

# Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais

Elisabeth Carmen Duarte,<sup>1,2,3</sup> Maria Cristina Schneider,<sup>2</sup> Rômulo Paes-Sousa,<sup>1,4</sup> Jarbas Barbosa da Silva<sup>1</sup> e Carlos Castillo-Salgado<sup>2</sup>

**RESUMO** **Objetivo.** Analisar as desigualdades quanto à distribuição de indicadores de saúde nas regiões e estados brasileiros, segundo indicadores de nível socioeconômico e demográfico no ano de 1999.

**Método.** Realizou-se um estudo transversal ecológico, com enfoque exploratório, tendo como unidade de análise os estados ( $n = 27$ ) e regiões ( $n = 5$ ) brasileiras. Calcularam-se medidas descritivas de desigualdade. A correlação de Pearson e a análise de regressão linear foram utilizadas para identificar associações entre indicadores de saúde e indicadores de nível socioeconômico e demográficos selecionados. Os indicadores de saúde analisados foram a expectativa de vida ao nascer; a taxa de mortalidade infantil; mortalidade da criança ( $< 5$  anos) por doenças diarreicas e respiratórias agudas; e mortalidade por homicídio e acidentes de trânsito.

**Resultados.** Observaram-se ganhos importantes na expectativa de vida ao nascer no período de 1991 a 1999, especialmente para os homens. Notou-se tendência a maiores ganhos nos estados com valores mais baixos de expectativa de vida ao nascer em 1991, o que conferiu maior homogeneidade ao indicador em anos recentes. A taxa de mortalidade infantil (por 1 000 nascidos vivos) no Brasil apresentou decréscimo de 28% no período de 1991 a 1999. No entanto, esse indicador ainda apresenta marcada variação entre as regiões — de 52,5 no Nordeste a 17,1 no Sul — e entre os estados — de 64,0 em Alagoas a 15,1 no Rio Grande do Sul. Quanto à mortalidade da criança  $< 5$  anos (por 10 000), todos os estados do Nordeste apresentaram mortalidade por doenças diarreicas agudas maior ou igual à mediana nacional (4,1 por 10 000), e todos os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram taxa de mortalidade infantil por doenças respiratórias agudas maior ou igual à mediana nacional (10,8 por 10 000). As taxas de mortalidade por acidentes de trânsito e homicídio (padronizadas por sexo e idade) em 1999 foram de 17,7 e 26,0 por 100 000 habitantes, respectivamente. Valores extremos foram observados em alguns estados para mortalidade por homicídio (57,8 por 100 000 em Pernambuco) e por acidentes de trânsito (54,5 por 100 000 em Roraima). A taxa de mortalidade por homicídio foi marcadamente associada com a urbanização ( $P = 0,001$ ). Maiores taxas de mortalidade por acidentes de trânsito foram associadas a menores taxas de pobreza ( $b = -0,93$ ;  $P < 0,001$ ) e de alfabetização ( $b = -1,16$ ;  $P = 0,005$ ) e a maior crescimento populacional na última década ( $b = 3,10$ ;  $P = 0,016$ ).

**Conclusão.** O padrão de desigualdade em saúde no Brasil indica polarização entre as regiões e estados, assim como justaposição de doenças ligadas ao atraso e ao desenvolvimento, demandando um sistema de saúde comprometido com essas questões.

## Palavras-chave

<sup>1</sup> Ministério da Saúde, Fundação Nacional de Saúde, Centro Nacional de Epidemiologia, Brasília, Brasil. Correspondência e pedidos de separatas devem ser enviados a Elisabeth Carmen Duarte no seguinte endereço: Pan American

Health Organization, 525 23rd Street NW, Washington, DC, 20037, EUA.

<sup>2</sup> Pan American Health Organization, Special Program for Health Analysis, Washington, DC, EUA.

<sup>3</sup> Universidade de Cuiabá, Cuiabá, MT, Brasil.

<sup>4</sup> Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil.

Desigualdades em saúde, doenças respiratórias, homicídio, acidentes de trânsito.

As desigualdades em saúde referem-se às diferenças, em um sentido descritivo, nos níveis de saúde entre grupos socioeconômicos distintos (1, 2). Os padrões diferenciados de morbidade e mortalidade em grupos populacionais são determinados por múltiplos aspectos: distribuição desigual dos fatores de exposição e do acesso a bens e serviços de saúde, fragilidade das estruturas sociais de apoio à saúde e insuficiência de investimento em políticas sociais, especialmente em sociedades com grande nível de concentração de renda e baixo nível de coesão social (3, 4). Os determinantes demográficos e aqueles relacionados ao ambiente construído e ao hiper-adensamento populacional podem, ainda, agregar novos contornos à desigualdade em saúde nas populações urbanas.

