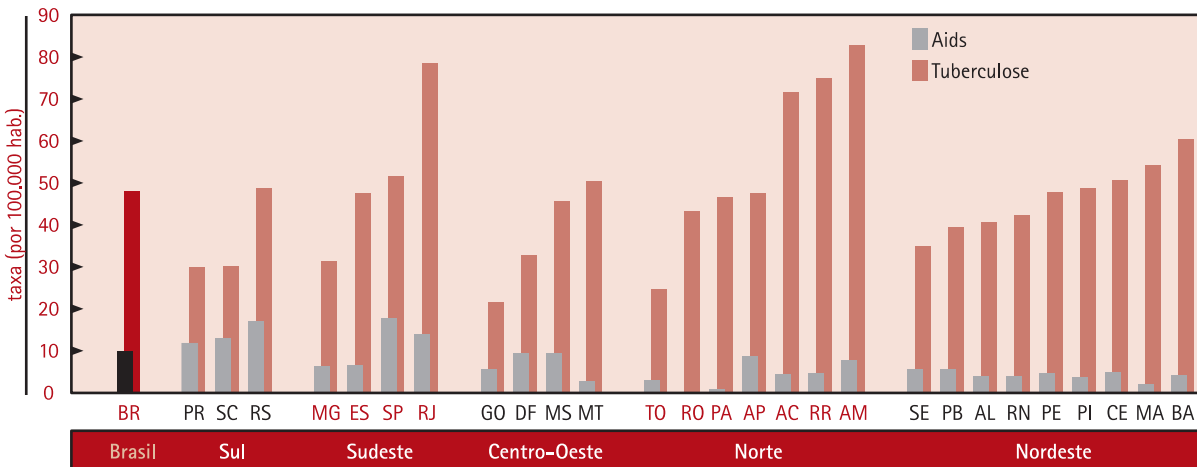


FIGURA 4.35 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE INCIDÊNCIA DE TUBERCULOSE (POR 100.000 HABITANTES), NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

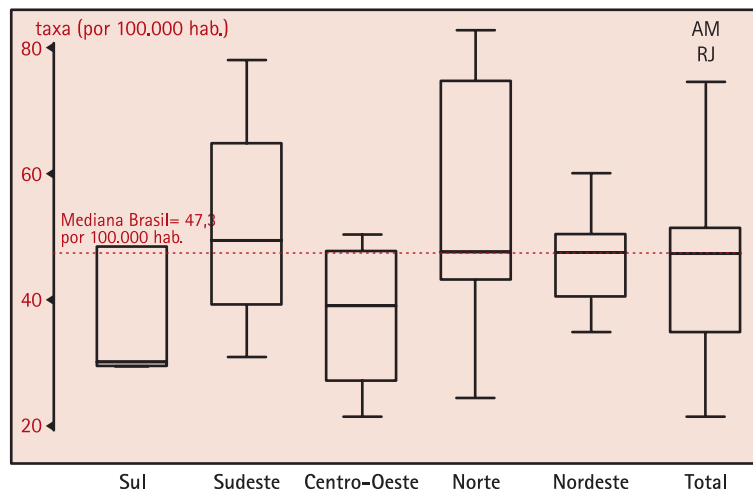


TABELA 4.5 - TAXA DE INCIDÊNCIA DE TUBERCULOSE (TB) (POR 100.000 HAB.) NOS ESTADOS COM MAIOR E MENOR VALORES NA REGIÃO E RAZÃO DESSAS TAXAS, BRASIL, 1999.

| Região | Taxa de incidência da TB (estado) | | Razão de taxas |
|---------------|-----------------------------------|------------------|----------------|
| | Maior | Menor | |
| Sul | 48,3 (RS) | 29,5 (PR) | 1,6 |
| Sudeste | 78,1 (RJ) | 30,8 (MG) | 2,5 |
| C-Oeste | 50,2 (MT) | 21,3 (GO) | 2,4 |
| Norte | 82,7 (AM) | 24,3 (TO) | 3,4 |
| Nordeste | 60,0 (BA) | 34,8 (SE) | 1,7 |
| Brasil | 82,7 (AM) | 21,3 (GO) | 3,9 |

4.4.2. DESIGUALDADES AO MORRER

Indicadores relativos à mortalidade infantil e da criança menor de 5 anos de idade, à mortalidade por causas externas, à mortalidade por alguns tipos de neoplasias e à mortalidade por doenças cardiovasculares foram analisados nesta seção.

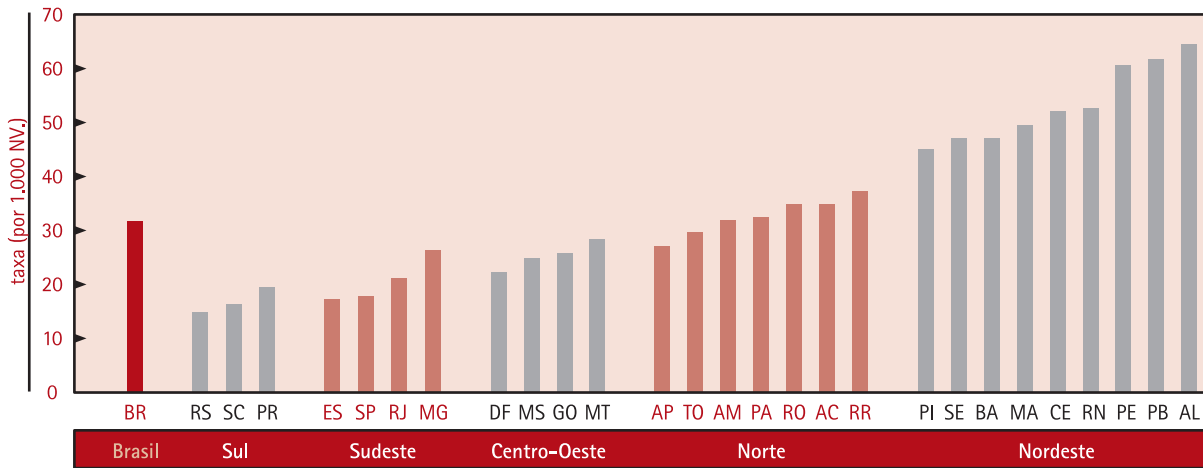
4.4.2.1. MORTALIDADE INFANTIL

Em 1991, a TMI média do Brasil era de 44,1 óbitos por 1.000 nascidos vivos (NV). Em 1999, o valor médio nacional da TMI foi de 31,8 e a mediana de 32,2 óbitos para cada 1.000 NV, com uma redução de 28% do valor médio no período. Apesar da queda da TMI na última década, ela encontra-se ainda acima do valor máximo de referência da Organização Mundial de Saúde, ou seja: 30 óbitos para cada 1.000 NV (World Health Organization, 1978). Além disso, observa-se grande variabilidade desse indicador nas regiões brasileiras (Figuras 4.36-4.38).

De maneira geral, observa-se marcado incremento da TMI a partir da região Sul (17,1 por 1.000 NV), seguida pelas regiões Sudeste (20,6 por 1.000 NV), Centro-Oeste (25,6 por 1.000 NV), Norte (32,4 por 1.000 NV) e Nordeste (52,5 por 1.000 NV). O risco de uma criança morrer, durante seu primeiro ano de vida, na região Nordeste, é 3,1 vezes maior do que na região Sul.

A TMI média dos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentou-se inferior ao valor de referência de 30 por 1.000 NV. Entretanto, as regiões Norte e Nordeste apresentaram valores superiores a essa referência em todos os seus estados, exceto no Amapá e no Tocantins.

FIGURA 4.36 - TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL(TMI)* POR 1.000 NASCIDOS VIVOS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



* AS TMI DOS ESTADOS ES, RJ, SP, PR, SC, RS E MS PROVÊM DA FUNASA. PARA OS DEMAIS ESTADOS, AS TMI FORAM ESTIMADAS PELO IBGE.

FIGURA 4.37 - DISTRIBUIÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL (POR 1.000 NV) SEGUNDO REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

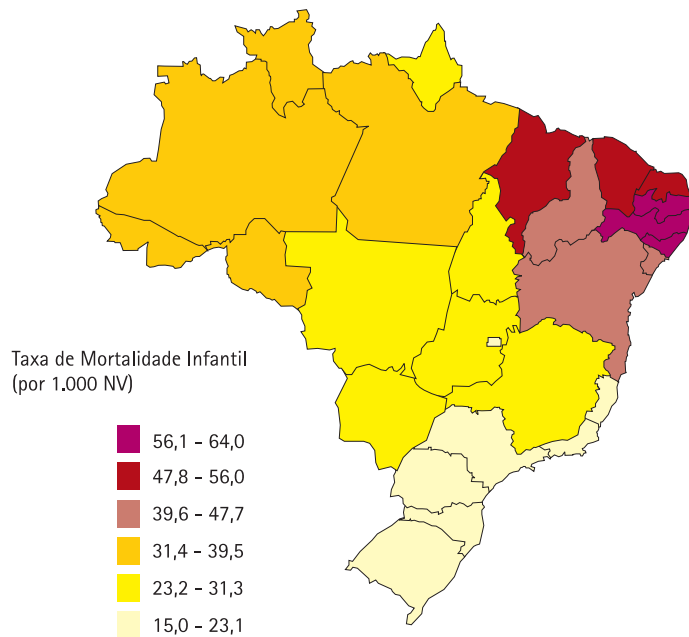
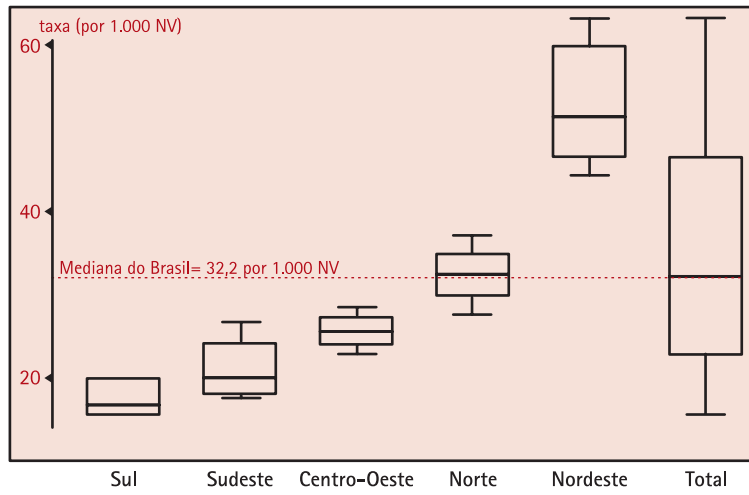


FIGURA 4.38 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE INFANTIL POR 1.000 NV, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



Além de registrar as maiores TMI, as regiões Nordeste e Norte também apresentam grande heterogeneidade interna quanto a este indicador, cuja razão de taxas é de 1,4 para ambas as regiões (Tabela 4.6). Importante nível de heterogeneidade interna também é observada na região Sudeste. O estado de Minas Gerais apresenta uma TMI 50% maior do que a taxa do Espírito Santo. As regiões Sul e Centro-Oeste apresentam maior homogeneidade interna quanto a esse indicador.

TABELA 4.6 - TAXAS DE MORTALIDADE INFANTIL (TMI) POR 1.000 NASCIDOS VIVOS NOS ESTADOS COM MAIOR E MENOR VALORES NA REGIÃO E RAZÃO DESSAS TAXAS, BRASIL, 1999.

| Região | TMI (estado) | | Razão de taxas |
|---------------|------------------|------------------|----------------|
| | Maior | Menor | |
| Sul | 19,5 (PR) | 15,1 (RS) | 1,3 |
| Sudeste | 26,5 (MG) | 17,2 (ES) | 1,5 |
| C-Oeste | 28,4 (MT) | 22,4 (DF) | 1,3 |
| Norte | 37,2 (RR) | 27,3 (AP) | 1,4 |
| Nordeste | 64,0 (AL) | 44,7 (PI) | 1,4 |
| Brasil | 64,0 (AL) | 15,1 (RS) | 4,2 |

Quanto à variabilidade geral da TMI entre os estados brasileiros, verifica-se grande amplitude entre o maior e menor valores apurados.

Por exemplo, o risco de uma criança morrer no seu primeiro ano de vida no estado de Alagoas é 4,2 vezes maior do que no estado do Rio Grande do Sul.

Com o objetivo de analisar quanto poderia ser reduzido na TMI do Brasil e quantos óbitos infantis poderiam ser evitados caso todas as regiões brasileiras apresentassem a TMI da região Sul (melhor situação), calculou-se o risco atribuível populacional percentual (RAP%) (Tabela 4.7). Assim, foi estimado que, se todas as regiões do Brasil estivessem submetidas à TMI da região Sul, haveria uma redução de 46,2% das mortes de menores de um ano, o que representaria a não ocorrência de 43.439 óbitos infantis a cada ano. Na Tabela 4.7, encontram-se as estimativas de quanto cada região deveria contribuir para alcançar esse patamar no Brasil.

TABELA 4.7 - TAXAS DE MORTALIDADE INFANTIL (TMI) POR 1.000 NV, ÓBITOS A REDUZIR SEGUNDO REGIÕES E RISCO ATRIBUÍVEL POPULACIONAL PERCENTUAL (RAP%) ⁽¹⁾, BRASIL, 1999.

| Região | TMI (x1.000 NV) observada | Óbitos a reduzir | |
|--------------|------------------------------|------------------|---------------------|
| | | No. | % |
| Sul | 17,1 | Referência | Referência |
| Sudeste | 20,6 | 4.577 | 17,0% |
| C-Oeste | 25,6 | 1.966 | 33,2% |
| Norte | 32,4 | 4.359 | 47,2% |
| Nordeste | 52,5 | 32.538 | 67,4% |
| Total | 31,8 | 43.439 | 46,2% (RAP%) |

(1) $RAP \% = (TMI\ NACIONAL - TMI\ DA\ REGIÃO\ COM\ MELHOR\ SITUAÇÃO) / TMI\ NACIONAL$

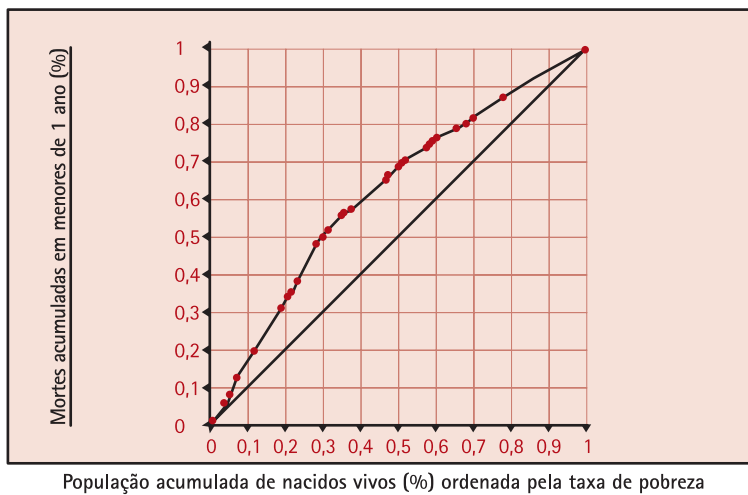
Analisou-se a distribuição dos óbitos de menores de um ano de idade entre a população de NV dos estados brasileiros, os quais foram ordenados pela taxa de pobreza (Figuras 4.39 e 4.40). Observa-se que 50% dessas mortes ocorreram em apenas 30% da população de NV dos estados com as maiores taxas de pobreza (índice de concentração = -0,238) (Figura 4.40).

Em análise de regressão linear multivariada, entre os indicadores de NSE e demográficos estudados, a taxa de alfabetização da população feminina com 15 anos ou mais de idade foi a que se apresentou estatisticamente associada à TMI. O quadro 4.2 apresenta a distribuição da TMI nos estados agregados segundo quartis de taxa de alfabetização.

FIGURA 4.39 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE INFANTIL POR 1.000 NV EM AGREGADOS DE ESTADOS BRASILEIROS, SEGUNDO TAXA DE POBREZA, 1999.



FIGURA 4.40 - DISTRIBUIÇÃO DOS ÓBITOS INFANTIS NA POPULAÇÃO DE NASCIDOS VIVOS NOS ESTADOS DO BRASIL (ORDENADOS PELA TAXA DE POBREZA), 1999.



QUADRO 4.2 - DISTRIBUIÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL (TMI) EM AGREGADOS DE ESTADOS, SEGUNDO QUARTIS DA TAXA DE ALFABETIZAÇÃO FEMININA*, 1999.

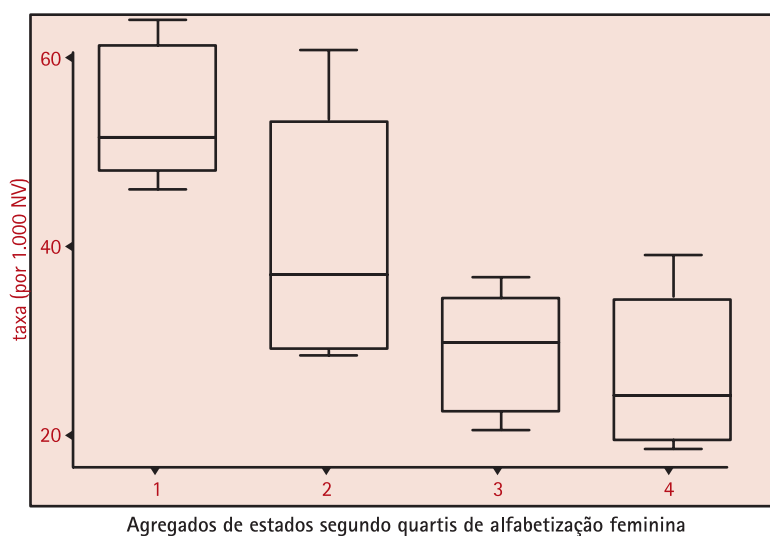
| Quartil | Taxa de alfabetização feminina* | TMI (mediana) por 1.000 NV | Estados |
|----------------|---------------------------------|-------------------------------|----------------------------|
| 1 ^o | (<76,8% da população) | 50,5 | AL, PI, MA, BA, CE, PB |
| 2 ^o | (76,8% a < 87,6% da população) | 34,9 | PE, RN, SE, TO, AC, MG, GO |
| 3 ^o | (87,6% a < 91,2% da população) | 27,3 | PA, ES, MT, MS, PR, RO, AP |
| 4 ^o | (91,2% ou mais da população) | 21,3 | AM, RR, SP, SC, RJ, RS, DF |

* PERCENTUAL DA POPULAÇÃO FEMININA COM 15 OU MAIS ANOS DE IDADE ALFABETIZADA.

Observa-se uma tendência estatisticamente significativa de registro de maiores TMI nos estados que apresentaram menores percentuais de população alfabetizada feminina ($\beta=-2,1$; $p=0,005$; $R^2=0,73$). Essa análise estima que, para cada 10% de incremento na população adulta feminina alfabetizada nos estados, é observado um decréscimo médio de 21 óbitos para cada 1.000 NV na TMI. Essa associação permanece estatisticamente significativa, ainda que controlada por crescimento populacional, grau de urbanização e taxa de pobreza.

Importante destacar, no entanto, que taxa de pobreza apresenta forte correlação com taxa de alfabetização feminina ($r=-0,92$), o que torna difícil separar os efeitos dessas variáveis na TMI. Observa-se que marcado gradiente da TMI pode ser observado segundo estados agregados tanto por taxa de pobreza (Figura 4.39), quanto por alfabetização feminina (Figura 4.41).

FIGURA 4.41 - DISTRIBUIÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL POR 1.000 NV EM AGREGADOS DE ESTADOS BRASILEIROS, SEGUNDO TAXA DE ALFABETIZAÇÃO FEMININA, 1999.



4.4.2.2. MORTALIDADE DA CRIANÇA MENOR DE 5 ANOS DE IDADE

A mortalidade proporcional e a taxa de mortalidade por algumas causas de óbito (doenças diarreicas agudas e doenças respiratórias agudas) foram analisadas para as crianças menores de 5 anos de idade nos estados brasileiros. Para toda a análise da mortalidade proporcional, foram excluídos do total de casos os óbitos por causas mal definidas.

No Brasil, mais da metade (54,6%) dos óbitos de crianças <5 anos de idade ocorre devido a doenças respiratórias e diarreicas agudas (Tabela 4.8 e Figura 4.42). Porém, esses indicadores têm comportamento bastante distinto nas diferentes regiões brasileiras.

Observa-se que, nas regiões Sul e Sudeste, as doenças respiratórias agudas são as principais causas de óbito em crianças menores de 5 anos de idade (Tabela 4.8). Destacam-se aí os estados de São Paulo (75,0%), Rio Grande do Sul (65,7%), Minas Gerais (61,5%) e Rio de Janeiro (57,0%), com mais de 50% dos óbitos desta faixa de idade atribuídos às doenças respiratórias agudas (Figura 4.42).

Essa causa de óbito, no entanto, perde gradativamente sua importância relativa nas regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Nessas regiões, observa-se ganho da importância relativa das doenças diarreicas agudas como causa mais prevalente de óbito de crianças menores de 5 anos de idade (Tabela 4.8). Destacam-se os estados do Ceará (26,4%), Pernambuco (24,1%) e Alagoas (22,0%), com os maiores percentuais de óbitos devido a doenças diarreicas agudas nesse grupo etário (Figura 4.42).

TABELA 4.8 - MORTALIDADE PROPORCIONAL E TAXA DE MORTALIDADE ESPECÍFICA POR CAUSAS SELECIONADAS (POR 10.000 HAB.) DE CRIANÇAS MENORES DE 5 ANOS DE IDADE, BRASIL, 1999.

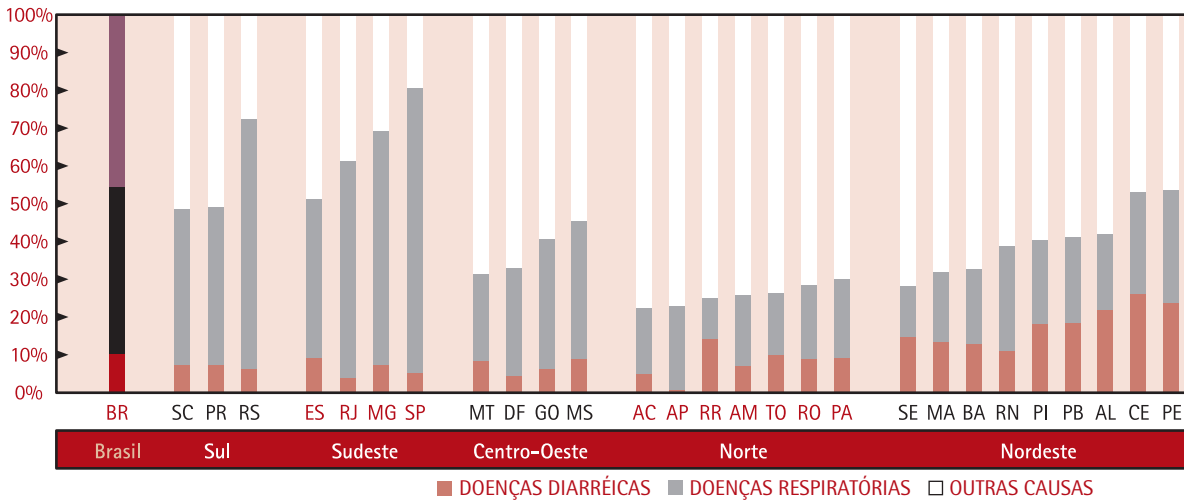
| Região | Mortalidade proporcional ⁽¹⁾ % | | Taxa de mortalidade (por 10.000 hab.) | |
|--------------|---|--------------------|---------------------------------------|--------------------|
| | DDA ⁽²⁾ | DRA ⁽³⁾ | DDA ⁽²⁾ | DRA ⁽³⁾ |
| Sul | 7,4 | 49,8 | 2,9 | 19,1 |
| Sudeste | 5,9 | 66,8 | 2,2 | 29,4 |
| C-Oeste | 4,5 | 30,8 | 3,2 | 13,3 |
| Norte | 8,6 | 19,3 | 3,8 | 8,4 |
| Nordeste | 19,3 | 23,5 | 8,6 | 9,8 |
| Total | 10,6 | 44,0 | 4,5 | 18,7 |

(1) EXCLUÍDOS OS ÓBITOS POR CAUSAS MAL DEFINIDAS.

(2) DDA= DOENÇAS DIARRÉICAS AGUDAS.

(3) DRA= DOENÇAS RESPIRATÓRIAS AGUDAS.

FIGURA 4.42 - MORTALIDADE PROPORCIONAL POR CAUSAS DEFINIDAS EM MENORES DE 5 ANOS DE IDADE, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Todos os estados da região Nordeste apresentaram TMDR de menores de 5 anos de idade superiores à mediana nacional (4,1 por 10.000 hab.). Por outro lado, todos os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram TMDR, nesse grupo de idade, iguais ou superiores à mediana nacional (10,8 por 10.000 hab.).

FIGURA 4.43 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE EM <5 ANOS (POR 10.000 HAB.) POR DOENÇAS DIARRÉICAS, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.

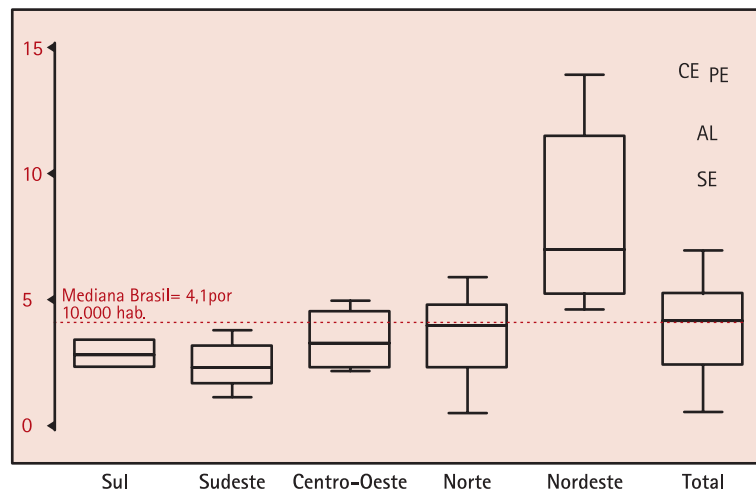
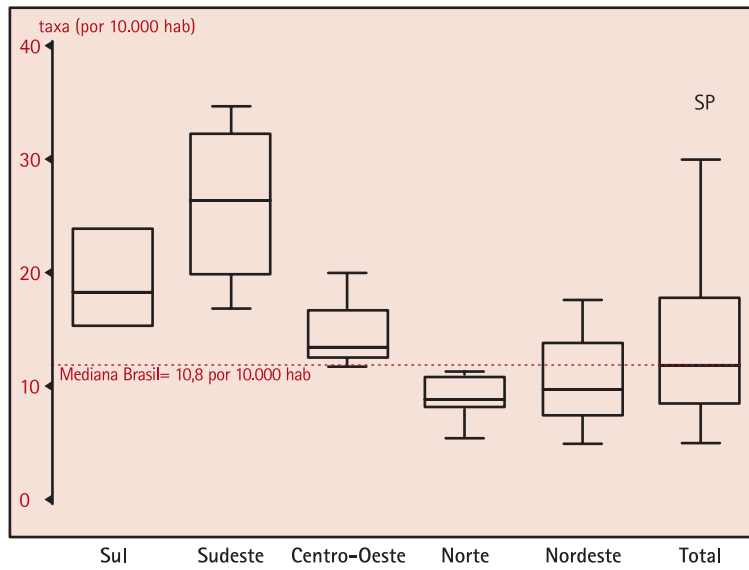
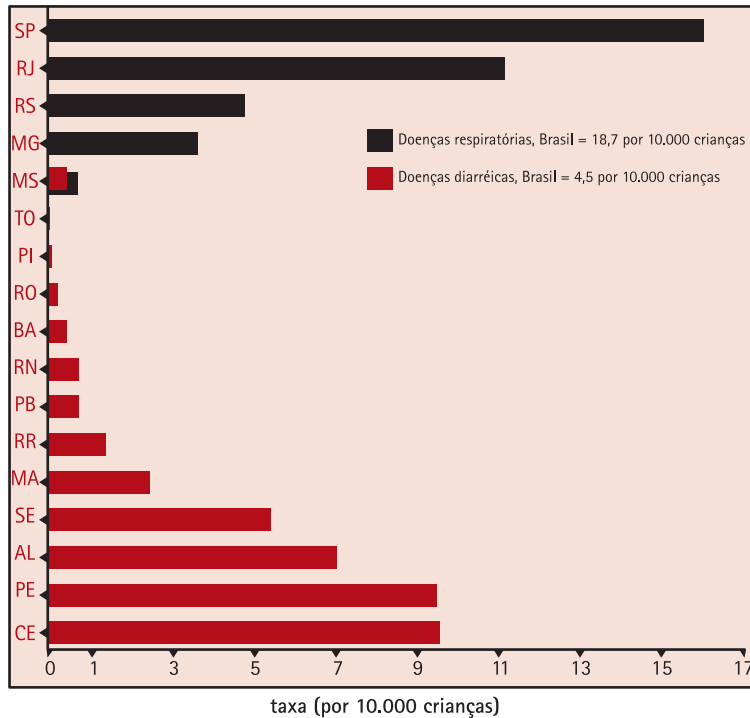


FIGURA 4.44 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE EM <5 ANOS (POR 10.000 HAB.) POR DOENÇAS RESPIRATÓRIAS, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



Na Figura 4.45, são apresentados os estados que registraram excedentes importantes desses indicadores em relação aos valores nacionais (médias nacionais). Em relação à TMDD, destacam-se os estados do Ceará e de Pernambuco que excederam em 9 casos para cada 10.000 habitantes o valor médio nacional em menores de 5 anos de idade. No tocante à TMDR, destacam-se os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro que excedem em mais de 10 casos para cada 10.000 habitantes o valor médio nacional da TMDR nesse grupo de idade.

FIGURA 4.45 - ESTADOS COM EXCESSO (ABSOLUTO) DA TAXA DE MORTALIDADE (POR 10.000 HAB.) POR CAUSAS ESPECÍFICAS EM CRIANÇAS <5 ANOS DE IDADE EM RELAÇÃO AO VALOR NACIONAL, BRASIL, 1999.



4.4.2.3. CAUSAS EXTERNAS

Foram analisadas as taxas das principais causas de óbito no Brasil que compõem o grupo de causas externas: acidentes de trânsito e homicídios.

No Brasil, as taxas de mortalidade por acidentes de trânsito (TMAT) e por homicídios (TMH), no ano de 1999, foram de 17,7 e 26,0 por 100.000 habitantes, respectivamente (Figuras 4.46).

Cabe destacar que, em muitos estados brasileiros, a TMH supera grandemente a TMAT. Esse é o caso do Rio de Janeiro e de Pernambuco, cujas TMH são cerca de 3 vezes maiores do que suas TMAT. De maneira semelhante, São Paulo (2,1 vezes), Espírito Santo (1,9 vezes), Amapá (1,9 vezes) e Amazonas (1,7 vezes) apresentaram TMH cerca de 2 vezes superiores a suas TMAT.

Especificamente quanto à TMH, o estado de Pernambuco, a maior parte dos estados da região Sudeste (Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo) e o estado de Roraima apresentaram altas taxas de mortalidade por essa causa básica, superiores a 41 óbitos para cada 100.000 habi-

tantes (Figuras 4.46 e 4.47). Esses cinco estados (PE, ES, RJ, RR e SP) encontram-se acima do terceiro quartil da distribuição total desse indicador no Brasil. Merece destaque o estado de Pernambuco, que apresentou as maiores TMH bruta e padronizada do País: 55,0 e 57,8 por 100.000 habitantes, respectivamente, taxas estas surpreendentemente altas em relação aos demais estados da região Nordeste.

FIGURA 4.46 - TAXA DE MORTALIDADE (PADRONIZADA POR SEXO E IDADE) POR ACIDENTES DE TRÂNSITO E HOMICÍDIOS (POR 100.000 HABITANTES), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

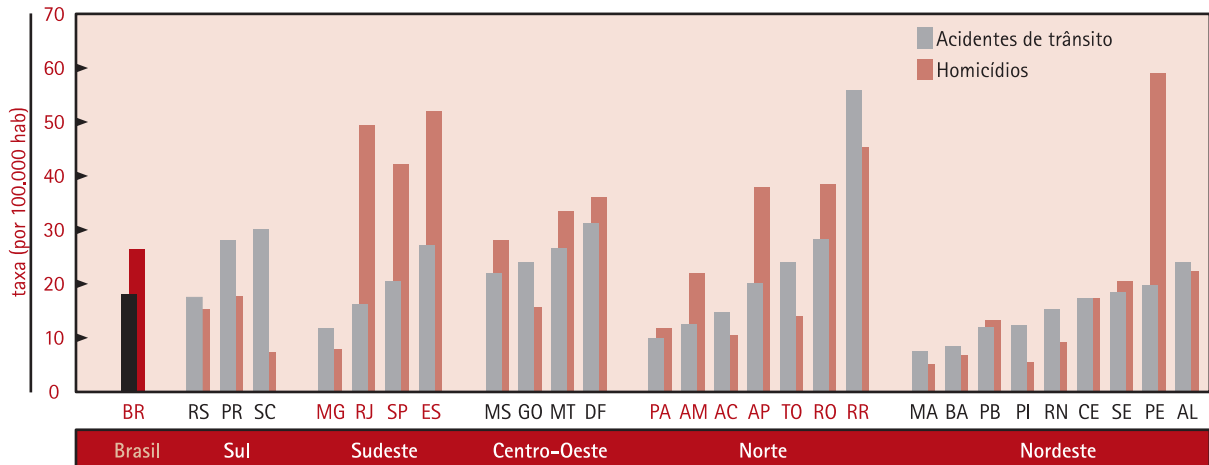
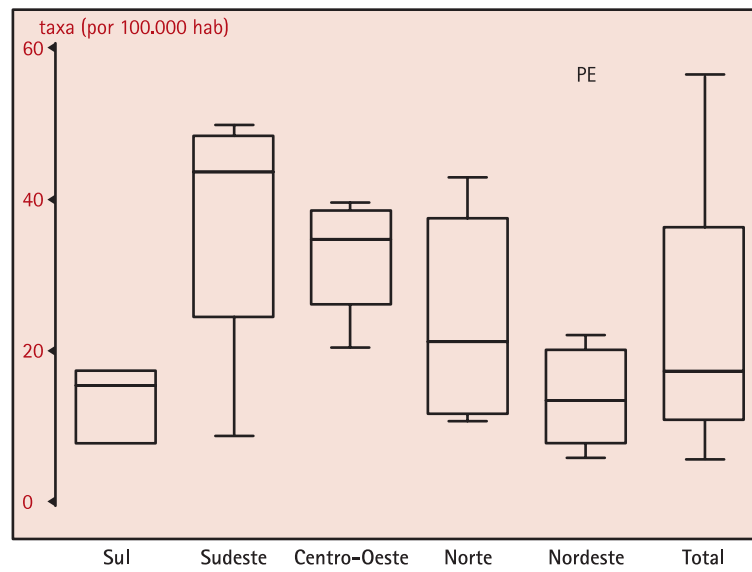


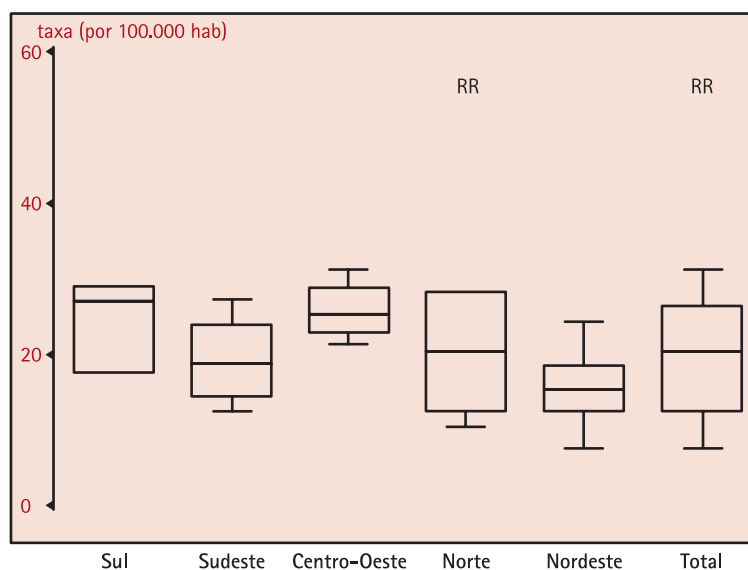
FIGURA 4.47 - DISTRIBUIÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE POR HOMICÍDIOS, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999*.



*TAXAS PADRONIZADAS POR SEXO E IDADE

Maior homogeneidade entre as regiões é observada quanto às TMat (Figura 4.48). Destaca-se, neste caso, o estado de Roraima com taxas bruta e padronizada de 51,7 e 54,5 por 100.000 hab. respectivamente, apresentando assim valores muito altos para a sua região e para o Brasil (Figuras 4.46 e 4.48).

FIGURA 4.48 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO (POR 100.000 HAB.), NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR SEXO E IDADE.

Associações entre indicadores de NSE e demográficos selecionados e as TMH e TMat foram estudadas em análise de regressão linear. Não foram observadas associações entre a TMH (padronizada por idade e sexo) e taxa de crescimento populacional (percentual de incremento de 1991 a 2000), taxas de escolaridade, taxa de alfabetização e taxa de pobreza. No entanto, observou-se uma tendência significativa de aumento da TMH com aumento do grau de urbanização dos estados brasileiros (Figura 4.49): para cada 10% de incremento de grau de urbanização, foi observado um excesso médio de 7,5 óbitos por homicídios para cada 100.000 habitantes nos estados brasileiros ($\beta=0,75$; $p=0,001$). Na análise multivariada, essa associação permanece significativa, mesmo quando controlados os efeitos das taxas de crescimento populacional, escolaridade, alfabetização e pobreza.

Padrão diferente é observado para as associações envolvendo a TMat. Surpreendentemente, o risco de óbito por acidentes de trânsito não apresenta associação estatisticamente significativa e independente com o grau de urbanização dos estados brasileiros. Uma associação bruta, inicialmente significativa entre TMat e grau de urbanização,

desaparece quando ajustada por taxa de pobreza e ou grau de alfabetização e ou crescimento populacional. O resultado da análise de regressão linear multivariada indica que maiores riscos de morte por acidentes de trânsito estão associados a estados com: menores taxas de pobreza ($\beta=-0,93$, $p<0,001$), populações menos alfabetizadas ($\beta=-1,16$, $p=0,005$) e maiores taxas de crescimento populacional no período de 1991 a 2000 ($\beta=3,10$, $p=0,016$) (Tabela 4.9).

FIGURA 4.49 - CORRELAÇÃO ENTRE AS TAXAS DE HOMICÍDIOS (PADRONIZADOS POR IDADE E SEXO) E A TAXA DE URBANIZAÇÃO, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

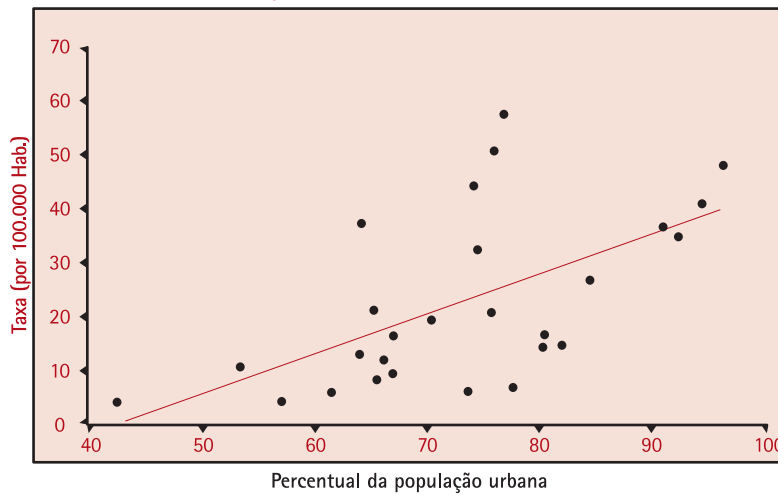


TABELA 4.9 - RESULTADO DA ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR ENTRE TAXA DE MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO (POR 100.00 HAB.)⁽¹⁾ E VARIÁVEIS ECOLÓGICAMENTE ASSOCIADAS, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999 (n=26)⁽²⁾.

| Variável | Coefficiente (β) | Valor de p |
|---|--------------------------|------------|
| Taxa de alfabetização | -1,16 | 0,005 |
| Taxa de pobreza | -0,93 | < 0,001 |
| Taxa de crescimento populacional ⁽³⁾ | 3,10 | 0,016 |
| Constante | 141,87 | - |

Modelo: $R^2= 54,0\%$; $p=0,0006$ n=26 estados

(1) TAXA PADRONIZADA POR IDADE E SEXO

(2) OUTRAS VARIÁVEIS ANALISADAS (TAXA DE URBANIZAÇÃO E TAXA DE ESCOLARIDADE DA POPULAÇÃO ADULTA) FORAM EXCLUÍDAS DO MODELO POR FALTA DE SIGNIFICÂNCIA ESTATÍSTICA; O ESTADO DE RORAIMA FOI EXCLUÍDO DESTA ANÁLISE.

(3) % DE INCREMENTO NO PERÍODO DE 1991 A 2000.

Nessa análise, o estado de Roraima foi excluído uma vez que apresentou grande desvio dos valores observados, influenciando fortemente as associações descritas.