Relativamente poucos estudos sobre desigualdades em saúde têm sido realizados com abrangência nacional no Brasil, apesar da relevância do tema, da existência de grandes lacunas de conhecimento e da disponibilidade de dados e informações em saúde (5, 6). Assim, o presente estudo teve como objetivo mensurar e analisar as desigualdades em saúde entre estados e regiões brasileiras a partir dos dados disponíveis, focalizando especialmente a expectativa de vida ao nascer e a mortalidade em grupos selecionados.

## MATERIAIS E MÉTODOS

Foi realizado um estudo ecológico, de corte transversal, com enfoque exploratório, cujas unidades de análise foram as unidades federadas ( $n = 27$ ), aqui denominadas estados brasileiros, e as regiões brasileiras ( $n = 5$ ).

Os indicadores de saúde estudados foram selecionados de acordo com os seguintes critérios: a) importância epidemiológica, determinada pela consulta a um grupo de especialistas (epidemiologistas e gestores) em oficinas de trabalho especialmente

conduzidas para este fim; b) adequado coeficiente de variação entre as unidades de análise; e c) disponibilidade de bases de dados com cobertura e validade adequados. A partir desses critérios, foram selecionados os seguintes indicadores: expectativa de vida ao nascer (EVN); taxa de mortalidade infantil (TMI); taxa de mortalidade por doenças diarreicas agudas (TMDD) e por doenças respiratórias agudas (TMDR) para menores de 5 anos de idade; e taxa de mortalidade por causas externas (homicídios e acidentes de trânsito) para todas as idades. A EVN foi analisada para o período de 1991 a 1999, e todos os demais indicadores de saúde para o ano de 1999.

Foi utilizada a EVN calculada pela Fundação Instituto de Geografia e Estatística (IBGE) (1999), cuja metodologia encontra-se descrita (7). Utilizou-se a TMI determinada por cálculo direto para os estados onde a cobertura do sistema de informação de mortalidade era maior do que 90%, segundo o IBGE (Espírito Santo, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo), e a TMI determinada por estimativa para os demais estados (8, 9). Todos os indicadores utilizados se referem às estatísticas oficiais do Ministério da Saúde do Brasil, revistas pela Rede Interagencial de Informações para a Saúde (8, 9).

Para a seleção dos indicadores de nível socioeconômico e demográficos consideraram-se a disponibilidade, validade das bases de dados de interesse e consistência do uso desses indicadores na literatura científica. Foram, então, selecionados: a) taxa de pobreza (% da população com renda familiar *per capita* de até meio salário mínimo); b) taxa de alfabetização (% de indivíduos alfabetizados na população de 15 anos ou mais); c) grau de escolaridade (% de indivíduos com 4 ou mais anos de estudo na população de 15 anos ou mais); d) taxa de crescimento da população (% de incremento populacional de 1991 a 2000); e) grau de urbanização (% de população urbana).

## Análise dos dados

As taxas de mortalidade por causas externas (homicídio e acidentes de trânsito) foram padronizadas por idade e sexo pelo método direto, tendo como referência a população brasileira total para o ano de 1999. Antes de se iniciar a análise dos dados, foi feita uma avaliação preliminar da qualidade e cobertura das informações de saúde de cada estado brasileiro. A metodologia e os resultados dessa avaliação encontram-se publicados (10).

Para a análise dos dados, as regiões brasileiras foram ordenadas segundo valores dos indicadores de nível socioeconômico, como segue: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Os estados brasileiros foram, também, ordenados no interior de cada região, segundo o valor médio (estimador pontual) do indicador de saúde de interesse. Em análise univariada, a magnitude das desigualdades entre estados e regiões brasileiras foi descrita através das seguintes metodologias: diferença de taxas (risco atribuível), risco atribuível populacional percentual (RAP%), razão de taxas (risco relativo) e correlação de Pearson.

Posteriormente, a análise multivariada foi realizada com intuito de identificar quais dentre os vários indicadores de nível socioeconômico e demográficos selecionados melhor se associavam à variação nos indicadores de saúde entre os estados brasileiros. Na análise dessas associações, utilizou-se a regressão linear multivariada com exclusão gradativa dos indicadores de menor grau de associação estatística (*backwards automatic model selection*) (11). O critério de exclusão utilizado foi  $P \geq 0,10$ . Além disso, análises de avaliação de resíduos e identificação de valores extremos (*outliers*) foram realizadas nos modelos finais. Quando identificados, os valores extremos foram excluídos da análise e o impacto da sua exclusão foi analisado. 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 (12).

## RESULTADOS

### Expectativa de vida ao nascer

No período de 9 anos de 1991 a 1999, ganhos importantes na EVN foram registrados em quase todos os estados brasileiros. Para a EVN feminina, observou-se, em todo o país, um ganho médio de 2,6 anos no período, atingindo em 1999 um valor médio de 72,3 anos, 3,7% superior ao valor observado em 1991 (tabela 1). A EVN masculina aumentou 2,1 anos no período, com acréscimo de 3,4% em relação ao observado em 1991. Contudo, o valor aferido em 1999 para os homens está ainda aquém da EVN feminina em 1991.