As associações encontradas indicam que:

- estados com menores taxas de pobreza e menor nível de alfabetização tendem a apresentar maiores taxas de mortalidade por acidentes de trânsito;

- além disso, estados com maiores taxas de crescimento populacional, no período de 1991 a 2000, tendem também a apresentar maiores taxas de mortalidade por acidentes de trânsito.

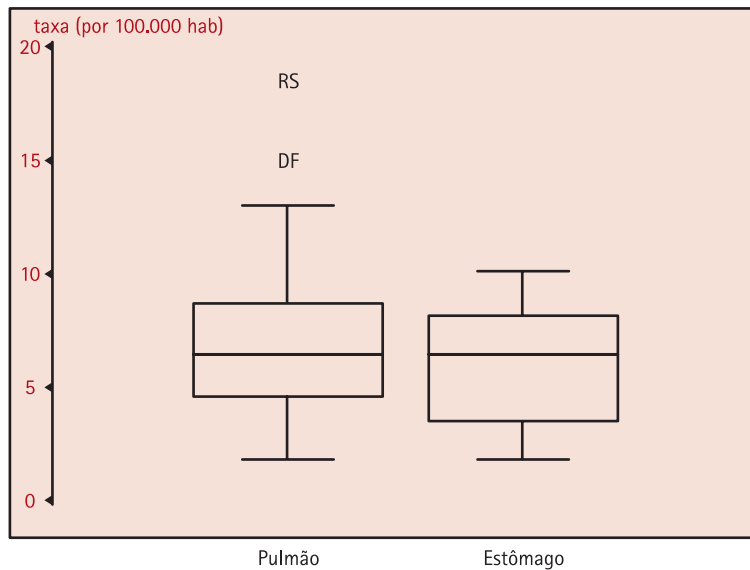
4.4.2.4. NEOPLASIAS

Nesta seção, é apresentado o resultado do estudo das desigualdades na mortalidade devida às neoplasias dos seguintes órgãos: pulmão, estômago, mama e colo de útero. Cada uma das neoplasias citadas é tratada de maneira separada no estudo. A seleção dessas neoplasias deve-se a suas incidências, disponibilidade e qualidade das informações.

Em relação à neoplasia pulmonar, o Brasil apresentou uma taxa de mortalidade média de 8,5 casos para cada 100.000 habitantes. Contudo, grande desigualdade entre estados e regiões pode ser observada quanto a esse indicador (Figuras 4.50 e 4.51).

Destacam-se os achados referentes ao Rio Grande do Sul e ao Distrito Federal, com diferenças de taxas em relação ao valor médio nacional de 10,25 e 6,25 casos para cada 100.000 hab., respectivamente (Figura 4.52). Também os estados de Santa Catarina, Rio de Janeiro, São Paulo e Paraná apresentaram excedentes em relação ao valor nacional. Os estados do Nordeste aparecem com as menores taxas de mortalidade por neoplasias pulmonares.

FIGURA 4.50 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE PULMÃO E ESTÔMAGO POR 100.000 HABITANTES, BRASIL, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR SEXO E IDADE.

FIGURA 4.51 - TAXAS DE MORTALIDADE (PADRONIZADAS POR IDADE E SEXO) DE NEOPLASIA DE PULMÃO, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

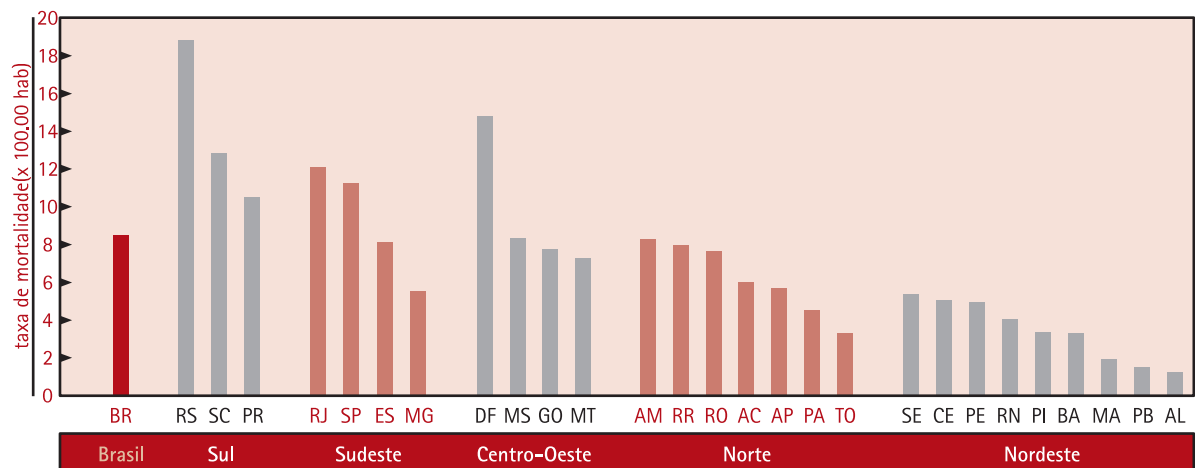
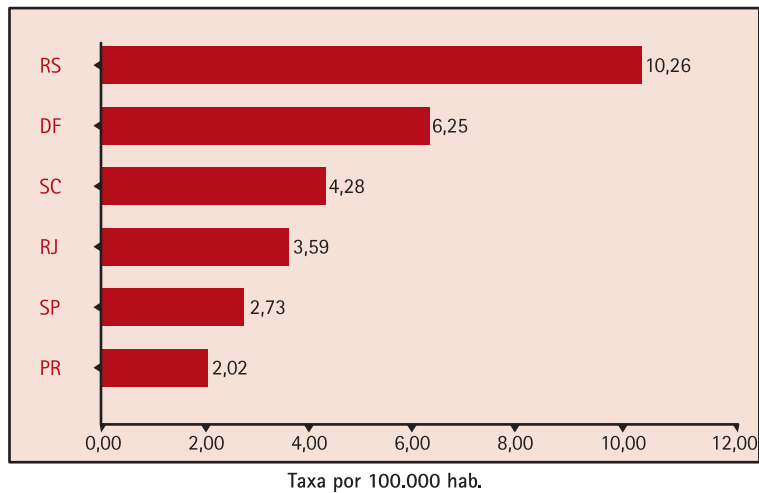


FIGURA 4.52 - EXCESSOS DE TAXAS (RISCO ATRIBUÍVEL) DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE PULMÃO EM RELAÇÃO AO VALOR NACIONAL (8,5 POR 100.000 HABITANTES), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR SEXO E IDADE.

Em relação à neoplasia de estômago, observa-se taxa média nacional de 6,4 casos por 100.000 hab. Nesse caso, maior homogeneidade é notada entre os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (Figuras 4.50 e 4.53).

Porém, a maior parte dos estados da região Sul (PR, SC e RS), Sudeste (SP, RJ e ES) e Centro-Oeste (MT, DF e MS) revelam valores discretamente superiores ao valor nacional (Figura 4.54). Novamente, para essa causa de mortalidade, excetuando-se o estado do Ceará, os estados da região Nordeste apresentam-se com taxas consistentemente mais baixas que os demais estados do Brasil.

FIGURA 4.53 - TAXAS DE MORTALIDADE (PADRONIZADAS POR IDADE E SEXO) DE NEOPLASIA DE ESTÔMAGO, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

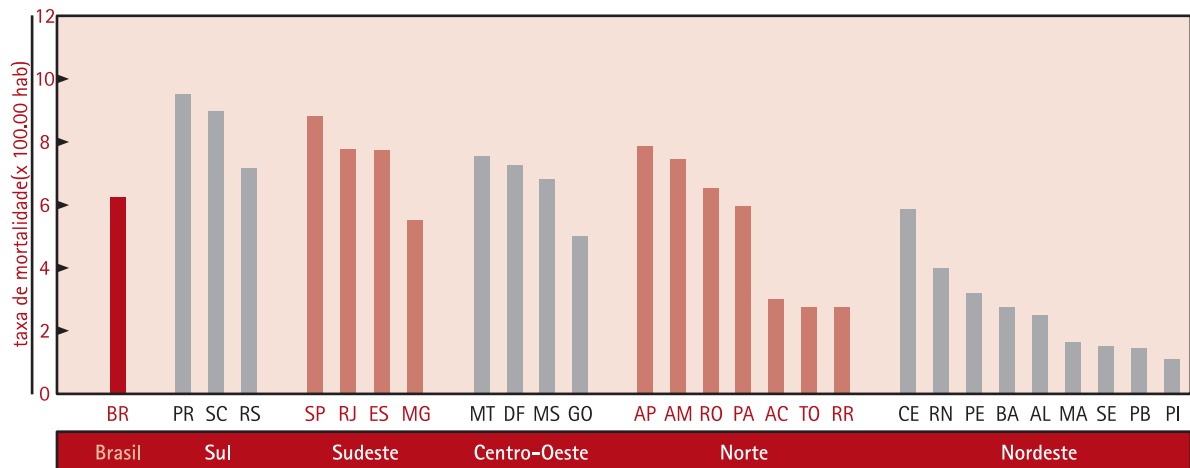
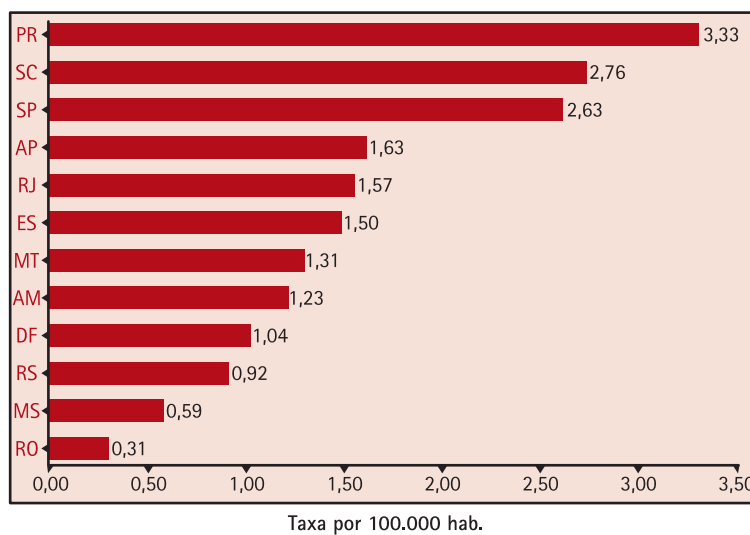


FIGURA 4.54 - EXCESSOS DE TAXAS (RISCO ATRIBUÍVEL) DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE ESTÔMAGO EM RELAÇÃO AO VALOR NACIONAL (6,4 POR 100.000 HAB.), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.*

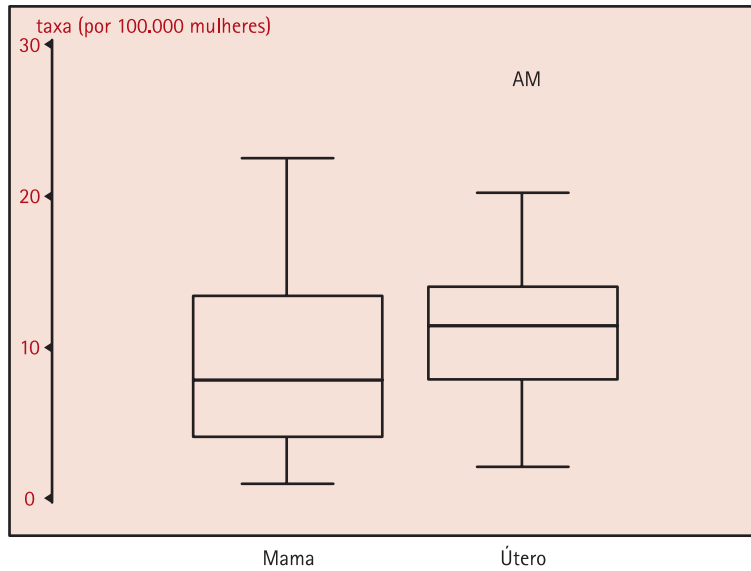


* TAXAS PADRONIZADAS POR SEXO E IDADE.

Em relação à neoplasia de mama, foi observado um valor nacional de 13,97 casos para cada 100.000 mulheres com mais de 14 anos de idade (Figuras 4.55 e 4.56). As regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste destacam-se por apresentar as maiores taxas do Brasil (Figura 4.56).

Em especial, o Distrito Federal, Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul apresentaram excedentes importantes em relação ao valor nacional, com diferenças de taxas de 8,1, 7,6, 6,3 e 5,6 casos por 100.000 mulheres, respectivamente (Figura 4.57). Os estados das regiões Norte e Nordeste mostram as menores taxas de mortalidade por neoplasia de mama no País.

FIGURA 4.55 - DISTRIBUIÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE ÚTERO E MAMA POR 100.000 MULHERES > 14 ANOS DE IDADE, BRASIL, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR IDADE.

FIGURA 4.56 - TAXAS DE MORTALIDADE (PADRONIZADAS POR IDADE) DE NEOPLASIA DE MAMA, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

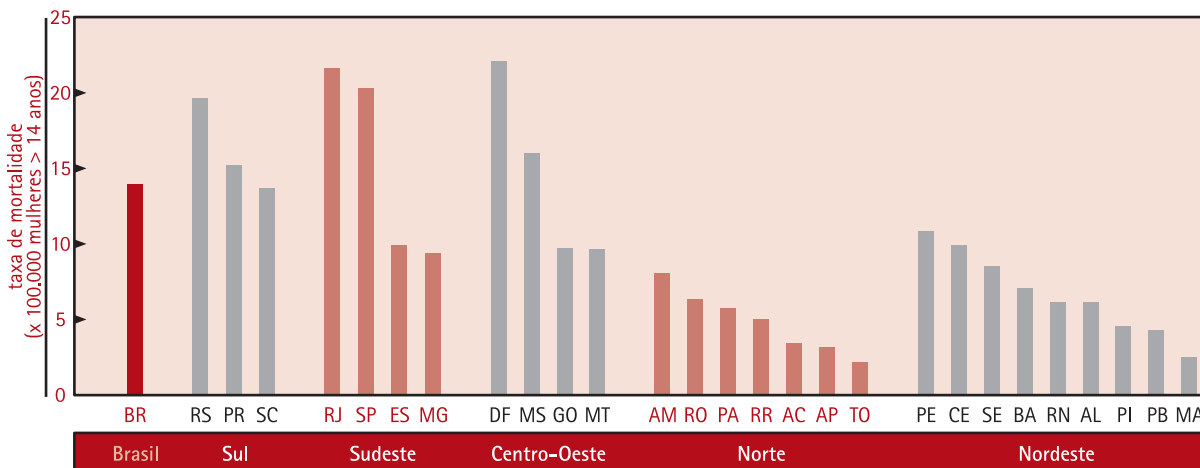
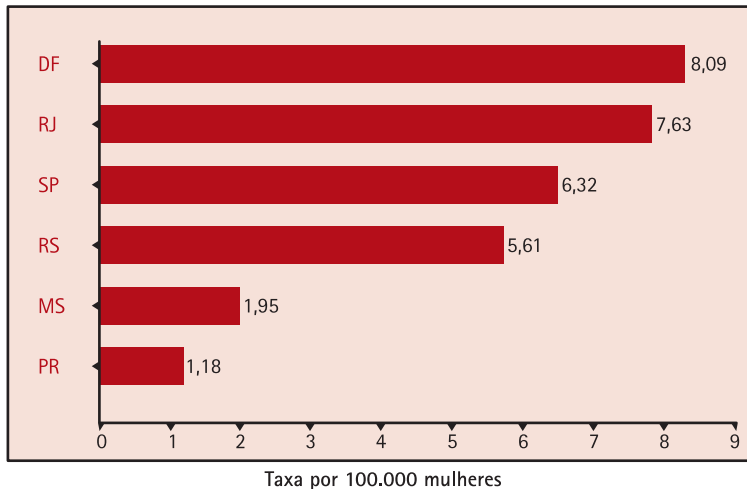


FIGURA 4.57 - EXCESSOS DE TAXAS (RISCO ATRIBUÍVEL) DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE MAMA EM RELAÇÃO AO VALOR NACIONAL (13,97 POR 100.000 MULHERES > 14 ANOS DE IDADE), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR IDADE.

Em relação à neoplasia de útero, foi observada taxa nacional de 9,2 casos para cada 100.000 mulheres acima de 14 anos de idade.

Diferente do padrão descrito para as demais neoplasias analisadas, destacam-se as regiões Centro-Oeste e Norte por suas taxas mais elevadas (Figura 4.58). Em especial, os estados do Amazonas e Roraima apresentaram as maiores taxas do País, com diferenças de taxas, em relação ao valor nacional, superiores a 10 casos para cada 100.000 mulheres (Figura 4.59). Também devem ser notados os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e o Distrito Federal com valores elevados desse indicador.

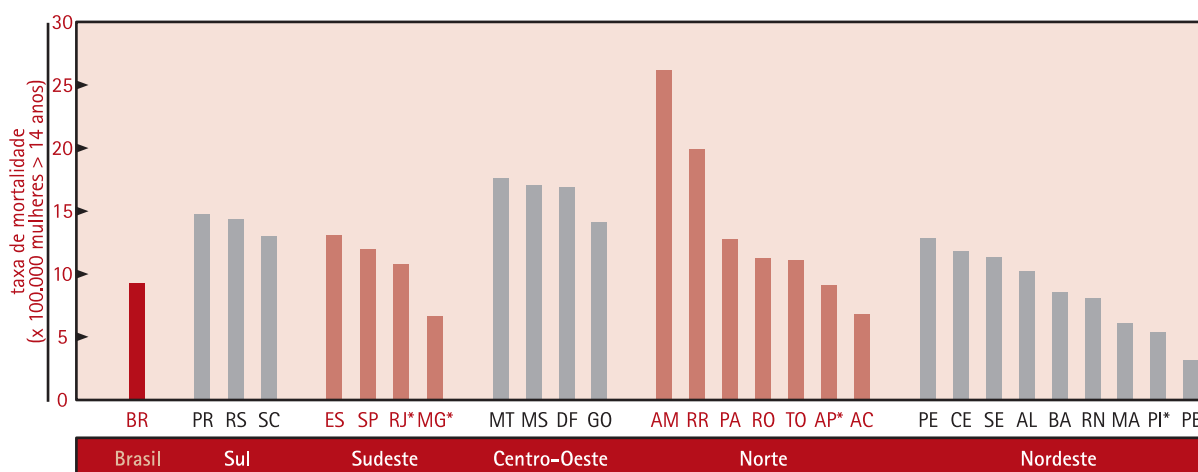
Fatores associados às taxas de mortalidade pelas neoplasias selecionadas foram estudados em análise de regressão linear. Uma associação bruta entre as taxas de mortalidade por todas as neoplasias analisadas e a expectativa de vida ao nascer ($p < 0,05$), desaparece quando ajustada por região ou demais indicadores socioeconômicos. Esse fato deve-se possivelmente ao uso de taxas de mortalidade padronizadas por idade.

Não obstante, para as taxas de mortalidade por neoplasias de pulmão, estômago e mama, são observadas fortes associações com as regiões do País. As regiões Norte e Nordeste apresentam taxas de mortalidade para essas três neoplasias significativamente ($p < 0,05$) menores que a região Sul.

Por outro lado, a análise dos fatores associados às taxas de mortalidade por neoplasias de útero na população de mulheres com 15 anos ou mais de idade, indica um padrão distinto. Apesar dos excedentes de taxas encontrados nos estados das regiões Norte e Centro-Oeste, não foram observadas diferenças estatisticamente significativas entre as taxas de mortalidade por neoplasia de útero entre as regiões brasileiras ($p>0,30$).

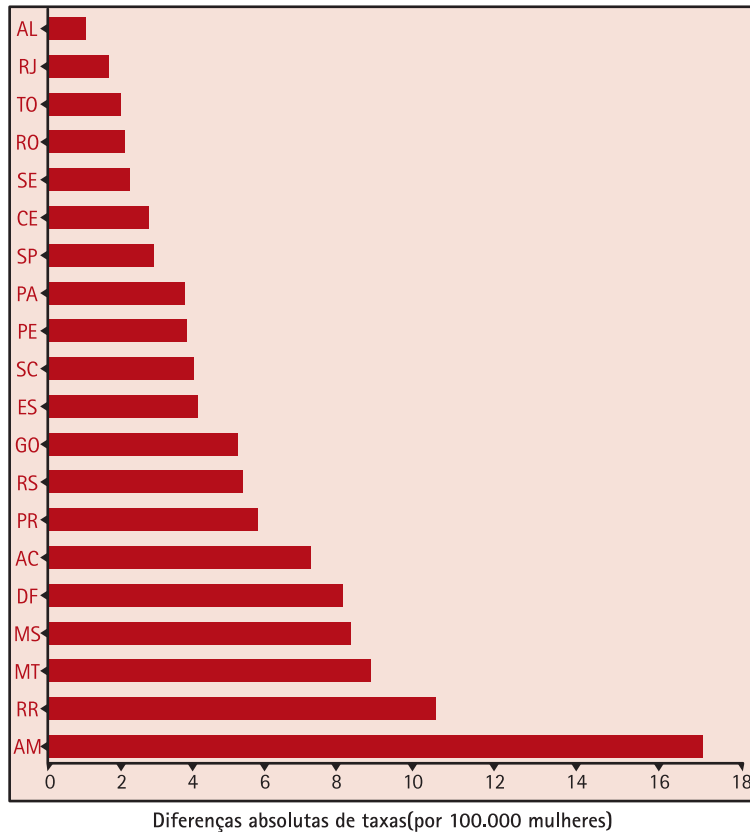
Quanto às associações das taxas de mortalidade por neoplasias selecionadas e indicadores de NSE e demográficos, identificou-se que a variável de exposição mais consistentemente associada às taxas de mortalidade por neoplasias foi o grau de escolaridade/alfabetização. Maiores taxas de mortalidade pelas neoplasias estudadas foram observadas em estados com maiores proporções de população adulta escolarizada e ou alfabetizada, mesmo quando as variáveis região e expectativa de vida ao nascer são controladas. Por exemplo, para cada 10% de incremento no percentual de população adulta com 4 ou mais anos de estudo nos estados, observou-se um incremento médio de 31 casos por 100.000 hab. na taxa de mortalidade por neoplasia de pulmão ($\beta=0,31$, $p<0,001$). Resultados semelhantes foram verificados para neoplasia de mama ($p=0,003$), neoplasia de estômago ($p=0,06$ com taxa de alfabetização) e neoplasia de útero ($p=0,06$).

FIGURA 4.58 - TAXAS DE MORTALIDADE (PADRONIZADAS POR IDADE) DE NEOPLASIA DE ÚTERO, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



* ESTADOS COM DADOS DE 1998 (RJ, MG, AP e PI)

FIGURA 4.59 - EXCESSOS DE TAXAS DE MORTALIDADE POR NEOPLASIA DE ÚTERO (PADRONIZADAS POR IDADE) EM RELAÇÃO AO VALOR NACIONAL (9,2 POR 100.000 MULHERES > 14 ANOS), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999*.



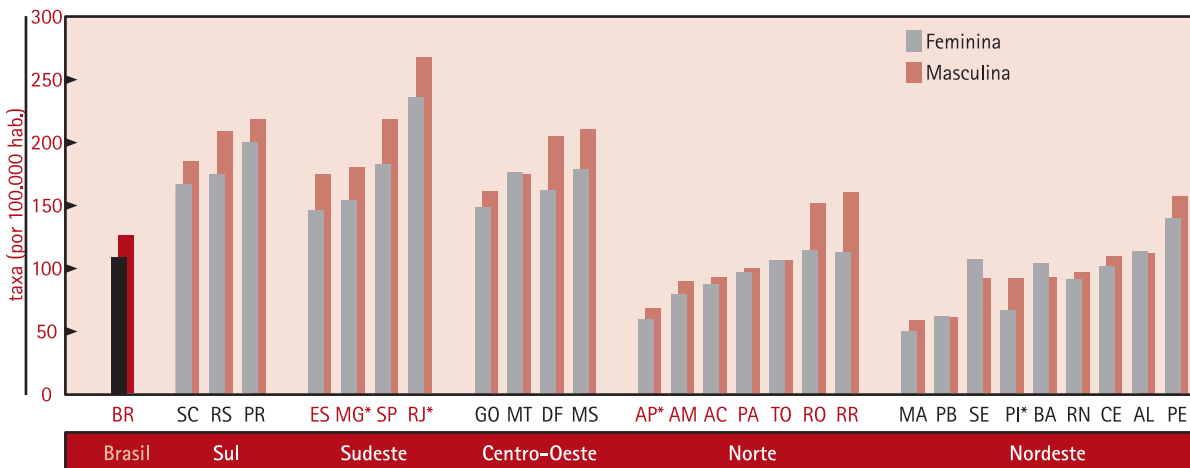
* PARA O RJ FOI USADO O DADO DE 1998; TAXAS PADRONIZADAS POR IDADE.

4.4.2.5. DOENÇAS CARDIOVASCULARES

Nesta seção as doenças isquêmicas do coração, as doenças cerebrovasculares e as demais doenças do aparelho circulatório são analisadas em conjunto sob a denominação de doenças cardiovasculares.

Em 1999, as taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, nos homens e nas mulheres no Brasil, foi de 125,5 e 109,1 casos por 100.000 hab., respectivamente (Figura 4.60), distribuição que se apresenta muito semelhante à observada para as taxas de mortalidade para neoplasias de pulmão, estômago e mama.

FIGURA 4.60 - TAXAS DE MORTALIDADE (PADRONIZADAS POR IDADE) DE DOENÇAS CARDIOVASCULARES, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

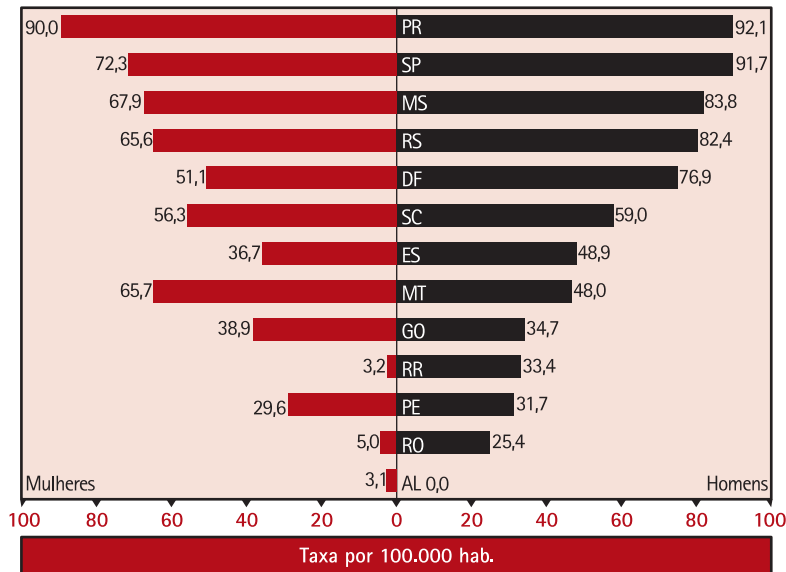


* ESTADOS COM DADOS DE 1998 (RJ, MG, AP e PI)

Excedentes importantes são notados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste em relação aos valores nacionais e às regiões Norte e Nordeste (Figura 4.60). Em geral, as taxas masculinas para esse indicador são maiores que as femininas, porém há exceções importantes a serem destacadas. Nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, com exceção de Mato Grosso, a taxa de mortalidade por doenças cardiovasculares entre os homens supera de maneira importante a das mulheres. Na maior parte dos estados das regiões Norte e Centro-Oeste, os diferenciais segundo sexo para essa taxa são inexpressivos. A taxa de mortalidade por doenças cardiovasculares entre as mulheres chega virtualmente a se igualar à dos homens nos estados de Tocantins, Paraíba e Alagoas. Nos estados Sergipe e Bahia, as taxas de mortalidade da população feminina superam as da população masculina para esse grupo de doenças (Figura 4.60).

Na Figura 4.61, destacam-se os estados que registraram taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, por sexo, maiores do que os valores nacionais. Chamam a atenção as taxas dos estados de Roraima (homens), Pernambuco (ambos os sexos) e Rondônia (homens), que apresentaram excedentes importantes em relação aos valores nacionais, apesar de pertencerem às regiões Norte e Nordeste, onde foram observados baixos valores quanto a esse indicador.

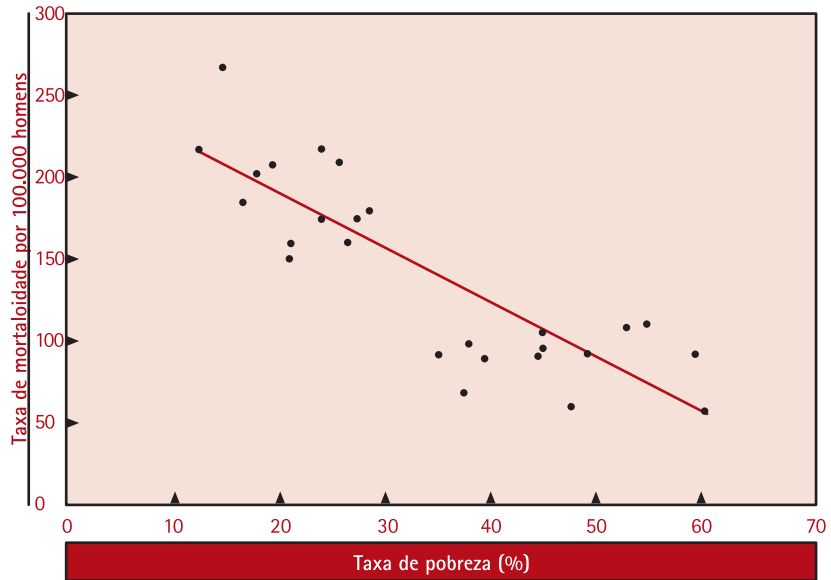
FIGURA 4.61 - EXCESSOS DE TAXAS (RISCO ATRIBUÍVEL) DE MORTALIDADE POR DOENÇAS CARDIOVASCULARES EM RELAÇÃO AOS VALORES NACIONAIS (MASCULINO= 125,5 E FEMININO= 109,1 POR 100.000 HABITANTES), NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.*



* TAXAS PADRONIZADAS POR IDADE.

Na análise de regressão linear, diminuições estatisticamente significativas ($p < 0,001$) das taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares, para ambos os sexos, são observadas nas regiões Norte e Nordeste, quando comparadas à região Sul. A associação estatística com região, no entanto, desaparece ($p > 0,1$) quando consideradas no modelo estatístico as taxas de pobreza ($p < 0,001$) e de crescimento populacional ($p < 0,001$). As taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares foram significativamente maiores nos estados que possuem menores taxas de pobreza (Figura 4.62) e menores crescimentos populacionais na última década. Assim, tanto as taxas de mortalidade pelas neoplasias analisadas, quanto as taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares apresentam maiores valores nos estados com melhores indicadores de NSE e demográficos.

FIGURA 4.62 - CORRELAÇÃO ENTRE TAXA DE MORTALIDADE POR DOENÇAS CARDIOVASCULARES (PADRONIZADAS POR IDADE) NA POPULAÇÃO MASCULINA E TAXA DE POBREZA, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



4.5. ATENÇÃO À SAÚDE

Nesta seção, são analisadas as desigualdades relacionadas a indicadores selecionados de oferta e cobertura do sistema de saúde brasileiro. Os indicadores de oferta selecionados foram: razão do número de médicos por habitantes e razão de leitos hospitalares (totais e de UTI) vinculados ao Sistema Único de Saúde (SUS), por habitantes. Os indicadores de cobertura selecionados foram: percentual de municípios que atingiram a meta de cobertura da vacina tríplice bacteriana (DTP) – como indicador de cobertura de procedimentos de baixa complexidade – e proporção de pacientes atendidos por terapia renal substitutiva (TRS) por habitantes – como indicador de cobertura de procedimentos de alta complexidade.

4.5.1. DESIGUALDADES NA OFERTA DA ATENÇÃO À SAÚDE

4.5.1.1. RAZÃO DO NÚMERO DE MÉDICOS POR HABITANTES

Em relação à distribuição do número de médicos por habitantes, observa-se que a razão por habitantes para o País foi de 1,3 médico por 1.000 habitantes (Figura 4.63). Alguns estados, como o Rio de Janeiro

(3,2 por 1.000 hab.) e o Distrito Federal (2,9 por 1.000 hab.), apresentam razões bem maiores do que os demais estados, sendo seguidos pelos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul. O Estado do Maranhão (0,4 por 1.000 hab.) apresentou o mais baixo valor desse indicador para todo o País. As regiões Sudeste (1,7 por 1.000 hab.) e Norte (0,6 por 1.000 hab.) representam os extremos superior e inferior de razão médicos por habitantes no Brasil. Dessa forma, o Sudeste apresenta 2,7 vezes mais médicos por habitantes do que a região Norte.

FIGURA 4.63 - RAZÃO DO NÚMERO DE MÉDICOS POR 1.000 HABITANTES NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

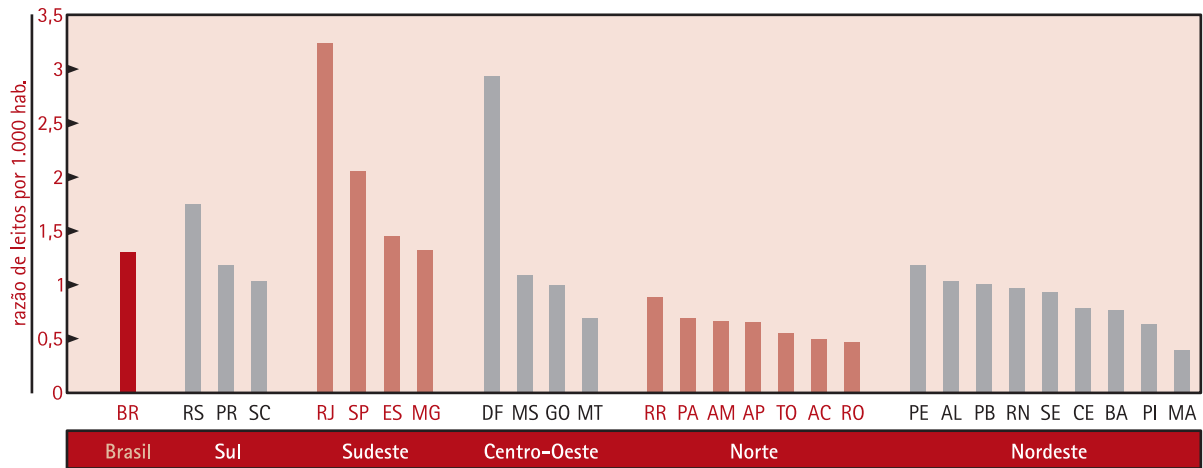
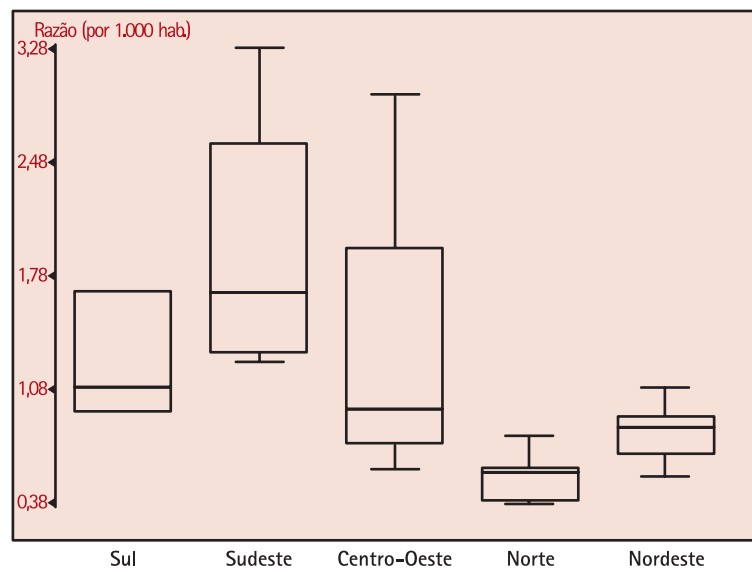


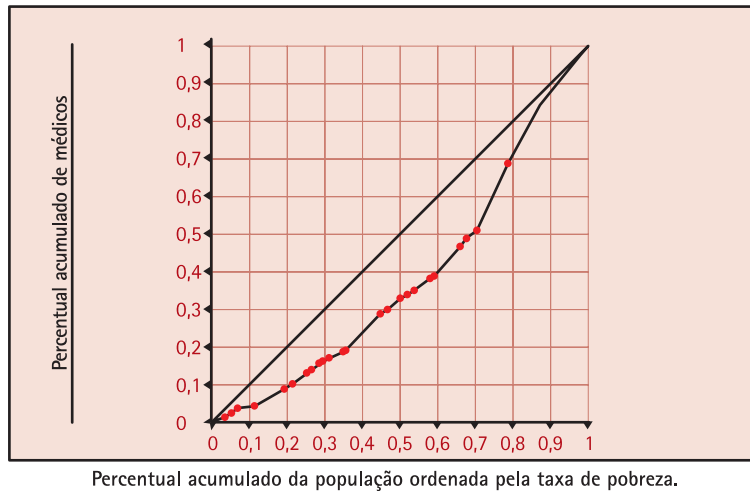
FIGURA 4.64 - DISTRIBUIÇÃO DA RAZÃO DO NÚMERO DE MÉDICOS POR 1.000 HABITANTES, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



Importante notar que, além de certa desigualdade do número de médicos por habitantes entre as regiões, há também importantes desigualdades entre alguns estados de uma mesma região (Figura 4.64). Na região Sudeste, o estado do Rio de Janeiro tem o dobro de médicos por habitantes em relação ao estado do Espírito Santo. Na região Centro-Oeste, os altos valores apresentados pelo Distrito Federal são responsáveis pela grande amplitude na variação desse indicador nessa região. As regiões Norte e Nordeste apresentam certa homogeneidade intra-regional quanto a esse indicador, sendo que todos os estados dessas regiões mostraram valores abaixo do valor nacional.

Usando análise de regressão linear, foi identificada associação negativa e significativa entre o número de médicos por habitantes e a taxa de pobreza ($\beta=-0,03$; IC95%: $-0,04$ a $-0,01$). Foi, então, calculada a distribuição do número de médicos por habitantes, segundo a população dos estados ordenados pela taxa de pobreza (Figura 4.65). Observa-se que a metade (50%) dos médicos no Brasil está concentrada em apenas 30% da população dos estados com menor taxa de pobreza (Índice de concentração = 0,226).

FIGURA 4.65 - DISTRIBUIÇÃO DE MÉDICOS SEGUNDO POPULAÇÃO DOS ESTADOS ORDENADOS PELA TAXA DE POBREZA, BRASIL, 1999.



A Tabela 4.10 apresenta uma estimativa do número de médicos que deveria ser redistribuído para realocação equânime destes profissionais no País; ou seja, para que todas as regiões do Brasil tenham a mesma razão de médicos por habitantes. Assim, de acordo com o índice relativo de dissimilaridade, caberia à região Sudeste redistribuir 15% de seus médicos entre as demais regiões, o que representa-

ria cerca de 31 mil médicos a serem redistribuídos para se alcançar uma situação de igualdade em relação a esse indicador.

TABELA 4.10 - DISTRIBUIÇÃO DE MÉDICOS SEGUNDO REGIÕES BRASILEIRAS E ÍNDICE DE DISSIMILARIDADE, BRASIL, 1999.

| Região | Médicos p/1.000 hab | População | Nº médicos | Nº médicos caso igualdade | Diferença ⁽¹⁾ |
|--------------|------------------------|--------------------|----------------|------------------------------|--------------------------|
| Sul | 1,16 | 24.445.950 | 28.357 | 31.438 | (3.080) |
| Sudeste | 1,73 | 69.858.115 | 120.505 | 89.838 | 30.668 |
| Centro-Oeste | 1,03 | 11.220.742 | 11.501 | 14.430 | (2.929) |
| Norte | 0,65 | 12.133.705 | 7.887 | 15.604 | (7.717) |
| Nordeste | 0,92 | 46.289.042 | 42.586 | 59.528 | (16.942) |
| Total | 1,29 | 163.947.554 | 210.837 | 210.837 | 61.335 |

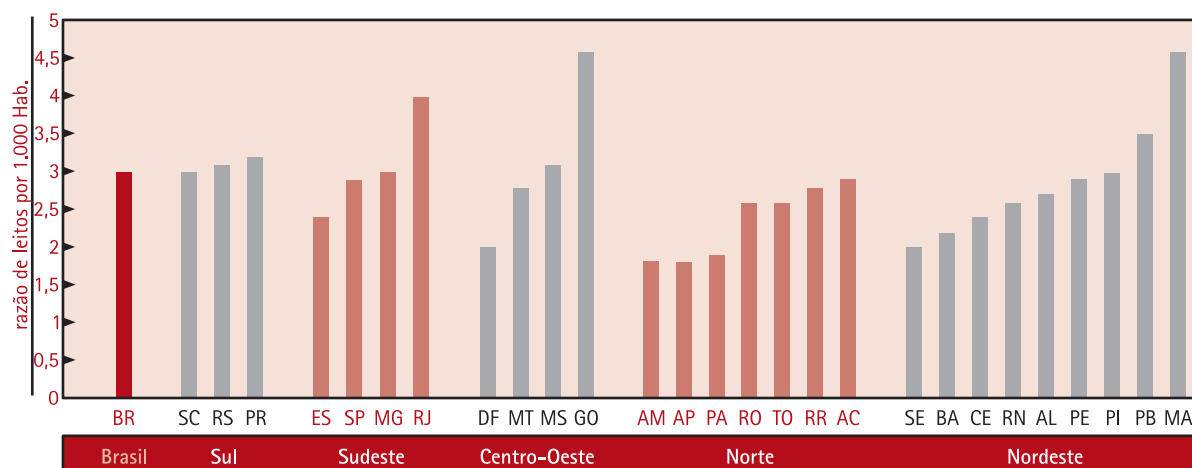
Índice de dissimilaridade absoluto (relativo) = 30.668 (15%) médicos

(1) O VALOR ENTRE PARÊNTESES REPRESENTA DÉFICIT

4.5.1.2. RAZÃO DO NÚMERO DE LEITOS HOSPITALARES POR HABITANTES

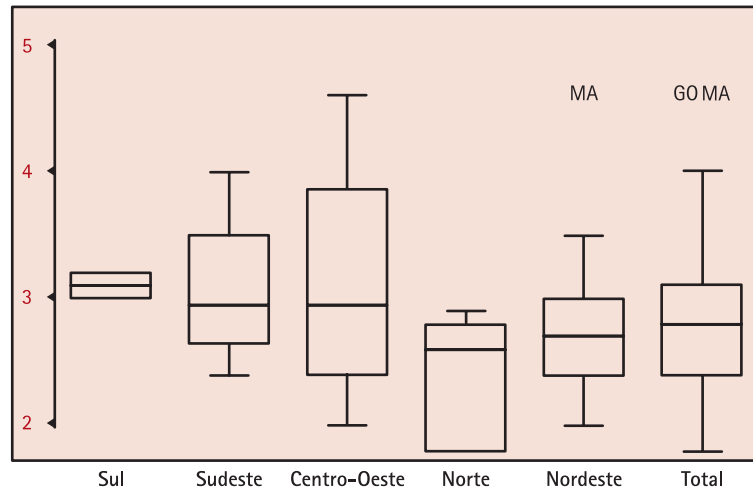
Em 1999, o valor nacional da razão do número de leitos hospitalares vinculados ao SUS por habitantes foi de 3 leitos para cada 1.000 habitantes (Figura 4.66). Os valores observados nos estados brasileiros são discrepantes, variando entre 1,8 por 1.000 hab., no Amazonas e no Amapá, e cerca de 4,5 por 1.000 hab. no Maranhão e em Goiás.