Observou-se tendência de maior incremento médio da EVN na população feminina do que na população masculina nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte (tabela 1). Nesse sentido, merece destaque a região Norte, com os maiores ganhos na EVN feminina (5,7%). Além disso, inversamente ao observado nas demais regiões, no Nordeste o incremento da EVN, no período estudado, foi maior para a população masculina (3,6 anos; 6,0%) do que para a população feminina (2,3 anos; 3,4%).

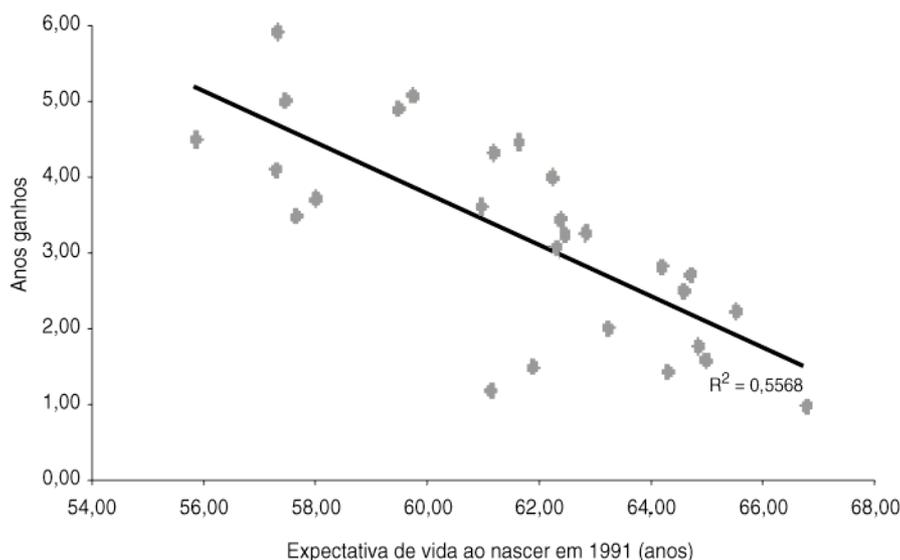
Nos estados, foi observada correlação negativa entre a EVN em 1991 e os ganhos para o período de 1991 a 1999, especialmente para a população masculina (figura 1). Utilizando análise de regressão linear, estimou-se, para os estados, o ganho esperado na EVN masculina entre 1991 e 1999, com base no valor observado ( $x_1$ ) em 1991 ( $b_0 = 23,7$ ;  $b_{x1} = -0,34$ ;  $P < 0,001$ ;  $R^2 = 0,56$ ) (figuras 1 e 2). Assim, estados que partiram de patamares inferiores de EVN masculina em 1991 apresentaram, em média, um ganho maior no período do que aqueles que possuíam EVN mais alta em 1991. Alguns estados, porém, apresentaram comportamento discrepante quanto a este achado: Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Pernambuco e São Paulo apresentaram ganhos marcadamente menores do que o ganho estimado (figura 2). Por exemplo, em especial

**TABELA 1.** Expectativa de vida ao nascer em 1991 e 1999 e ganho no período segundo sexo e região, Brasil

Região	Expectativa de vida ao nascer (anos)			
	1991	1999	Número de anos ganhos	%
Sul				
Homens	65,2	67,1	1,8	2,8
Mulheres	72,3	74,8	2,5	3,4
Sudeste				
Homens	63,5	64,9	1,4	2,3
Mulheres	71,7	74,1	2,4	3,3
Centro-Oeste				
Homens	64,0	66,0	2,0	3,1
Mulheres	70,4	72,7	2,3	3,3
Norte				
Homens	62,8	65,3	2,5	4,0
Mulheres	67,6	71,4	3,8	5,7
Nordeste				
Homens	58,8	62,4	3,6	6,0
Mulheres	66,2	68,5	2,3	3,4
Brasil				
Homens	62,2	64,3	2,1	3,4
Mulheres	69,7	72,3	2,6	3,7

Fonte: Companhia de Desenvolvimento do Planalto Central (CODEPLAN)/Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 1999 (7).

**FIGURA 1.** Correlação entre a expectativa de vida ao nascer masculina em 1991 e os ganhos observados no período de 1991 a 1999 em estados brasileiros<sup>a</sup>



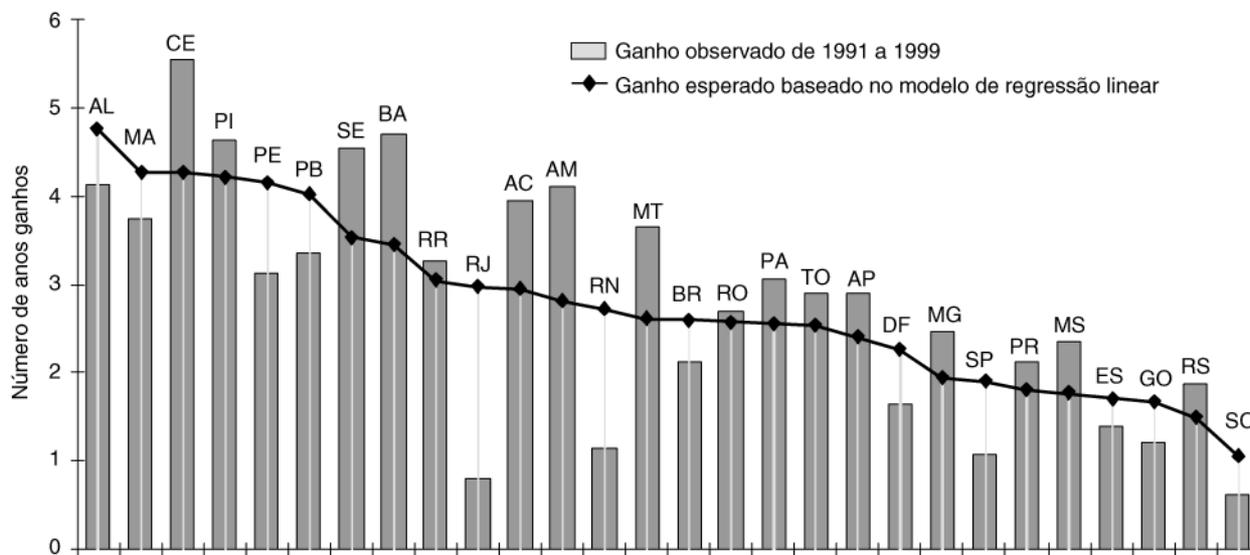
<sup>a</sup> Correlação de Pearson:  $r = -0,75$ .

para o Estado do Rio de Janeiro, a análise de regressão linear estimou um ganho médio de EVN masculina de cerca de 3 anos para o período;

contudo, o ganho observado foi de 9,6 meses.

Também para a EVN feminina foi observada discreta tendência a maiores ganhos nos estados que

**FIGURA 2. Ganho esperado e observado na expectativa de vida ao nascer para a população masculina em estados brasileiros, 1991 a 1999<sup>a,b</sup>**



<sup>a</sup> Resultado da análise de regressão linear:  $\hat{\alpha}_0 = 23,7$ ;  $\hat{\alpha}_{x_1} = -0,34$ ; onde  $X_1$  = expectativa de vida ao nascer masculina em 1991.  $P < 0,001$ ;  $R^2 = 56\%$  ( $n = 27$ ).

<sup>b</sup> Estados em orden crescente da expectativa de vida ao nascer de 1991: AC = Acre; AL = Alagoas; AM = Amazonas; AP = Amapá; BA = Bahia; BR = Brasil; CE = Ceará; DF = Distrito Federal; ES = Espírito Santo; GO = Goiás; MA = Maranhão; MG = Minas Gerais; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PA = Pará; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; PI = Piauí; PR = Paraná; RJ = Rio de Janeiro; RS = Rio Grande do Sul; RN = Rio Grande do Norte; RO = Rondônia; RR = Roraima; SC = Santa Catarina; SE = Sergipe; SP = São Paulo; TO = Tocantins.

apresentaram valores mais baixos em 1991. Porém, essa associação não foi estatisticamente significativa ( $P = 0,30$ ).

Devido ao fato de que os maiores ganhos de EVN na década incidiram sobre os estados que apresentavam valores mais baixos em 1991, ao final do período apurou-se um maior grau de homogeneidade quanto à EVN, tanto entre os estados de uma mesma região, como na comparação do valor de cada estado com a média nacional.

### Mortalidade infantil e da criança menor de 5 anos

Em 1991, a TMI média no Brasil era de 44,1 óbitos por 1 000 nascidos vivos. Em 1999, o valor nacional estimado da TMI foi de 31,8 (mediana = 32,2) óbitos por 1 000 nascidos vivos — uma redução de 28% em relação a 1991.

De maneira geral, a comparação entre as regiões do país revelou uma TMI crescente a partir da Região Sul (17,1 por 1 000 nascidos vivos): 20,6

por 1 000 nascidos vivos no Sudeste, 25,6 por 1 000 nascidos vivos no Centro-Oeste, 32,4 por 1 000 nascidos vivos no Norte e 52,5 por 1 000 nascidos vivos no Nordeste (figura 3). O risco de morte no 1º ano de vida foi 3,1 vezes maior no Nordeste do que no Sul do Brasil.