FIGURA 4.66 - RAZÃO DOS LEITOS HOSPITALARES (SUS) POR 1.000 HAB. NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



Com exceção da região Norte, as medianas das regiões não se distanciam muito da média nacional. A região Centro-Oeste apresenta a maior variação intra-regional. Já a região Sul apresenta alto grau de homogeneidade em relação a esse indicador (Figura 4.67).

FIGURA 4.67 - DISTRIBUIÇÃO DA RAZÃO DE LEITOS HOSPITALARES (SUS) POR 1.000 HABITANTES, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



No que se refere à razão do número de leitos em unidades de tratamento intensivo (UTI) por habitantes, observou-se um valor nacional de 6,8 leitos por 100.000 habitantes (Figura 4.68). Os estados que apresentaram valores superiores à média nacional foram Rio Grande do Sul, Goiás, São Paulo e Paraíba. Já a maioria dos estados das regiões Norte e Nordeste apresenta razões bem inferiores à média nacional, destacando-se os estados de Rondônia e da Bahia, com 0,5 e 1,3 leitos de UTI por 100.000 habitantes, respectivamente.

O coeficiente de Gini calculado foi de 0,309 para a distribuição de leitos de UTI por população. Analisando-se a curva de Lorenz (Figura 4.69), observa-se que: 10% dos leitos de UTI concentram-se em 30% da população dos estados com os valores mais baixos desse indicador; ao mesmo tempo em que 50% dos leitos de UTI estão concentrados em 30% da população com os valores mais altos desse indicador.

FIGURA 4.68 - RAZÃO DE LEITOS DE UTI (SUS) POR 100.000 HAB., NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.

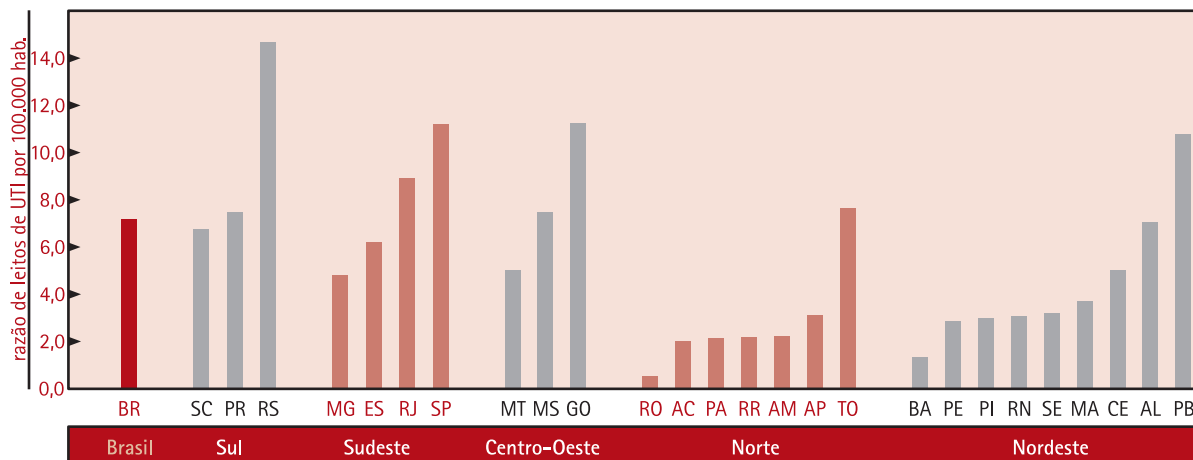
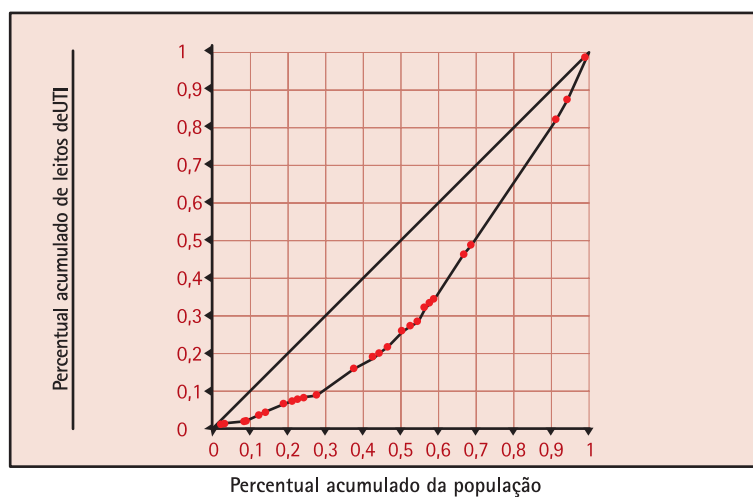


FIGURA 4.69 - PERCENTUAL ACUMULADO DE LEITOS DE UTI (SUS) SEGUNDO POPULAÇÃO, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 1999.



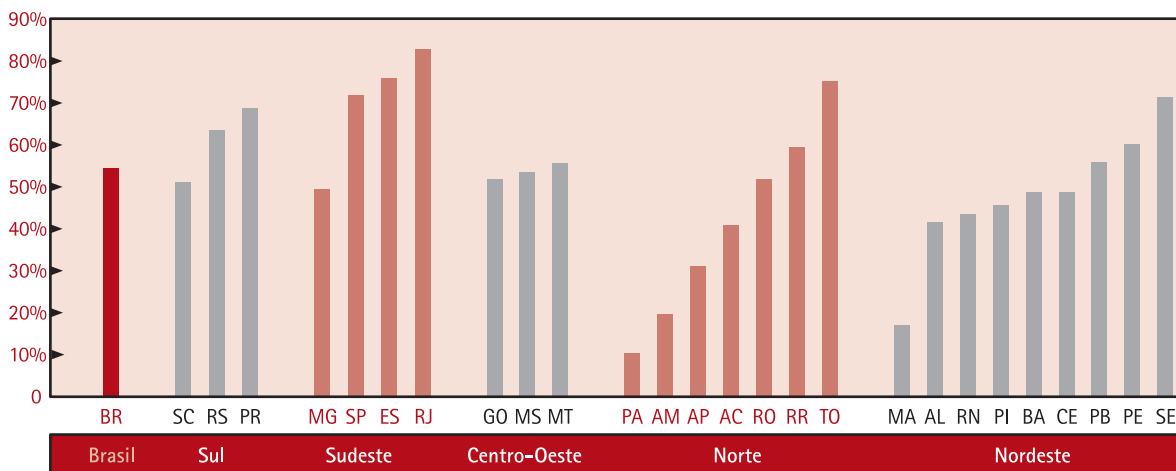
4.5.2. DESIGUALDADES NA COBERTURA DA ATENÇÃO À SAÚDE

4.5.2.1. COBERTURA DA VACINA TRÍPLICE BACTERIANA (DTP)

Foram analisados os percentuais de municípios, em cada estado brasileiro, que alcançaram uma cobertura vacinal de DTP superior a 95% no ano de 2000 (Figura 4.70). A DTP é responsável pela imu-

nização contra a difteria, tétano e coqueluche. Por ser uma vacina que demanda três doses e um reforço no período etário de 2 a 15 meses, é esperado que certo grau de organização dos serviços seja necessário para que os mesmos cumpram este programa de vacinação. Além disso, a vacina DTP foi selecionada neste estudo porque, diferente de outras, em seu cálculo de cobertura não foi incluída a vacinação realizada em campanhas, sendo assim a melhor para avaliar a vacinação de rotina. Essa situação reflete, em especial, o acesso à atenção básica de saúde.

FIGURA 4.70 - PERCENTUAL DE MUNICÍPIOS COM COBERTURA > DE 95% DA VACINA DTP, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 2000.

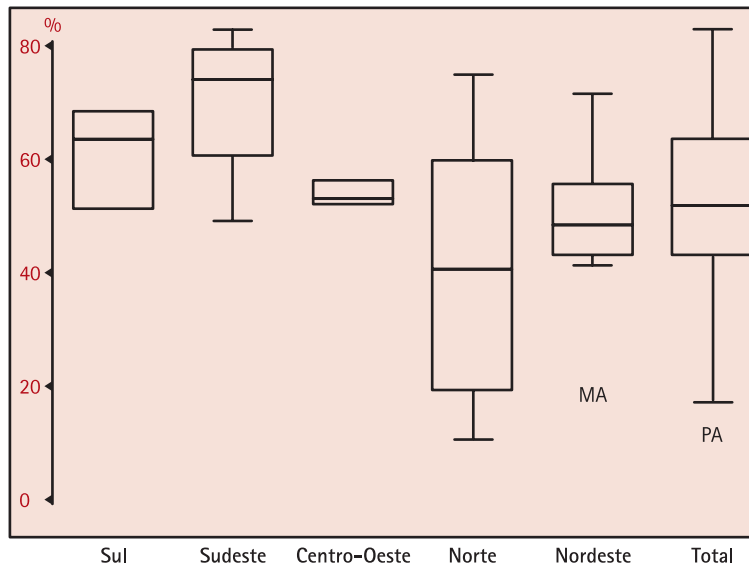


Mais de 70% dos municípios dos estados do Rio de Janeiro, Espírito Santo, Tocantins, São Paulo e Sergipe atingiram coberturas vacinais acima de 95% para a DTP (Figura 4.70). Menos de 30% dos municípios dos estados do Pará, Maranhão e Amazonas apresentaram cobertura de DTP superior a 95%. Os valores encontrados nesses estados estão bem abaixo dos níveis alcançados no País para esse indicador: 55% dos municípios com cobertura superior a 95%.

As medianas desse indicador nas regiões Sul e Sudeste superaram a mediana nacional (Figura 4.71). A região Centro-Oeste mostrou maior homogeneidade interna desse indicador. Ao contrário, na região Norte, foi registrada uma variação de 11% (Pará) a 76% (Tocantins) de municípios quanto à meta vacinal alcançada para a DTP.

O Maranhão apresentou valor marcadamente baixo desse indicador em relação aos valores apresentados pelos demais estados da região Nordeste. Igualmente, o Pará foi identificado com valor marcadamente baixo para a distribuição desse indicador no Brasil.

FIGURA 4.71 - DISTRIBUIÇÃO DO PERCENTUAL DE MUNICÍPIOS COM COBERTURA DA VACINA DTP > 95%, NAS REGIÕES BRASILEIRAS, 1999.



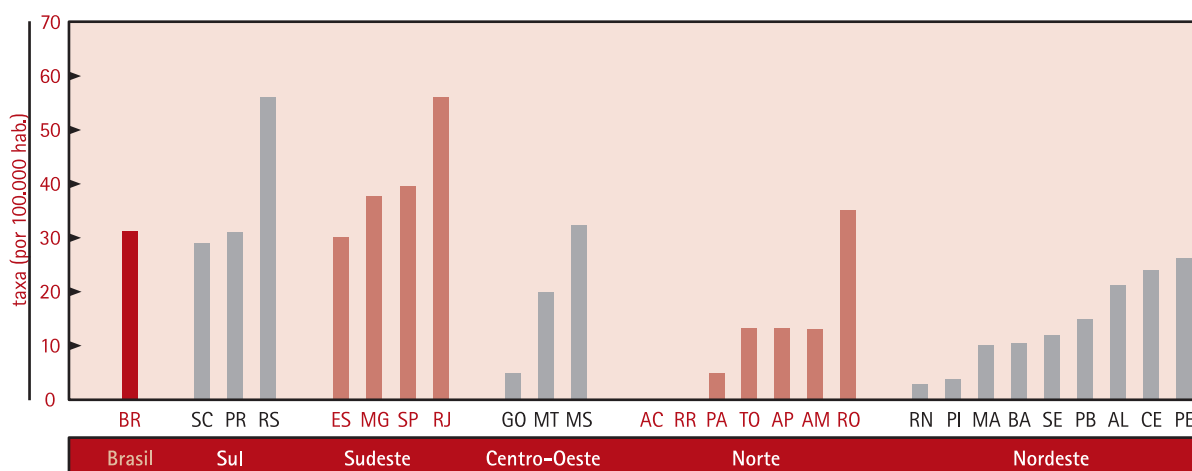
4.5.2.2. COBERTURA DA TERAPIA RENAL SUBSTITUTIVA (TRS)

Nesta seção, foi analisada a taxa de pacientes atendidos pelo SUS para terapia renal substitutiva (TRS), como marcador de acesso a procedimentos de alta complexidade disponível em todos os estados brasileiros. Atualmente, esse indicador inclui diferentes tipos de procedimentos, comportando tanto procedimentos mais frequentes, como a hemodiálise, como procedimentos que demandam capacidade técnica mais sofisticada, como o transplante renal. Para esse último, não é esperado que a sua oferta esteja presente em todos os estados da federação.

No ano de 2000, aproximadamente 53 mil pessoas receberam TRS pelo SUS, representando uma taxa de 32 pessoas por 100.000 habitantes. Segundo a Secretaria de Assistência à Saúde do Ministério da Saúde, espera-se que, aproximadamente, 40 pessoas por 100.000 habitantes necessitem utilizar os procedimentos de TRS.

Quanto aos diferenciais entre os estados, nota-se que as taxas de todos os estados das regiões Sul e Sudeste estão próximas ou acima do valor nacional (Figura 4.72). O Rio Grande do Sul e o Rio de Janeiro estão acima do valor esperado de 40 por 100.000 habitantes.

FIGURA 4.72 - TAXA DE PACIENTES SUBMETIDOS A TERAPIA RENAL SUBSTITUTIVA (SUS) POR 100.000 HABITANTES, NOS ESTADOS BRASILEIROS, 2000.



As demais regiões do Brasil apresentam valores muito abaixo do esperado para esse indicador. Principalmente na região Norte, observou-se uma taxa de apenas 9 pessoas por 100.000 habitantes realizando TRS. A razão de taxas de pacientes atendidos para TRS's, entre as regiões Sudeste e Norte, indica que 5 vezes mais pacientes foram atendidos na região Sudeste do que na Norte.

A diferença em números absolutos entre os pacientes atendidos e esperados foi calculada e descrita na Tabela 4.11. A região Nordeste apresenta o maior déficit referente ao número de pacientes atendidos em relação ao esperado.

TABELA 4.11 - POPULAÇÕES, PACIENTES ATENDIDOS E ESPERADOS (40 POR 100.000 HABITANTES), RELATIVOS A TERAPIA RENAL SUBSTITUTIVA (TRS), SEGUNDO REGIÕES, BRASIL, 2000.

| Região | População(P) | Nº Pacientes atendidos/ Observados(a) | Taxa observada de TRS (Por 100.000 hab.) | Nº Pacientes esperados(e) = [(40*P)/100000] | Diferença ⁽¹⁾ (a-e) |
|--------------|--------------|--|---|--|-----------------------------------|
| Sul | 24.445.950 | 10.217 | 41,79 | 9.778 | 439 |
| Sudeste | 69.858.115 | 32.125 | 45,99 | 27.943 | 4.182 |
| Centro-Oeste | 11.220.742 | 1.424 | 12,69 | 4.488 | (3.064) |
| Norte | 12.133.705 | 1.070 | 8,82 | 4.853 | (3.783) |
| Nordeste | 46.289.042 | 7.636 | 16,50 | 18.516 | (10.880) |
| Total | 163.947.554 | 53.243 | 32,48 | 65.579 | (12.336) |

(1) OS VALORES ENTRE PARÊNTESES REPRESENTAM DÉFICIT.



5. DISCUSSÃO

5. DISCUSSÃO

As desigualdades em saúde no Brasil estão expressas sob diferentes eixos nos resultados aqui apresentados: cobertura e qualidade da informação de saúde, tendências na expectativa de vida ao nascer, tipo de parto e idade materna, distribuição dos riscos de adoecer e morrer e aspectos da atenção ofertada pelos serviços de saúde.

DESIGUALDADES NA COBERTURA E QUALIDADE DA INFORMAÇÃO DE SAÚDE

A discussão da fragilidade da informação em saúde em alguns estados brasileiros remete-nos a dois pontos fundamentais. Inicialmente, é de se esperar que as desigualdades na cobertura das notificações de eventos vitais e de saúde sejam um indicador das desigualdades na organização do sistema de vigilância epidemiológica em cada estado. Sabe-se que a vigilância epidemiológica não está, em absoluto, subordinada às ferramentas da informática. De fato, no nível local, é possível ter um sistema adequado de vigilância mesmo sem se dispor de informatização de dados. Porém, a sistematização da coleta e notificação de eventos vitais e de saúde são ferramentas imprescindíveis para a tomada de decisões em relação à definição de políticas de saúde, na obtenção de recursos públicos para o setor, no monitoramento dos agravos à saúde, na avaliação do impacto das políticas de prevenção e na qualidade dos serviços prestados.

Outra dimensão importante da cobertura e qualidade da informação em saúde diz respeito a um aspecto metodológico deste estudo. A desigualdade na cobertura das notificações de eventos vitais e de saúde disponíveis nos sistemas de informações nacionais potencializa a introdução de certa margem de erro (viés) na análise comparativa entre os estados. A análise das subnotificações, a partir de estimativas, permite-nos compreender os limites das análises neste estudo e discutir a direção desse erro. Ou seja, é esperado que os estados com sistemas de notificação mais limitados – possivelmente menos organizados em sua capacidade de vigilância epidemiológica – apresentem taxas subestimadas de determinados eventos. A admissão desse pressuposto, durante a etapa de análise, permitiu uma interpretação mais realista dos resultados encontrados.

DESIGUALDADES NAS TENDÊNCIAS DA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER

De maneira geral, nos últimos 9 anos, observou-se incremento da expectativa de vida ao nascer, especialmente das mulheres. Esse fato

provocou um aumento da participação relativa de grupos de maior idade na população total. Além disso, em quase todas as regiões brasileiras e para ambos os sexos, houve redução dos diferenciais entre a maior e a menor expectativa de vida ao nascer entre os estados de uma mesma região.

A tendência de aumento da expectativa de vida ao nascer de uma população é consequência de transformações relacionadas à urbanização, ao aumento da escolarização da população e à organização dos serviços de saúde, entre outras. Essas, por sua vez, interferem na dinâmica da fecundidade e nos riscos de mortalidade. Em especial, tais transformações afetam a mortalidade precoce evitável, merecendo destaque as causas evitáveis da mortalidade infantil, da mortalidade da criança menor de 5 anos de idade e de adultos jovens. Nesse último grupo, destacam-se os óbitos por causas externas.

Obviamente, um dos componentes que contribuiu para o incremento da expectativa de vida ao nascer, nos estados menos desenvolvidos, foi a redução das taxas de mortalidade das populações mais jovens. Exemplo disso, é a redução de 28% da taxa de mortalidade infantil registrada no Brasil nos últimos anos.