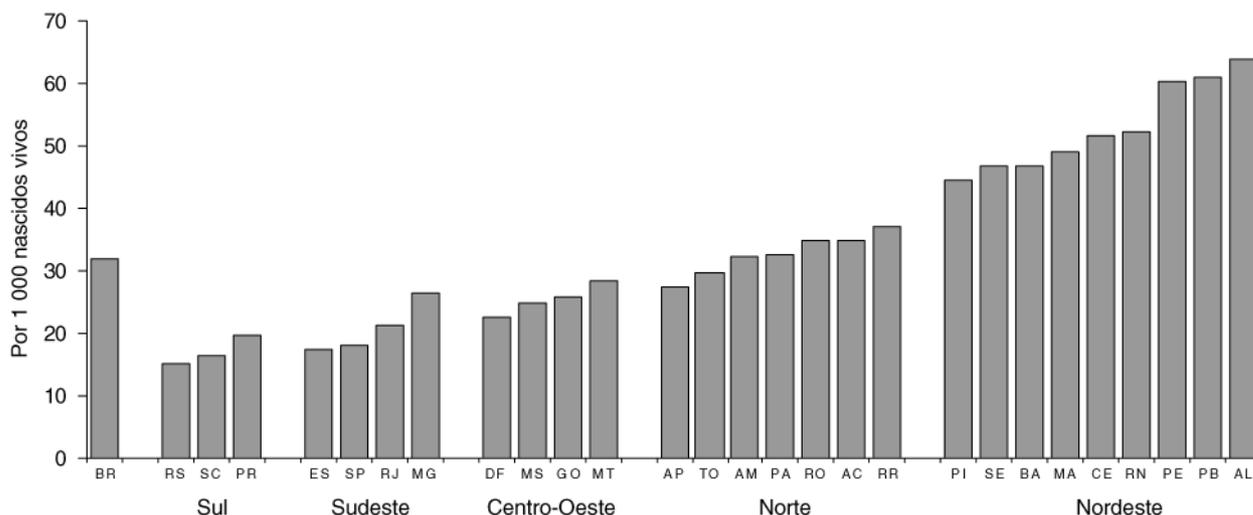
Esse risco variou marcadamente também entre os estados brasileiros. Os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram TMI inferior à taxa de 30 por 1 000 nascidos vivos, valor este considerado o máximo tolerável pela Organização Mundial de Saúde (OMS) (13). Entretanto, os estados do Norte e Nordeste (exceto Amapá e Tocantins) apresentaram valores superiores a esse ponto de corte (figura 3). Em Alagoas (TMI = 64,0 por 1 000 nascidos vivos) o risco de morrer no 1º ano de vida foi 4,2 vezes maior do que no Rio Grande do Sul (TMI = 15,1 por 1 000 nascidos vivos).

Através do cálculo do RAP%, estimou-se que, se todas as regiões do Brasil estivessem submetidas à TMI da

região Sul, haveria uma redução de 46% nas mortes de menores de 1 ano, o que representaria a prevenção de 43 439 óbitos infantis a cada ano.

A TMDD e a TMDR para menores de 5 anos de idade no Brasil foram de 4,5 e 18,7 por 10 000 habitantes em 1999, respectivamente (tabela 2). As medianas destas taxas foram de 4,1 e 10,8 (por 10 000 crianças), respectivamente. Todos os estados do Nordeste apresentaram TMDD para menores de 5 anos superior à mediana nacional. Por outro lado, todos os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram TMDR, para esse grupo de idade, igual ou superior à mediana nacional. Destacam-se os estados do Ceará e de Pernambuco, que apresentaram os maiores excessos da TMDD — nove casos por 10 000 habitantes — em relação ao valor médio nacional, e os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro, que excederam em mais de 10 casos por 10 000 habitantes o valor médio nacional da TMDR (figura 4).

FIGURA 3. Taxa de mortalidade infantil em estados brasileiros, 1999<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Taxa por 1 000 nascidos vivos. AC = Acre; AL = Alagoas; AM = Amazonas; AP = Amapá; BA = Bahia; BR = Brasil; CE = Ceará; DF = Distrito Federal; ES = Espírito Santo; GO = Goiás; MA = Maranhão; MG = Minas Gerais; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PA = Pará; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; PI = Piauí; PR = Paraná; RJ = Rio de Janeiro; RS = Rio Grande do Sul; RN = Rio Grande do Norte; RO = Rondônia; RR = Roraima; SC = Santa Catarina; SE = Sergipe; SP = São Paulo; TO = Tocantins.

TABELA 2. Taxas de mortalidade por doenças diarreicas e respiratórias agudas em crianças menores de 5 anos de idade segundo região, Brasil, 1999

Região	Taxa de mortalidade (por 10 000 habitantes)	
	Doenças diarreicas agudas	Doenças respiratórias agudas
Sul	2,9	19,1
Sudeste	2,2	29,4
Centro-oeste	3,2	13,3
Norte	3,8	8,4
Nordeste	8,6	9,8
Média nacional	4,5	18,7
Mediana nacional	4,1	10,8

### Causas externas de óbito

No Brasil, a taxa de mortalidade por acidentes de trânsito (TMAT) e a taxa de mortalidade por homicídio (TMH) no ano de 1999 foram de 17,7 e 26,0 por 100 000 habitantes, respectivamente (figura 5). Assim, o risco de morte por homicídio no Brasil foi 1,5 vezes (50%) maior do que o risco de morte por acidentes de trânsito. Em alguns estados, a TMH superou grandemente a TMAT; esse foi o caso do Rio de Janeiro e de Pernambuco, que

apresentaram uma TMH cerca de três vezes maior do que as respectivas TMAT. São Paulo, Espírito Santo, Amapá e Amazonas apresentaram razões iguais ou superiores a 1,7 entre essas taxas.

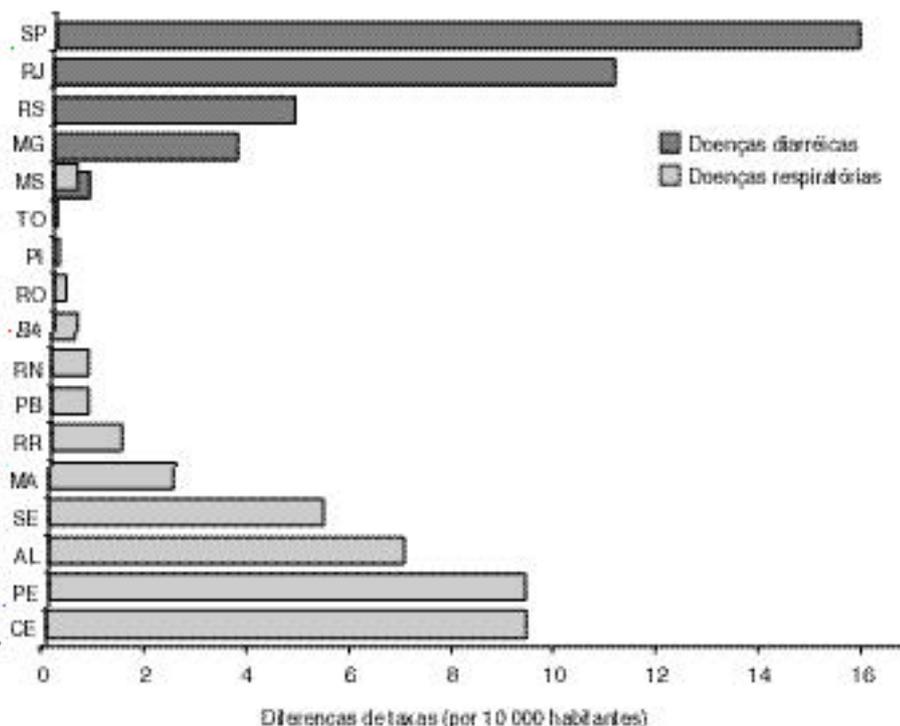
Especificamente quanto à TMH, os estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Roraima e Pernambuco apresentaram valores superiores a 41 óbitos por 100 000 habitantes (figura 5). Pernambuco apresentou a maior TMH do país —taxas bruta e padro-

nizada iguais a 55,0 e 57,8 por 100 000 habitantes, respectivamente. Esses valores foram considerados extremos (*outliers*), por serem excepcionalmente altos quando comparados aos valores dos demais estados.

Maior homogeneidade intra-regional foi observada para a TMAT (figura 5). Uma exceção foi Roraima, que apresentou taxas bruta e padronizada iguais a 51,7 e 54,5 por 100 000 habitantes, respectivamente. Neste caso também os valores para o estado foram considerados como extremos (*outliers*) por serem surpreendentemente altos em relação aos dos demais estados.

Não foram observadas associações entre a TMH e as variáveis taxa de crescimento populacional de 1991 a 2000, grau de escolaridade, taxa de alfabetização e taxa de pobreza. No entanto, observou-se uma tendência significativa a uma maior TMH em estados com maiores graus de urbanização ( $P = 0,001$ ) (figura 6). Na análise multivariada, essa associação permaneceu significativa ( $P < 0,05$ ) mesmo quando controlada pelas

**FIGURA 4. Estados com excesso absoluto da taxa de mortalidade por causas específicas em menores de 5 anos em relação ao valor nacional, Brasil, 1999<sup>a,b</sup>**



<sup>a</sup> Taxa por 10 000 habitantes. Taxa nacional para doenças diarreicas: 4,5 por 10 000 crianças; para doenças respiratórias: 18,7 por 10 000 crianças.