Esses fatos, se por um lado, apontam para um maior acesso a bens e serviços, inclusive aos relacionados à saúde, por outro, trazem para o sistema de saúde do País a necessidade de enfrentamento de problemas novos. Exemplos desses são as questões relacionadas ao envelhecimento da população, com suas demandas específicas, pouco priorizadas no passado, tais como: lazer, apoio social, adequação do transporte e atendimento especializado de saúde.

Porém, é importante notar que, apesar do incremento na expectativa de vida ao nascer no Brasil, ainda persistem grandes desigualdades interestaduais quanto a este indicador. Como exemplo, no Sudeste houve incremento das desigualdades internas quanto à expectativa de vida ao nascer da população masculina no período de 1991 a 1999. Nesse caso, o pequeno ganho de expectativa de vida masculina no estado do Rio de Janeiro, bastante inferior ao esperado, é o principal determinante do incremento dos diferenciais entre os estados brasileiros dessa região. O incremento das taxas de mortalidade por causas externas – principalmente homicídio –, no estado do Rio de Janeiro, parece ser o componente mais destacado desse fenômeno. Esse incremento é importante o suficiente para se contrapor – e mesmo suplantar – aos ganhos da expectativa de vida ao nascer masculina, decorrentes da queda da mortalidade infantil no mesmo período. Estudos específicos seriam oportunos no sentido de permitir maior compreensão de seus determinantes.

DESIGUALDADES QUANTO AO TIPO DE PARTO E IDADE MATERNA

No que se refere aos percentuais de partos cesáreos, observaram-se excessos deste procedimento entre os partos não-SUS nas regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste. Nesse sentido, evidencia-se a dificuldade para se discriminar a parcela da desigualdade que é referente ao acesso às intervenções cirúrgicas necessárias a uma complicação obstétrica, daquela referente à pressão exercida pela oferta excessiva do procedimento. Assim, a observação dos diferenciais nos percentuais de partos cesáreos remete-nos à discussão sobre vários fatores, entre os quais: i.) diferenciais no perfil da demanda e exigências da parturiente, refletindo seu NSE e especificidades culturais regionais; ii.) diferenciais quanto às preferências dos profissionais de saúde envolvidos nessa decisão, as quais podem ser influenciadas por questões financeiras e ou de praticidade; iii.) diferenciais no padrão de exposição aos fatores de risco que modelem a necessidade desse procedimento.

Contudo, ao se comparar os percentuais de partos cesáreos do SUS com o total, considerando a análise de morbimortalidade das regiões brasileiras, é pouco provável que gestantes do Sul, Sudeste e Centro-Oeste tenham maior necessidade deste tipo de procedimento do que as do Nordeste e Norte. Dessa forma, as desigualdades observadas nos percentuais de partos cesáreos devem refletir mais aspectos relacionados a uma pressão de oferta e ou preferências da cliente e do médico, do que uma indicação médica adequada do procedimento. Por outro lado, não se descarta a possibilidade de que exista também certa demanda reprimida nas regiões Norte e Nordeste para esse procedimento, seja ela originada de uma indicação médica adequada ou da preferência da cliente e ou médico, que não é satisfeita devido ao fato de que a grande maioria dos partos é realizada pelo SUS.

Além disso, a subnotificação de NV nas regiões Norte e Nordeste, tendendo a envolver especialmente partos normais ocorridos em áreas rurais ou municípios de pequeno porte, pode estar superestimando a proporção de partos cesáreos nestas regiões. Assim, esse viés poderia estar subestimando a polarização existente quanto a esse indicador entre o Norte e o Nordeste e as demais regiões do País, podendo o diferencial de percentual de partos cesáreos entre as regiões ser ainda maior que o ora apresentado.

Quanto aos percentuais estaduais de NV de mães adolescentes, foi identificada tendência de valores mais elevados deste indicador nos estados com menores graus de urbanização e com maiores taxas de crescimento populacional no período. Coube, então, aos estados da Amazônia legal concentrar maiores proporções de mães adolescentes,

na medida em que alia maiores taxas de crescimento populacional com menores graus de urbanização. Diferentes especulações podem emergir desses achados. Sabe-se que a Amazônia brasileira tem um grande contingente de população migrante e que o processo migratório que nela se estabeleceu nas últimas décadas foi intenso e marcadamente desordenado. Esses fluxos migratórios nesses estados podem ter influenciado a constituição de baixo grau de coesão social e ou a desorganização de serviços de atenção à saúde, incluindo aqueles destinados à saúde da mulher e da criança. Como consequência, pode ter sido configurado um padrão reprodutivo precoce em áreas com populações femininas com baixa escolaridade e com acesso precário aos meios de contracepção. Além disso, esse padrão pode ter sido afetado pela influência das populações nativas e indígenas nos estados da Amazônia brasileira. Estudos específicos para abordagem desse tema poderiam auxiliar no esclarecimento dessas questões.

DESIGUALDADES NOS RISCOS DE ADOECER E MORRER

As maiores taxas de mortalidade infantil no Brasil apresentam-se associadas tanto aos estados com mais baixos graus de escolarização feminina, quanto às regiões brasileiras com os mais débeis indicadores socioeconômicos. Ocorre uma marcada polarização entre os estados situados mais ao norte (mais empobrecidos) e os mais ao sul (mais afluentes) do País. O fato de o estado de Alagoas apresentar cerca de 4 vezes o risco de morrer no primeiro ano de vida do que o estado do Rio Grande do Sul exemplifica a magnitude dessa desigualdade. Semelhantes resultados foram descritos recentemente em um estudo realizado pela Opas (Pan American Health Organization, 2001b). O Programa Especial de Análises de Saúde (SHA-Paho) observou que o Brasil, entre os 20 países monitorados, é o que apresenta uma das maiores razões de taxas (risco relativo=RR=3,8) entre o valor máximo e mínimo da TMI de suas unidades federadas. O valor obtido pelo Brasil é superado apenas pelos valores da Colômbia (RR=6,2), Venezuela (RR=4,7), Costa Rica (RR=4,2) e Peru (RR=4,2) (Pan American Health Organization, 2001b)

Verificou-se também ocorrência de óbitos e morbidade por doenças infecciosas já eliminadas ou controladas em países desenvolvidos – diarréicas agudas, Hanseníase e Tuberculose – ainda persistentes no território brasileiro, distribuindo-se preferencialmente nos estados com os mais precários indicadores de NSE.

As associações entre o risco de morrer no primeiro ano de vida e ou a morbimortalidade por doenças diarréicas agudas, Hanseníase e Tuberculose com indicadores relativos à qualidade de vida e nível socioeconômico já são descritas na literatura (Pan American Health Organization, 2001b; Mosley & Chen, 1984). Os resultados

deste estudo reafirmam os achados de outros autores, quantificam esses diferenciais e associações, fornecendo uma referência de base (“baseline”) que possibilitará o monitoramento futuro dessas desigualdades em saúde no Brasil e a avaliação do impacto das políticas setoriais direcionadas ao enfrentamento desse problema.

Além disso, os achados deste estudo trazem mensuráveis evidências da dualidade de um Brasil que conta tanto com indicadores próximos aos dos países desenvolvidos – com a nítida emergência e estabelecimento de agravos decorrentes desse desenvolvimento – quanto com indicadores epidemiológicos desfavoráveis, próprios de países pouco desenvolvidos (Barreto & Carmo, 1995). Nesse sentido, é interessante destacar alguns achados.

Merece reflexão o padrão de mortalidade das crianças menores de 5 anos de idade no Brasil. Nas regiões Sul e Sudeste, é esperada uma maior exposição aos fatores de risco para as doenças respiratórias, tais como poluição, aglomeração, fumo passivo e aqueles relativos ao clima. Além disso, pode-se supor que, nas regiões Sul e Sudeste, as crianças estejam menos expostas aos fatores de risco para mortalidade por doenças diarréicas devido à melhor condição nutricional, à provisão de serviços adequados de água e esgoto e ao acesso a serviços de saúde de melhor qualidade. Esse padrão de risco tende a minimizar os efeitos de causas competitivas de mortalidade nessa faixa de idade, evidenciando as altas taxas de mortalidade por doenças respiratórias, ainda que estas se manifestem mais tardiamente nesse grupo etário.

Já nas regiões Norte e Nordeste, as diarréias acometem precocemente as crianças, levando ao óbito especialmente aquelas desnutridas e com pior nível socioeconômico. Esse fato tenderia a obscurecer outras causas de mortalidade nesses grupos mais susceptíveis, ainda que estejam expostos a fatores de risco para as mesmas. Não obstante, os “sobreviventes” também estarão submetidos a taxas importantes – mesmo que mais baixas do que as taxas da região Sul e Sudeste – de mortalidade por doenças respiratórias. Essas observações evidenciam o fenômeno da justaposição entre “doenças do atraso” e “doenças do desenvolvimento” no Brasil.

É possível que tal fenômeno se repita no interior de cada estado e município do País e que agravos relacionados ao atraso e ao desenvolvimento se justapõem, acometendo, preferencialmente, os grupos populacionais menos favorecidos economicamente (Bobadilla & Possas, 1993; Barreto & Carmo, 1995). Estudos específicos para se avaliar essa hipótese deveriam ser conduzidos.

Quanto às doenças infecciosas analisadas, em especial a Hanseníase e a Tuberculose, os resultados, além de descrever a conhecida associação do risco destas doenças a fatores relacionados ao

ambiente, também destacam os grandes diferenciais intra-regionais. Esse fato remete-nos à importância da discussão dos fatores relacionados à determinação dessas doenças que transcendem variáveis geográficas e ecológicas, esbarrando, possivelmente, na necessidade de maior organização dos serviços de saúde para, efetivamente, responderem a esses problemas.

Um achado importante é o fato de o estado de Goiás ter apresentado, em 1999, a segunda maior taxa de prevalência de Hanseníase no Brasil e apenas moderada taxa de detecção deste agravo. Nesse caso, pelo menos duas hipóteses podem ser formuladas: i.) o risco de adquirir Hanseníase, anteriormente alto, decresceu de maneira importante, porém o lapso de tempo não foi suficiente para serem observadas quedas na prevalência; ii.) o risco da Hanseníase permanece alto, entretanto os serviços pioraram quanto a sua capacidade de detecção de casos novos.

Quanto à Tuberculose, constata-se que ainda é uma doença importante nas regiões brasileiras mais pobres, ao mesmo tempo em que parece ressurgir nos estados mais desenvolvidos. A sua presença nos estados mais afluentes está possivelmente ligada à emergência da Aids e à resistência aos medicamentos antibacterianos. Dessa forma, levanta-se a hipótese da justaposição de uma fração “permanente” com outra “reemergente” da Tuberculose, apresentando-se como mais um elemento da dualidade da transição epidemiológica no Brasil.

Já relativamente à Aids, é conhecido o fato de que o adensamento populacional dos grandes centros urbanos brasileiros pode facilitar a oportunidade de contato com o agente etiológico da doença, seja pelo contato sexual, seja pelo uso de drogas e exposição a hemoderivados contaminados. Da mesma forma, neste estudo, maiores incidências de Aids estão associadas a estados com maiores taxas de urbanização. Porém, a observação de que mesmo em áreas igualmente urbanizadas ocorre grande variabilidade da incidência da Aids remete-nos à discussão da necessidade de estudos que objetivem a identificação dos determinantes da doença e erros nos bancos de dados, entre os quais: aspectos culturais que poderiam dificultar a adoção de hábitos preventivos e a “invasão de casos” provenientes de países/estados vizinhos, especialmente para os estados da região Sul.

Semelhantes observações são feitas para as taxas de mortalidade por homicídios. Os resultados apontam para o fato de que o processo de ocupação dos espaços urbanos no Brasil parece estar também associado a um aumento do risco de morte por essa causa básica.

No entanto, quanto aos acidentes de trânsito, os maiores riscos de morte por esta causa parecem estar associados a maior crescimento populacional, menor escolaridade e maior renda da população. É pos-

sível supor que a baixa escolaridade da população e o crescimento do número per capita de automóveis – estimulado por maiores níveis de renda e rápido crescimento populacional – dificultem a organização e estruturação urbanística desses espaços, gerando um ambiente favorecedor de acidentes de trânsito. É possível especular ainda que a letalidade desses acidentes poderia ser influenciada pelas variáveis: severidade do acidente – alta velocidade, alcoolismo e condições das rodovias – e pela baixa capacidade dos serviços de saúde em atender adequadamente os feridos de média e alta gravidade. Esses achados corroboram com os resultados descritos por Van Beeck, *et al* (2000) quando estudaram essa questão em países industrializados do mundo no período de 1962 a 1990 (Van Beeck, Borsboom & Mackenbach, 2000). Os autores descrevem que uma associação, inicialmente positiva entre níveis de prosperidade e mortalidade por acidentes de trânsito nos anos 60, a longo termo se inverte. A prosperidade assume, então, papel protetor. Os autores argumentam que o desenvolvimento econômico, de início, pode levar a um crescente número de óbitos relacionados a acidentes de trânsito devido ao crescimento da quantidade de veículos a motor na população e ao tempo insuficiente para o estabelecimento de mecanismos de adaptação. Esses mecanismos seriam, por exemplo, melhorias da estrutura de tráfego e serviços de saúde adequados para a atenção aos acidentados (Van Beeck, Borsboom & Mackenbach, 2000).

Quanto à análise das neoplasias, observou-se que as regiões Norte e Nordeste são as que apresentaram menores taxas de mortalidade por neoplasias de pulmão, estômago e mama. Destaca-se o fato de que as maiores taxas de mortalidade por essas causas estavam associadas aos estados brasileiros com altas taxas de alfabetização e escolaridade. Franco *et al* (1988) estudaram os padrões de correlação das freqüências relativas de diferentes neoplasias e indicadores demográficos nos estados brasileiros. Os autores descreveram correlação positiva entre as freqüências relativas de casos de câncer de pulmão, laringe e cólon, com marcadores de desenvolvimento e melhores condições econômicas dos estados brasileiros (Franco, *et al*, 1988).

Um aspecto importante a ser destacado na análise de riscos de morte por essas causas é que fatores competitivos podem suprimir o aparecimento de causas de mortalidade por determinadas neoplasias. Nesse caso, o efeito dos fatores competitivos implicaria que o óbito precoce por uma determinada doença impediria o surgimento de casos de outras doenças de manifestação mais tardia, ainda que a população estivesse exposta aos fatores de risco associados a ambas as doenças. Porém, o uso de taxas de mortalidade padronizadas por idade tende a minimizar esse problema. De fato, na análise de regressão linear, a associação entre as taxas de mortalidade de todas as neoplasias analisadas e a expectativa de vida ao nascer desaparece quando ajustada por região ou demais indicadores socioeconômicos.

Quanto aos demais fatores associados às taxas de mortalidade por neoplasias de pulmão, mama e estômago, são observados resultados semelhantes aos descritos para Aids. Fatores regionais, independentes da sobrevida, podem estar contribuindo com a observação de maiores taxas de mortalidade por essas neoplasias nas regiões Sul e Sudeste. Destacam-se dois grupos de fatores que podem estar contribuindo para tais diferenciais: i.) exposição diferenciada aos fatores de risco já conhecidos: tabagismo ativo e passivo, exposição a poluentes urbanos, hábitos alimentares, entre outros; ii.) fatores ligados às chances de registro desses agravos nas estatísticas nacionais, incluindo capacidade para diagnóstico e notificação adequada desses óbitos nos sistemas de informação de mortalidade.

A mortalidade por neoplasia de útero apresenta, porém, padrão bastante singular, com grande homogeneidade e pequenos excedentes, não estatisticamente significativos, nas regiões Centro-Oeste e Norte. A principal causa de mortalidade deste grupo, a neoplasia de colo de útero, tem sido alvo de políticas de saúde nacionais que investem na capacidade diagnóstica e terapêutica como medida preventiva da mortalidade por tal causa, apoiadas nos serviços de atenção básica de saúde. No atual contexto, muito mais diretamente que as demais neoplasias analisadas neste estudo, as taxas de mortalidade por neoplasia de útero podem ser mais sensíveis à influência da organização dos serviços de saúde.

Assim, os excessos de taxa de mortalidade por essa neoplasia nos estados do Amazonas, Roraima, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Distrito Federal podem indicar maior exposição a fatores de risco já extensivamente descritos na literatura: fumo, comportamento sexual e infecção por HPV (Rousseau, *et al*, 2000; Reid, 2001). Porém, esses excedentes de taxas podem também ser influenciados por uma maior letalidade do agravo em alguns estados. Nesse caso, levanta-se a hipótese de que os serviços de saúde não estejam organizados de maneira a dar respostas adequadas, principalmente quanto ao diagnóstico e instalação precoce de tratamento apropriado. Importante destacar que maior capacidade diagnóstica e realização de campanhas específicas de detecção precoce dessa neoplasia poderiam contribuir com aumento na enumeração de casos notificados, no entanto não seriam acompanhadas de aumento nas taxas de mortalidade.

O aumento relativo das taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares é um indicativo classicamente associado ao processo de transição epidemiológica pelo qual passam os países em desenvolvimento. Essas doenças seriam marcadoras do “desenvolvimento social e econômico”, uma vez que necessitam de uma sobrevida mínima da população para serem identificadas como causa importante de mortalidade (Omran, 1971). De fato, no Brasil, maiores taxas padronizadas de mortalidade por doenças cardiovasculares estão associadas a menores taxas de pobreza e de crescimento populacional,

destacando-se os estados das regiões Sul e Sudeste. Nesses estados, invariavelmente, as taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares dos homens superam as das mulheres. Nas regiões Norte e Nordeste, menores taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares são observadas. Merece destaque, porém, o fato de a mortalidade por doenças cardiovasculares ser muito semelhante entre os dois sexos, chegando a ser marcadamente maior entre as mulheres do que entre os homens em alguns estados da região Nordeste. Deve ser lembrado que essa é a única região do Brasil onde foi observado ganho médio da expectativa de vida ao nascer das mulheres inferior ao dos homens nos últimos anos. Estudos específicos sobre esse tema são necessários para maior compreensão desse fenômeno.

DESIGUALDADES NA ATENÇÃO À SAÚDE

O Brasil apresenta 1,3 médico por 1.000 habitantes, valor superior ao preconizado pela OMS que é de 1 médico para o mesmo denominador (World Health Organization, 1978). Porém, esse excedente não representa, necessariamente, uma cobertura adequada e homogênea em todos os estados brasileiros. Marcada desigualdade na distribuição desse recurso é observada, estando a maior parte dos médicos concentrada nos estados mais urbanizados e com menores taxas de pobreza: estados do Sul e do Sudeste. Dessa forma, grande déficit é observado, principalmente, nos estados da região Norte e alguns estados da região Nordeste.

Políticas redistributivas de recursos humanos na área da saúde poderiam alterar o atual modelo que tende a grande concentração de recursos. Como exemplos de tentativas de busca de um padrão mais equânime na distribuição de recursos, podem ser mencionadas a implantação e implementação dos programas de saúde da família e de interiorização do trabalho em saúde. Ambos oferecem incentivos aos profissionais de saúde para atuarem nas áreas mais remotas do País, onde há uma evidente carência desses profissionais. Aspectos da efetividade dessas intervenções poderiam ser avaliados mediante o monitoramento das desigualdades de oferta de recursos humanos de saúde.

O Brasil apresenta 3 leitos vinculados ao SUS por 1.000 habitantes. Esse valor coloca o País muito próximo à razão média descrita para as Américas (2,9 leitos por 1.000 hab.) e abaixo da média descrita para a América do Norte (4 leitos por 1.000 hab) no ano de 1996 (Organización Panamericana de la Salud – Programa especial de análisis de salud, 2000). Porém, apesar de a maioria dos estados se aproximar da média nacional, existem discrepâncias importantes entre eles, variando de 1,8 a 4,5 leitos por 1.000 hab.

Os diferenciais quanto à razão de leitos de UTI do SUS por habitan-

tes são mais evidentes. Nesse caso, a maioria dos estados do Norte e Nordeste apresenta-se com valores marcadamente inferiores aos das demais regiões do País. Chama a atenção alguns estados, como a Paraíba e o Tocantins, que apresentaram valores marcadamente elevados para as suas respectivas regiões. Esse fato pode estar relacionado com certa pressão de oferta desse tipo de serviço, implicando talvez na captação de pacientes dos estados vizinhos. Tal hipótese pode ser melhor verificada em estudos específicos. É importante notar também que o estado de Roraima apresentou valor baixo para a razão de leitos de UTI do SUS por habitantes, ao mesmo tempo em que apresenta a maior taxa de mortalidade por acidentes de trânsito do País.

No tocante à cobertura vacinal, observou-se que os valores médios nacionais, regionais e estaduais, referentes aos patamares de imunização da vacina DTP, são comparáveis àqueles dos países desenvolvidos. Entretanto, a análise do percentual de municípios que alcançaram a meta de 95% de vacinação da população alvo revela importantes desigualdades. Por exemplo, os estados do Pará, Maranhão e Amazonas apresentaram valores excepcionalmente baixos (<30%) para esse indicador, evidenciando níveis insuficientes de organização dos serviços de saúde para o cumprimento dessa meta vacinal.

Quanto ao acesso da população aos procedimentos de terapia renal substitutiva (TRS), o Brasil apresentou importantes desigualdades nesse indicador: a taxa de pacientes atendidos nas regiões Sul e Sudeste é muito mais alta que aquelas das demais regiões. Como esses procedimentos são decisivos para a sobrevivência dos portadores de certas patologias renais, taxas de atendimento abaixo do esperado, como por exemplo as observadas no Norte do País, podem indicar uma grande demanda reprimida e, por conseguinte, mortalidade precoce de determinados segmentos populacionais. Não se descarta a possibilidade de sub-registro dessa informação, uma vez que parcela de pacientes pode ter sido atendida pelo sistema complementar de saúde. Além disso, não se descarta também a possibilidade de que os excedentes de procedimentos de TRS em alguns estados, como Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, sejam decorrentes da mobilização de pacientes de outros estados da federação.



6. CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES

6. CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES

O estudo sugere que a desigualdade em saúde no Brasil está polarizada nos níveis nacional e intra-regional. A região Sul apresenta, em geral, indicadores mais favoráveis que as demais regiões. Essa, também, é a que apresenta resultados com alto grau de homogeneidade. As demais regiões mostram estruturas polarizadas, com o Norte e Nordeste apresentando indicadores predominantemente desfavoráveis e o Sudeste e Centro-oeste apresentando indicadores predominantemente favoráveis. Contudo, devido a limitações nas bases de dados, a polarização observada, principalmente no interior das regiões Norte e Nordeste, pode estar superestimada.

Devido à magnitude das diferenças dos indicadores observados entre as regiões, o padrão que emerge pode ser definido como marcadamente assimétrico. Essa característica parece atravessar os vários eixos analisados do padrão da desigualdade em saúde no Brasil, tanto o relacionado à morbimortalidade, quanto o ligado à organização dos serviços de saúde, aí inclusos os sistemas de informação em saúde. Além disso, com exceção da região Sul, essa assimetria se expressa também no nível intra-regional.

Várias questões demandam maior investigação, entre as quais os processos de justaposição de doenças ligadas ao atraso com aquelas relacionadas ao desenvolvimento (dupla carga de doenças). Tal fenômeno parece emergir na análise da sobreposição de algumas doenças infecciosas com causas externas de morbimortalidade.

Além disso, as deficiências quanto à qualidade da informação de saúde disponível apontam algumas limitações para as análises de desigualdade em saúde:

- uma parcela importante dos problemas de saúde da população pode estar invisível para os órgãos gestores da saúde;
- espera-se que sistemas de saúde de menor grau de organização sejam mais expostos aos erros de registro de informação, distorcendo os diferenciais encontrados;
- algumas variáveis essenciais para o estudo de desigualdades em saúde – ocupação, raça, dieta, tabagismo, consumo de álcool, entre outras – são negligenciadas em seu preenchimento ou estão ausentes das bases de dados em saúde.

Três macrodeterminantes parecem explicar, em termos estatísticos, os diferenciais encontrados, quais sejam: urbanização, pobreza e aspectos relacionados à organização dos serviços de saúde. A urbanização sugere a exposição a um padrão “moderno” de fatores de risco, podendo, em muitos casos, se dar via sobreposição deste tipo de exposição com

a exposição aos fatores de risco das doenças do “atraso”. Em outras palavras: suprimindo ou acrescentando, substituindo ou sobrepondo exposições aos fatores de risco à saúde da população. A pobreza remete às dificuldades inerentes à obtenção dos meios individuais ou societários de saúde, i.e., obtenção dos bens e serviços ligados direta ou indiretamente à saúde. Por último, os serviços de saúde podem, per si, aumentar ou promover as desigualdades em saúde. Nesse aspecto, duas variáveis devem ser destacadas: acesso e qualidade dos serviços de saúde. Esse conjunto de variáveis é particularmente relevante, pois refere-se à esfera de intervenção imediata dos órgãos de saúde.

Assim, o padrão epidemiológico ensejado nesta investigação coloca o Estado brasileiro frente a um grande desafio: combater simultaneamente a exposição aos fatores de risco das doenças do “atraso” e do “desenvolvimento”. Implica a intervenção, tanto por meio de políticas de ampliação de infra-estrutura, redistribuição de riqueza e ampliação do acesso aos serviços públicos, quanto maior eficiência na regulação da composição dos produtos de consumo doméstico (alimentos, bebidas e fumo, higiene etc) e de uso na produção (agrotóxicos, solventes, exposição aos metais etc) e nas políticas de combate à violência e detecção precoce e tratamento das doenças crônico-degenerativas.

Mais especificamente, os achados deste estudo ensejam algumas intervenções de médio e longo alcance em termos de políticas de saúde:

- disseminar o uso de dados secundários sobre desigualdade em saúde, nos níveis nacional e infra-nacional, ao mesmo tempo em que se promova a melhoria de sua qualidade;
- desenvolver um guia prático para subsidiar a realização desse tipo de estudo pelas Secretarias de Estado de Saúde e Secretarias Municipais de Saúde;
- identificar e sugerir novas bases de dados para estudos de desigualdade em saúde – que possam complementar as bases de dados existentes – para o monitoramento das desigualdades em saúde;
- identificar ou desenvolver indicadores de desigualdade em saúde aplicáveis aos contextos nacional e regionais;
- aprimorar metodologias para análise sobre desigualdades em saúde atribuíveis à organização dos serviços de saúde;
- definir uma política articulada do setor saúde para a redução das desigualdades em saúde;
- subsidiar a elaboração do Livro Verde sobre as desigualdades em saúde no Brasil.

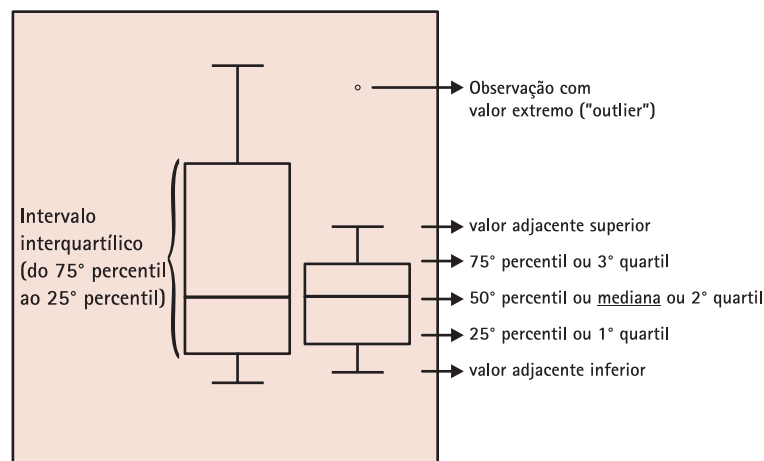


7. NOTAS TÉCNICAS

7. NOTAS TÉCNICAS

BOXPLOT

A distribuição de variáveis contínuas, como os indicadores de saúde analisados neste estudo, pode ser descrita utilizando-se diferentes tipos de gráficos, entre eles os “boxplots” – termo em inglês para o qual não se dispõe de tradução satisfatória. Esses representam graficamente a mediana da distribuição (2º quartil), o intervalo interquartil e os valores adjacentes superior e inferior. O valor adjacente superior é definido pelo maior valor \leq (75º percentil + 1,5 x intervalo interquartil). O valor adjacente inferior é definido pelo menor valor \geq (25º percentil - 1,5 x intervalo interquartil). Observações mais extremas que os valores adjacentes (superior e inferior) são consideradas valores extremos (“outliers”). Caso existam, esses valores extremos serão destacados no gráfico (StataCorp., 2001).



COEFICIENTE DE REGRESSÃO LINEAR OU ÍNDICE DE EFEITO (β)

Análise de regressão linear é uma ferramenta da estatística que auxilia na avaliação da relação linear entre uma ou mais variáveis independentes ($X_1, X_2, X_3\dots$), com uma única variável contínua dependente (Y) (Kleinbaum, Kupper & Muller, 1988). Por exemplo, ela foi usada quando buscou-se conhecer o efeito de variáveis socio-econômicas ($X_1, X_2, X_3\dots$) na taxa de mortalidade infantil (Y). Um dos parâmetros estimados em uma análise de regressão linear é o coeficiente β , o qual é estimado para cada variável independente. Os

coeficientes β estimados indicam o efeito de cada variável independente sobre a variável dependente (Y), considerando ou “ajustando por” todas as outras variáveis incluídas na análise. Numericamente, ele indica o acréscimo absoluto médio esperado para Y, quando X aumenta 1 unidade. É também chamado de índice de efeito, pois mensura o efeito de X em Y. Coeficiente da regressão (β) próximo de 0 indica fraco ou inexistente efeito de X em Y. Quanto mais se distancia de 0 e se aproxima de $+\infty$, mais forte é a associação positiva entre a variável analisada e Y. Quanto mais se distancia de 0 e se aproxima de $-\infty$, mais forte é a associação negativa entre a variável analisada e Y.

COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO (r)

Essa estatística foi utilizada neste documento quando se buscava analisar o padrão linear observado em um gráfico de dispersão que relacionava duas variáveis contínuas de interesse. O coeficiente de correlação mede a força e direção de uma associação linear entre duas variáveis contínuas (Kleinbaum, Kupper & Muller, 1988). Ele não identifica/distingue, entre as variáveis analisadas, qual é a variável dependente e qual é a independente – como o faz o coeficiente da regressão linear. Coeficiente de correlação (r) próximo de 0 indica fraca ou inexistente correlação linear entre as variáveis analisadas. Quanto mais se aproxima de +1, mais forte é a correlação positiva entre as variáveis analisadas. Quanto mais se aproxima de -1, mais forte é a correlação negativa entre as variáveis analisadas.

CURVA DE LORENZ E COEFICIENTE GINI

A curva de Lorenz é um gráfico de frequência acumulada que compara a distribuição de uma dada variável com uma distribuição uniforme esperada no caso de completa igualdade (Pan American Health Organization, 2001a). Essa distribuição uniforme de igualdade é representada por uma linha diagonal no gráfico. Quanto mais a curva de Lorenz se distanciar da diagonal, maior será a desigualdade na distribuição da variável analisada. Quanto mais a curva de Lorenz se aproximar da diagonal, mais homogênea será a distribuição da variável analisada. O coeficiente Gini é baseado nessa curva e quantifica o dobro da área entre a curva de Lorenz e a diagonal da igualdade. Esse coeficiente varia de 0 a 1, representando perfeita igualdade e completa desigualdade na distribuição da variável analisada, respectivamente. O método de cálculo utilizado neste estudo foi descrito por Brown em 1994 (*apud* Pan American Health Organization, 2001a).

ESTUDO ECOLÓGICO

Estudos ecológicos, também denominados estudos de agregados, são estudos epidemiológicos nos quais a unidade de observação são agregados ou grupos de indivíduos (Rothman & Greenland, 1998). Os agregados analisados neste estudo foram os estados e regiões brasileiras e o foco principal foi a comparação destes grupos segundo: i.) medidas agregadas (médias e proporções) dos indicadores de saúde e socioeconômicos; ii.) medidas globais dos indicadores demográficos, como crescimento populacional, para os quais não existe equivalência no nível individual.

ÍNDICE DE CONCENTRAÇÃO E CURVA DE CONCENTRAÇÃO

O índice de concentração e a curva de concentração são muito semelhantes ao coeficiente Gini e curva de Lorenz (ver nota específica acima), com a diferença de que, nos primeiros, uma variável socioeconômica é incluída na análise. Isso se dá pela ordenação da população ou das unidades geográficas – como os estados – segundo essa variável socioeconômica. O cálculo do índice de concentração segue a mesma lógica do cálculo do coeficiente Gini, variando, porém, entre -1 e +1 (Pan American Health Organization, 2001a).

ÍNDICE DE DISSIMILARIDADE

O índice de dissimilaridade refere-se ao percentual do total de casos (doentes, mortes ou recursos de saúde) que teria que ser redistribuído a fim de se obter a mesma taxa do indicador em questão para todos os grupos estudados (Mackenbach & Kunst, 1997).

RAZÃO DE TAXAS (RISCO RELATIVO)

É a razão (divisão) entre uma taxa de incidência em um grupo de indivíduos (estados) expostos pela taxa de incidência em um grupo de indivíduos (estados) não expostos (Last, 1995). É uma razão de comparação de duas estimativas de risco (proporções de incidências acumuladas), também denominada razão de riscos (Kleinbaum, Kupper & Morgenstern, 1982).

RISCO ATRIBUÍVEL E DIFERENÇA DE TAXAS

As diferenças de taxas usadas neste documento referem-se a: i.) subtração da taxa do evento entre um grupo de não-expostos (estados)

da taxa do evento de outro grupo de expostos (estados); ou a ii.) subtração da taxa do evento na população total (Brasil) da taxa de um grupo específico (estados). O termo “risco atribuível” tem sido usado para significar pelo menos quatro tipos diferentes de medidas de associação na literatura epidemiológica, entre elas as diferenças de taxas ora descritas (Gefeller, 1995). Por essa razão, o uso desse termo neste documento foi evitado, sempre que possível, procurando prevenir confusões conceituais.

RISCO ATRIBUÍVEL POPULACIONAL PERCENTUAL (RAP%)

O risco atribuível populacional (RAP) é dado pela subtração da taxa do evento na população total (Brasil) da taxa de um grupo de indivíduos (estados) com a melhor situação para o indicador em questão (grupo não exposto). É também denominado diferença de risco populacional (DRP) (Gefeller, 1995). O risco atribuível populacional percentual (RAP%) é calculado pela divisão do RAP pela taxa do evento na população total, vezes 100. Algebricamente: $RAP\% = [(Taxa\ na\ população\ total - taxa\ do\ grupo\ com\ a\ melhor\ situação) / Taxa\ na\ população\ total] \times 100$. Na literatura epidemiológica, essa fração, por vezes, é denominada simplesmente risco atribuível (Gefeller, 1995). O RAP% indica a proporção percentual de casos do evento teoricamente prevenível pela eliminação/modificação do fator de exposição na população estudada.

TAXA DE PREVALÊNCIA E TAXA DE INCIDÊNCIA

Em seu sentido estrito, uma “taxa” significa o potencial de mudança instantâneo de estado de saúde, *i.e.*, ocorrência do evento ou um novo caso da doença – por unidade de tempo, no momento t , relativo ao tamanho da população suscetível no momento t (Kleinbaum, Kupper & Morgenstern, 1982). Contudo, neste estudo, optou-se por utilizar o termo “taxa” em seu sentido mais amplo. Neste contexto, entende-se por: i.) “taxa” de prevalência, o número de indivíduos que apresentou o atributo ou doença em um determinado momento (ou durante um período em particular), dividido pela população sob risco de apresentar o atributo ou doença neste determinado momento ou no ponto médio do período (Last, 1995); ii.) “taxa” de incidência, o número de novos eventos (ou casos de doenças) que ocorreu em um determinado período de tempo, dividido pela população sob risco de desenvolver o evento (ou doença) neste determinado período de tempo (Last, 1995). A “taxa” de incidência, assim definida, é mais especificamente denominada como proporção de “incidência acumulada”.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRETO, M.; CARMO, E. Mudanças em padrões de morbimortalidade: conceitos e métodos. In: MONTEIRO, C. (ed.). **Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças**. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP, 1995. p. 17-30.

BEN-SHLOMO, Y.; WHITE, I.; MARMOT, M. Does the variation in the characteristics of an area affect mortality? **British Medical Journal**, v.312, p.1013-1014, 1996.

BOBADILLA, J.L.; POSSAS, C.A. Health policy issues in three Latin American Countries: implications of the epidemiological transition. In: GRIBBLE, J.N.; PRESTON, S.H. (ed.). **The epidemiological transition: policy and planning implications for developing countries**. Washington: National Academy Press, 1993. p.145-169.

BREILH, J.; GRANDA, E.; CAMPAÑA, A.; BETANCOURT, O. **Ciudad y muerte infantil**. Quito: CEAS Ediciones. 1983. 192 p.

COMPANHIA DE DESENVOLVIMENTO DO PLANALTO CENTRAL; INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Projeção da população da região Centro-Oeste e Tocantins 1997-2020**. Brasília, 1999. 208p. (Cadernos de Demografia, 12

FRANCO E.L.; CAMPOS FILHO, N.; VILLA L.L.; TORLONI, H. Correlation patterns of cancer relative frequencies with some socioeconomic and demographic indicators in Brazil: an ecologic study. **International Journal of Cancer**, v.41, n.1, p.24-29, 1988.

GEFELLER, O. Definitions of attributable risk – revisited. **Public Health Review**. v.23, p.243-355, 1995.

KAPLAN, G.A. et. al. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. **British Medical Journal**, v.312, p.999-1003, 1996.

KENNEDY, B; KAWACHI, D.; PROTHROW-STITH, D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. **British Medical Journal**, v.312, p.1004-1013, 1996.

KLEIMBAUM, D.G.; KUPPER, L.L.; MORGENSTERN, H. **Epidemiologic research: Principles and quantitative methods**. New York: Van Nostrand Reinhold, 1982. 529 p.

KLEIMBAUM, D.G.; KUPPER, L.L.; MULLER. **Applied regression analysis and other multivariable analysis**. Boston: PWS-KENT, 1988.

KUNST, A.E.; MACKENBACH J.P. **Measuring socioeconomic inequalities in health**. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe, 1994. 115 p.

LAST, J.M. Ed.. **A dictionary of epidemiology**. 3rd ed. Oxford: International Epidemiological Association; Oxford University Press. 1995. 180 p.

MACKENBACH, J.P.; KUNST, A.E. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc. Sci. Med.*, v.44, n.6, p.757-771, 1997.

MOSLEY, W.; CHEN, L. An analytical framework for the study of child survival in developing countries (1984). *Population and Development Review*, v.10, p. 25-45, 1984. Supplement.

NUNES, A. et. al. **Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento**. Brasília: OPAS; IPEA, 2001. 221 p.

OMRAN, A.R The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, v.49, n.4, p.509-38, 1971.

ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD. Programa Especial de Análisis de Salud. **Situación de salud en las Américas: indicadores básicos 2000**. Washington, 2000.

PAES-SOUSA, R. **Socio-economic and environmental differentials, and mortality in a developing urban area**. 2000. Tese (Doutorado) - London School of Hygiene and Tropical Medicine, University of London, Londres.

PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION. Measuring health inequalities: Gini coefficient and concentration index. *Epidemiological Bulletin of PAHO*, v.22, n.1, p.3-4, 2001.

_____. Inequalities in infant mortality in the American Region: basic elements for analysis. *Epidemiological Bulletin of PAHO*, v.22, n.2, p. 4-7, 2001.

ROSSI-ESPAGNET, A.; GOLDSTEIN, G.; TABIZADEH, I. Urbanization and the urban environment. *World Health Statistics Quarterly*, v. 44, p.198-203, 1991.

ROTHMAN, K.J.; GREENLAND, S. **Modern Epidemiology**. 2ed. Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins, 1998. 738 p.

SAGAR, A. Health and social environment. *Environmental Impact Assessment Review*, v.14, p.359-375, 1994.

STATACORP. *Stata statistical software: release 7.0*. College Station: Stata Corporation, 2001.

VAN BEECK, E.F.; BORSBOOM, G.J.; MACKENBACH, J.P. Economic development and traffic accident mortality in the industrialized world, 1962-1990. In *J Epidemiol*, v.29, n.3, p.503-509, 2000.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. Declaration of Alma-Ata: International conference on primary health care. *WHO Chronicle*, v.32, n.11, p. 428-30, 1978.