<sup>b</sup> AC = Acre; AL = Alagoas; AM = Amazonas; AP = Amapá; BA = Bahia; CE = Ceará; DF = Distrito Federal; ES = Espírito Santo; GO = Goiás; MA = Maranhão; MG = Minas Gerais; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PA = Pará; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; PI = Piauí; PR = Paraná; RJ = Rio de Janeiro; RS = Rio Grande do Sul; RN = Rio Grande do Norte; RO = Rondônia; RR = Roraima; SC = Santa Catarina; SE = Sergipe; SP = São Paulo; TO = Tocantins.

demais variáveis de nível socioeconômico e demográficas estudadas.

Perfil diferente foi observado para as associações envolvendo a TMI. Surpreendentemente, o risco de óbito por acidentes de trânsito não apresentou associação estatisticamente significativa e independente com o grau de urbanização. Uma associação bruta inicialmente significativa ( $P < 0,05$ ) entre TMI e grau de urbanização desapareceu após ajuste para taxa de pobreza ou taxa de alfabetização ou taxa de crescimento populacional. Os resultados da análise de regressão linear multivariada indicam que os estados com menores taxas de pobreza ( $P < 0,001$ ), com populações menos alfabetizadas ( $P = 0,005$ ) e que tiveram maiores taxas de crescimento populacional no período de 1991 a

2000 ( $P = 0,016$ ) tenderam a apresentar TMI maior (tabela 3). Para essa análise, o Estado de Roraima foi excluído por apresentar um valor extremo para o indicador (*outlier*), com impacto excessivo sobre a análise.

## DISCUSSÃO

No presente trabalho, observa-se que as desigualdades em saúde no Brasil se expressam sob diferentes aspectos, incluindo diferenciais na expectativa de vida ao nascer e no risco de morrer por diferentes causas e faixas de idade. De maneira geral, houve, entre 1991 e 1999, um incremento na expectativa de vida ao nascer, especialmente das mulheres. Em quase todas as regiões brasileiras houve redução dos diferenciais entre estados quanto a esse indicador, tanto

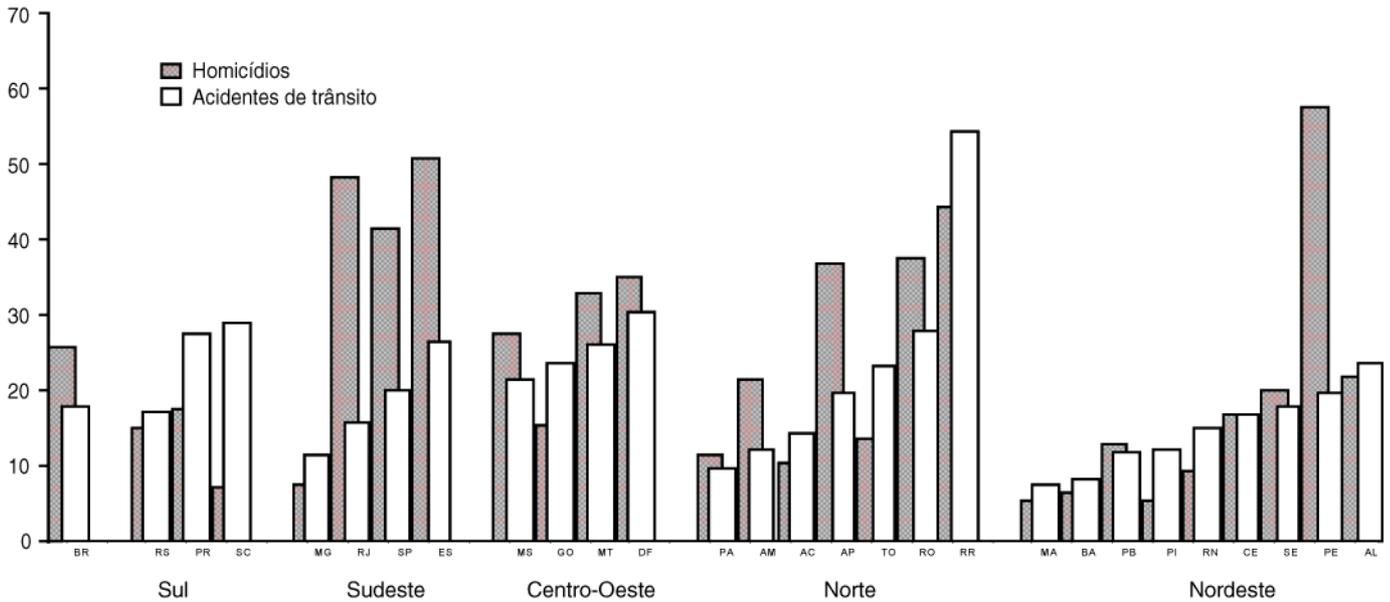
para a população feminina, como para a masculina. A expectativa de vida ao nascer é profundamente afetada por transformações relacionadas à urbanização e ao aumento da escolarização da população. Se por um lado os resultados de melhora deste indicador no presente estudo apontam possivelmente para um maior acesso a bens e serviços, por outro lado sinalizam novas demandas para o sistema de saúde, como as relacionadas ao envelhecimento da população e aos novos padrões de uso dos serviços de saúde.