9. ANEXOS

ANEXO 1

DESCRIÇÃO DA CATEGORIA, NOME, DEFINIÇÃO E FONTE DOS INDICADORES UTILIZADOS NO ESTUDO.

| Categoria | Nome | Definição | Fonte* |
|----------------------------------|--|---|---|
| Sistemas de Informação em Saúde | Cobertura de notificação de nascidos vivos | % de nascidos vivos informados em relação aos estimados, no ano de referência | SINASC IBGE |
| | Cobertura de notificação de óbitos | % de óbitos notificados em relação aos estimados, no ano de referência | SIM IBGE |
| | Proporção de óbitos com causas mal definidas | % de óbitos com causas mal definidas em relação aos óbitos notificados, no ano de referência | SIM |
| | Proporção de óbitos com causas mal definidas em <1 ano | % de óbitos com causas mal definidas em < 1 ano em relação aos óbitos notificados, no ano de referência | SIM |
| | Proporção de óbitos notificados com causas definidas | % de óbitos notificados com causas definidas em relação aos óbitos estimados, no ano de referência | SIM IBGE |
| | Expectativa de vida | Expectativa de vida ao nascer (EVN) Ganhos de EVN no período de 1991 a 1999 | IBGE IBGE |
| | Relativos ao Nascimento | Percentual de partos cesáreos | % de nascidos vivos de partos cesáreos em relação ao total de nascidos vivos, no ano de referência % de |
| Relativos às Doenças Infecciosas | Percentual de mães adolescentes | % de nascidos vivos de mães <20 anos de idade em relação ao total de nascidos vivos, no ano de referência | SINASC |
| | Taxa de detecção de Hanseníase | Casos novos de Hanseníase diagnosticados no ano de referência para cada 10.000 habitantes | SPS/MS |
| | Taxa de prevalência de Hanseníase | Casos de Hanseníase registrados ao final do ano de referência para cada 10.000 habitantes | SPS/MS |
| | Taxa de incidência da AIDS | Casos novos de AIDS diagnosticados no ano de referência para cada 100.000 habitantes | SPS/MS |
| | Taxa de incidência da Tuberculose | Casos novos de Tuberculose diagnosticados no ano de referência para cada 100.000 habitantes | SPS/MS |
| | | | |

| Categoria | Nome | Definição | Fonte* |
|-------------------------------------|---|--|----------------------------------|
| Relativos à Mortalidade Mortalidade | Taxa de Mortalidade Infantil por 1.000 NV. | Número de óbitos em menores de 1 ano de idade para cada 1.000 nascidos vivos, no ano de referência (ou suas respectivas estimativas) | SIM SINASC IBGE (RIPSA) |
| | Mortalidade proporcional por doenças respiratórias agudas em < 5 anos de idade | % de óbitos de crianças menores de 5 anos de idade por doenças respiratórias agudas em relação ao total de óbitos com causas definidas, no ano de referência | SIM |
| | Mortalidade proporcional por doenças diarreicas agudas em < 5 anos de idade | % de óbitos de crianças menores de 5 anos de idade por doenças diarreicas agudas em relação ao total de óbitos com causas definidas, no ano de referência (1) | SIM |
| | Taxa de mortalidade por doenças respiratórias agudas em < 5 anos de idade | Número de óbitos de crianças menores de 5 anos de idade por doenças respiratórias agudas em cada 10.000 crianças menores de 5 anos de idade, no ano de referência | SIM |
| | Taxa de mortalidade por doenças diarreicas agudas em < 5 anos de idade | Número de óbitos de crianças menores de 5 anos de idade por doenças diarreicas agudas em cada 10.000 crianças menores de 5 anos de idade, no ano de referência (1) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por acidentes de trânsito | Número de óbitos por acidentes de trânsito em cada 100.000 habitantes, no ano de referência (padronizada por sexo e idade) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por homicídios | Número de homicídios em cada 100.000 habitantes, no ano de referência (padronizada por sexo e idade) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por neoplasia de pulmão | Número de óbitos por neoplasia de pulmão em cada 100.000 habitantes, no ano de referência (padronizada por sexo e idade) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por neoplasia de estômago | Número de óbitos por neoplasia de estômago em cada 100.000 habitantes, no ano de referência (padronizada por sexo e idade) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por neoplasia de mama na população feminina adulta | Número de óbitos por neoplasia de mama em cada 100.000 mulheres acima de 14 anos de idade, no ano de referência (padronizada por idade) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por neoplasia de útero na população feminina adulta | Número de óbitos por neoplasia de útero em cada 100.000 mulheres acima de 14 anos de idade, no ano de referência (padronizada por idade) (2) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por doenças cardiovasculares na população feminina | Número de óbitos por doenças cardiovasculares em cada 100.000 mulheres, no ano de referência (padronizada por idade) (3) | SIM |
| | Taxa padronizada de mortalidade por doenças cardiovasculares na população masculina | Número de óbitos por doenças cardiovasculares em cada 100.000 homens, no ano de referência (padronizada por idade) (3) | SIM |

| Categoria | Nome | Definição | Fonte* |
|-----------------------------|---|--|------------|
| Relativos a atenção à saúde | Razão do número de médicos por habitantes | Número de médicos registrados nos conselhos regionais de medicina em cada 1.000 habitantes, no ano de referência | RIPSA |
| | Razão de leitos hospitalares por habitantes | Número de leitos hospitalares vinculados ao SUS em cada 1.000 habitantes, no ano de referência | SAS/MS |
| | Razão de leitos de UTI por habitantes | Número de leitos de UTI vinculados ao SUS em cada 100.000 habitantes, no ano de referência | SAS/MS |
| | Percentual de municípios que atingiram a meta de cobertura para a vacina DTP | % de municípios que atingiram cobertura para a vacina DTP igual ou superior a 95% em relação ao total de municípios em cada estado, no ano de referência | PNI |
| | Taxa de pacientes atendidos por terapia renal substitutiva (TRS) por habitantes | Número de pacientes atendidos por terapia renal substitutiva (TRS) por 10.000 habitantes, no ano de referência | SAS/MS |
| | Gasto financeiro médio com leito de UTI | Total de gasto financeiro (em R\$) para leitos de UTI dividido pelo número de leitos de UTI existentes, no ano de referência | SAS/MS |
| Socio-econômicos | Taxa de pobreza | % da população com renda familiar <i>per capita</i> até 1/2 salário mínimo (ou 74,2 US\$), no ano de referência | IBGE/RIPSA |
| | Taxa de alfabetização | % da população adulta (15 e mais anos de idade) alfabetizados, no ano de referência | IBGE/RIPSA |
| | Grau de escolaridade | % da população adulta (15 e mais anos de idade) com 4 ou menos anos de estudo, no ano de referência | IBGE/RIPSA |
| | Taxa de crescimento da população | % incremento populacional no período de 1991 a 2000 | IBGE/RIPSA |
| Demográficos | Grau de urbanização | % de população urbana, no ano de referência | IBGE/RIPSA |

*Sinasc: Sistema de Informações de Nascidos Vivos;

IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;

SIM: Sistema de Informações de Mortalidade;

Ripsa: Rede Interagencial de Informações para a Saúde;

SPS/MS: Secretaria de Políticas de Saúde (programas específicos), Ministério da Saúde;

SAS/MS: Secretaria de Assistência a Saúde, Ministério da Saúde;

PNI: Programa Nacional de Imunização.

(1) Doenças diarreicas = Doenças infecciosas intestinais.

(2) Neoplasias de útero = Neoplasias malignas do colo do útero, do corpo do útero, e neoplasias malignas do útero, porção não especificada.

(3) Doenças cardiovasculares = Doenças isquêmicas do coração, doenças cerebrovasculares, e outros transtornos e os não especificados do aparelho circulatório.

ANEXO 2

INDICADORES DE SAÚDE SELECIONADOS, SEGUNDO ESTADOS BRASILEIROS, 1999 ⁽¹⁾

| UF | Cobertura de notificações de nascidos vivos | Cobertura de notificações de óbitos | Óbitos com causas mal definidas | Expectativa de vida ao nascer (feminina) | | Expectativa de vida ao nascer (masculina) | |
|----|---|-------------------------------------|---------------------------------|--|---------------------------|---|---------------------------|
| | % | % | | EVN em anos | Ganho em anos (1991-1999) | EVN em anos | Ganho em anos (1991-1999) |
| AC | 94,0 | 64,5 | 32,2 | 71,0 | 4,5 | 65,1 | 3,9 |
| AL | 80,6 | 60,3 | 34,5 | 65,8 | 2,2 | 60,0 | 4,1 |
| AM | 75,8 | 70,0 | 23,9 | 71,5 | 4,7 | 65,7 | 4,1 |
| AP | 99,6 | 59,4 | 12,2 | 71,9 | 3,6 | 65,7 | 2,9 |
| BA | 83,8 | 65,2 | 30,1 | 70,5 | 3,0 | 64,4 | 4,7 |
| CE | 72,6 | 62,1 | 21,9 | 69,4 | 1,6 | 62,8 | 5,5 |
| DF | 116,7 | 80,3 | 4,7 | 73,0 | 2,0 | 64,8 | 1,6 |
| ES | 100,9 | 93,6 | 19,4 | 73,9 | 3,8 | 66,2 | 1,4 |
| GO | 99,5 | 84,5 | 13,9 | 72,7 | 1,9 | 66,1 | 1,2 |
| MA | 66,7 | 35,5 | 42,1 | 68,2 | 3,3 | 61,0 | 3,7 |
| MG | 90,1 | 77,6 | 13,9 | 73,8 | 3,8 | 66,6 | 2,4 |
| MS | 96,1 | 98,2 | 9,3 | 73,3 | 2,2 | 67,0 | 2,3 |
| MT | 87,1 | 84,7 | 7,5 | 72,0 | 3,8 | 65,8 | 3,7 |
| PA | 74,7 | 65,1 | 28,4 | 71,6 | 3,7 | 65,4 | 3,1 |
| PB | 64,9 | 53,5 | 53,3 | 67,0 | 1,7 | 61,3 | 3,4 |
| PE | 97,8 | 75,0 | 24,7 | 66,1 | 0,7 | 60,7 | 3,1 |
| PI | 72,6 | 40,5 | 29,5 | 68,8 | 3,7 | 62,1 | 4,6 |
| PR | 100,3 | 94,0 | 6,6 | 73,5 | 2,6 | 66,7 | 2,1 |
| RJ | 116,6 | 94,7 | 10,9 | 73,3 | 2,0 | 61,9 | 0,8 |
| RN | 91,5 | 59,3 | 29,6 | 69,4 | 1,7 | 63,0 | 1,1 |
| RO | 88,9 | 75,2 | 15,8 | 71,0 | 3,3 | 65,0 | 2,7 |
| RR | 116,6 | 75,4 | 5,2 | 70,4 | 3,7 | 64,2 | 3,3 |
| RS | 105,6 | 97,2 | 5,0 | 75,7 | 2,4 | 67,3 | 1,9 |
| SC | 101,3 | 93,3 | 13,2 | 75,1 | 2,5 | 67,3 | 0,6 |
| SE | 92,5 | 80,0 | 31,1 | 69,9 | 3,0 | 64,0 | 4,5 |
| SP | 104,7 | 97,1 | 6,5 | 74,6 | 1,8 | 65,3 | 1,1 |
| TO | 79,9 | 62,3 | 24,8 | 71,0 | 3,2 | 65,3 | 2,9 |

| UF | Partos cesáreos | | Mães adolescentes | | Hanseníase | | AIDS | | Tuberculose | | Mortalidade infantil | |
|----|-----------------|------|-------------------|------|------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|--|--|--|
| | % | % | % | % | Taxa de detecção (por 10.000 hab.) | Taxa de prevalência (por 10.000 hab.) | Taxa de incidência (por 100.000 hab.) | Taxa de incidência (por 100.000 hab.) | Taxa de incidência (por 100.000 hab.) | Taxa de mortalidade (por 1.000 nv.) ⁽²⁾ | Taxa de mortalidade (por 1.000 nv.) ⁽²⁾ | |
| AC | 21,2 | 31,5 | 7,2 | 10,4 | 4,4 | 71,4 | 34,9 | | | | | |
| AL | 21,7 | 26,2 | 1,1 | 1,4 | 3,8 | 40,5 | 64,0 | | | | | |
| AM | 24,8 | 30,1 | 5,0 | 11,2 | 7,4 | 82,7 | 32,2 | | | | | |
| AP | 15,3 | 24,9 | 3,5 | 6,2 | 8,2 | 47,3 | 27,3 | | | | | |
| BA | 19,6 | 25,4 | 1,1 | 2,5 | 4,0 | 60,0 | 46,9 | | | | | |
| CE | 25,4 | 23,0 | 2,9 | 5,0 | 4,8 | 50,3 | 51,8 | | | | | |
| DF | 37,2 | 20,1 | 1,5 | 1,5 | 8,9 | 32,6 | 22,4 | | | | | |
| ES | 41,7 | 23,3 | 4,1 | 6,1 | 6,2 | 47,2 | 17,2 | | | | | |
| GO | 43,7 | 26,3 | 4,7 | 19,4 | 5,4 | 21,3 | 25,9 | | | | | |
| MA | 22,5 | 30,5 | 7,8 | 17,0 | 1,7 | 54,1 | 49,2 | | | | | |
| MG | 40,0 | 20,4 | 1,8 | 3,4 | 6,1 | 30,9 | 26,5 | | | | | |
| MS | 42,5 | 28,0 | 2,4 | 5,2 | 8,9 | 45,2 | 24,9 | | | | | |
| MT | 46,3 | 30,0 | 15,2 | 22,9 | 2,4 | 50,2 | 28,4 | | | | | |
| PA | 26,5 | 31,0 | 8,6 | 13,1 | 0,6 | 46,3 | 32,4 | | | | | |
| PB | 33,6 | 24,2 | 1,9 | 3,2 | 5,3 | 39,2 | 61,1 | | | | | |
| PE | 28,4 | 25,1 | 3,2 | 8,9 | 4,5 | 47,5 | 60,5 | | | | | |
| PI | 29,4 | 27,2 | 5,5 | 10,6 | 3,7 | 48,4 | 44,7 | | | | | |
| PR | 42,2 | 22,5 | 1,7 | 3,3 | 11,5 | 29,5 | 19,5 | | | | | |
| RJ | 48,0 | 21,1 | 2,2 | 4,6 | 13,6 | 78,1 | 21,3 | | | | | |
| RN | 26,3 | 24,9 | 0,9 | 1,3 | 3,8 | 42,0 | 52,4 | | | | | |
| RO | 40,2 | 30,4 | 9,4 | 12,2 | 0,2 | 43,0 | 34,8 | | | | | |
| RR | 24,6 | 30,4 | 9,9 | 15,4 | 4,5 | 74,6 | 37,3 | | | | | |
| RS | 39,2 | 20,1 | 0,2 | 0,4 | 16,8 | 48,3 | 15,1 | | | | | |
| SC | 40,1 | 20,3 | 0,4 | 0,8 | 12,8 | 29,9 | 16,3 | | | | | |
| SE | 19,0 | 22,7 | 2,9 | 4,0 | 5,4 | 34,8 | 46,9 | | | | | |
| SP | 46,8 | 19,7 | 0,8 | 1,7 | 17,5 | 51,4 | 17,9 | | | | | |
| TO | 29,5 | 31,9 | 10,4 | 14,6 | 2,9 | 24,3 | 29,8 | | | | | |

| UF | Doenças respiratórias em < 5 anos de idade | Doenças diarreicas em < 5 anos de idade | Acidentes de trânsito | Homicídios |
|----|--|---|-----------------------|------------|
| | Taxa de mortalidade (por 10,000 hab.) | Taxa de mortalidade (por 10,000 hab.) | | |
| AC | 7,4 | 2,3 | 14,5 | 10,2 |
| AL | 10,5 | 11,4 | 23,6 | 21,9 |
| AM | 10,4 | 3,9 | 12,3 | 21,4 |
| AP | 8,6 | 0,5 | 19,7 | 37,1 |
| BA | 7,4 | 5,0 | 8,3 | 6,6 |
| CE | 14,2 | 13,9 | 17,0 | 17,0 |
| DF | 12,3 | 2,1 | 30,5 | 35,2 |
| ES | 16,0 | 3,8 | 26,6 | 50,9 |
| GO | 12,4 | 2,4 | 23,5 | 15,3 |
| MA | 3,8 | 6,9 | 7,3 | 5,1 |
| MG | 22,3 | 1,1 | 11,6 | 7,7 |
| MS | 19,4 | 4,9 | 21,4 | 27,4 |
| MT | 10,8 | 4,1 | 26,1 | 32,8 |
| PA | 7,7 | 3,6 | 9,7 | 11,4 |
| PB | 6,4 | 5,2 | 11,9 | 12,8 |
| PE | 16,8 | 13,8 | 19,5 | 57,8 |
| PI | 5,5 | 4,6 | 12,2 | 5,2 |
| PR | 17,5 | 3,4 | 27,4 | 17,3 |
| RJ | 29,6 | 2,2 | 15,8 | 48,3 |
| RN | 12,8 | 5,2 | 15,0 | 9,1 |
| RO | 9,9 | 4,7 | 28,0 | 37,6 |
| RR | 4,3 | 5,9 | 54,5 | 44,4 |
| RS | 23,4 | 2,3 | 17,1 | 15,1 |
| SC | 14,4 | 2,8 | 29,2 | 7,2 |
| SE | 8,7 | 9,8 | 18,1 | 20,0 |
| SP | 34,4 | 2,6 | 20,0 | 41,4 |
| TO | 7,1 | 4,6 | 23,4 | 13,6 |

| UF | Neoplasia de pulmão | Neoplasia de estômago | Neoplasia de mama em mulheres > 14 anos de idade | Neoplasia de útero em mulheres > 14 anos de idade |
|----|---|---|--|---|
| | Taxa de mortalidade padronizada por sexo e idade (por 100.000 hab.) | Taxa de mortalidade padronizada por sexo e idade (por 100.000 hab.) | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 mulheres) | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 mulheres) ⁽³⁾ |
| AC | 6,0 | 3,1 | 3,4 | 6,8 |
| AL | 1,2 | 2,6 | 6,1 | 10,2 |
| AM | 8,2 | 7,7 | 8,1 | 26,2 |
| AP | 5,7 | 8,1 | 3,1 | 9,1 |
| BA | 3,3 | 2,9 | 7,0 | 8,5 |
| CE | 5,0 | 6,0 | 9,9 | 11,8 |
| DF | 14,8 | 7,5 | 22,1 | 16,9 |
| ES | 8,1 | 7,9 | 9,8 | 13,1 |
| GO | 7,8 | 5,1 | 9,7 | 14,1 |
| MA | 1,9 | 1,7 | 2,4 | 6,1 |
| MG | 5,5 | 5,7 | 9,4 | 6,6 |
| MS | 8,3 | 7,0 | 15,9 | 17,0 |
| MT | 7,3 | 7,8 | 9,6 | 17,6 |
| PA | 4,5 | 6,1 | 5,8 | 12,7 |
| PB | 1,5 | 1,5 | 4,3 | 3,2 |
| PE | 4,9 | 3,3 | 10,8 | 12,8 |
| PI | 3,4 | 1,2 | 4,6 | 5,3 |
| PR | 10,5 | 9,8 | 15,2 | 14,6 |
| RJ | 12,1 | 8,0 | 21,6 | 10,8 |
| RN | 4,1 | 4,1 | 6,1 | 8,0 |
| RO | 7,6 | 6,8 | 6,3 | 11,2 |
| RR | 8,0 | 2,9 | 5,0 | 19,9 |
| RS | 18,8 | 7,4 | 19,6 | 14,3 |
| SC | 12,8 | 9,2 | 13,7 | 13,0 |
| SE | 5,3 | 1,6 | 8,5 | 11,3 |
| SP | 11,2 | 9,1 | 20,3 | 12,0 |
| TO | 3,3 | 2,9 | 2,2 | 11,1 |

- (1) Para as fontes e definições dos indicadores ver Anexo 1
 (2) Mortalidade infantil: estimativas (IBGE) foram usadas para todos os estados, exceto para ES, MS, PR, RJ, RS, SC e SP.
 (3) Para a taxa de mortalidade por neoplasias de útero e por doenças cardiovasculares dos estados AP, MG, PI e RJ foram usados dados de 1998.

| UF | D. Cardiovascular (masculina) | | D. Cardiovascular (feminina) | |
|----|---|---|--|--|
| | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 homens) ⁽³⁾ | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 mulheres) ⁽³⁾ | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 homens) | Taxa de mortalidade padronizada por idade (por 100.000 mulheres) |
| AC | 92,2 | 86,7 | | |
| AL | 111,3 | 112,2 | | |
| AM | 88,7 | 78,9 | | |
| AP | 68,0 | 58,9 | | |
| BA | 92,6 | 103,4 | | |
| CE | 108,8 | 101,0 | | |
| DF | 202,4 | 160,2 | | |
| ES | 174,4 | 145,8 | | |
| GO | 160,2 | 148,0 | | |
| MA | 57,9 | 49,0 | | |
| MG | 179,4 | 153,9 | | |
| MS | 209,3 | 177,0 | | |
| MT | 173,5 | 174,8 | | |
| PA | 98,5 | 95,9 | | |
| PB | 60,5 | 61,8 | | |
| PE | 157,2 | 138,7 | | |
| PI | 91,2 | 66,1 | | |
| PR | 217,6 | 199,1 | | |
| RJ | 267,1 | 234,8 | | |
| RN | 95,1 | 91,6 | | |
| RO | 150,9 | 114,2 | | |
| RR | 158,9 | 112,3 | | |
| RS | 208,0 | 174,7 | | |
| SC | 184,5 | 165,4 | | |
| SE | 91,1 | 106,6 | | |
| SP | 217,2 | 181,4 | | |
| TO | 105,7 | 105,6 | | |

Esta obra foi composta no tipo Rotis e impressa nas oficinas da Athalaia Gráfica e Editora Ltda., no sistema off-set, sobre papel pólen print 90g/m2, com capa em papel cartão Supremo 250 g/m2, em julho de 2002. Brasília, DF