Obviamente, um dos componentes que contribuiu para o incremento da expectativa de vida ao nascer, mais acentuadamente no Norte e no Nordeste, foi a redução das taxas de mortalidade das populações mais jovens, em especial a queda de 28% da mortalidade infantil no período estudado. Porém, é importante notar que ainda persistem grandes desigualdades entre estados e regiões brasileiras em termos da mortalidade de grupos jovens, em especial mortalidade infantil, mortalidade por doenças diarreicas agudas entre menores de 5 anos de idade e mortalidade por causas externas.

A mortalidade infantil e da criança no Brasil apresenta marcada desigualdade entre as regiões brasileiras, em concordância com o gradiente socioeconômico apresentado pelas mesmas. A magnitude dessa desigualdade é exemplificada pelo risco quatro vezes maior de morte no 1º ano de vida em Alagoas quando comparado ao Rio Grande do Sul. Tal observação é consistente com estudo realizado anteriormente (14), onde foram comparados 20 países das Américas. Os autores descrevem que o Brasil apresenta uma das maiores razões de taxas (risco relativo) para a TMI entre suas unidades federadas. Dentre os 20 países observados, o padrão de desigualdade do Brasil é superado apenas pela Colômbia, Venezuela, Costa Rica e Peru (14).

Os achados do presente estudo reiteram a associação entre o risco de morte precoce e as características

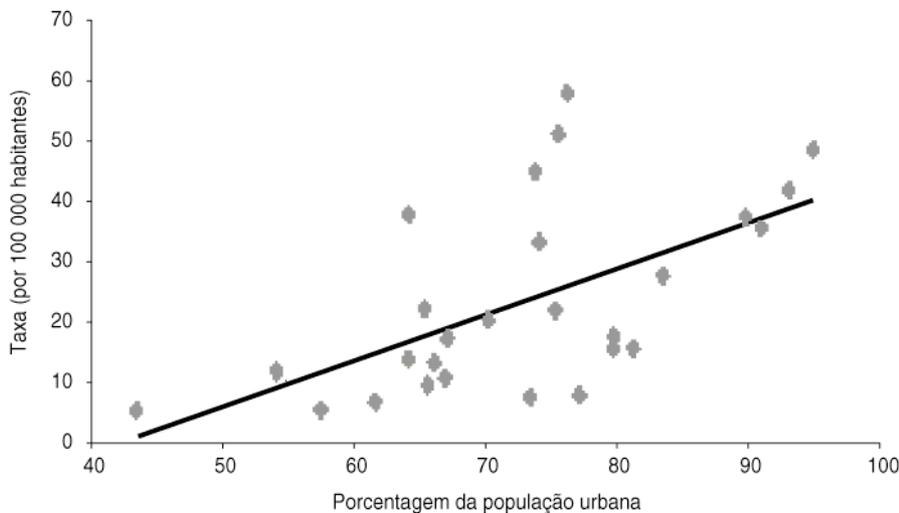
**FIGURA 5. Taxas de mortalidade por acidentes de trânsito e homicídio (por 100 000 habitantes) padronizadas por sexo e idade em estados brasileiros, 1999<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Taxa por 100 000 habitantes.

<sup>b</sup> AC = Acre; AL = Alagoas; AM = Amazonas; AP = Amapá; BA = Bahia; BR = Brasil; CE = Ceará; DF = Distrito Federal; ES = Espírito Santo; GO = Goiás; MA = Maranhão; MG = Minas Gerais; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PA = Pará; PB = Paraíba; PE = Pernambuco; PI = Piauí; PR = Paraná; RJ = Rio de Janeiro; RS = Rio Grande do Sul; RN = Rio Grande do Norte; RO = Rondônia; RR = Roraima; SC = Santa Catarina; SE = Sergipe; SP = São Paulo; TO = Tocantins.

**FIGURA 6. Correlação entre a taxa de mortalidade por homicídio, padronizada por sexo e idade, e o grau de urbanização em estados brasileiros, 1999<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Correlação de Pearson:  $r = 0,59$ .

socioeconômicas do lugar de residência, já descrita na literatura (14, 15). Além disso, esses resultados oferecem evidências da dualidade de um Brasil com padrão de exposição a

riscos semelhante ao dos países desenvolvidos e de um Brasil onde ainda prevalece a exposição aos riscos típicos de países menos desenvolvidos (10, 16, 17).

Nesse sentido, é interessante discutir mais detalhadamente os achados referentes às desigualdades quanto às causas de óbito das crianças menores de 5 anos de idade. No Sul e Sudeste é esperada uma maior exposição aos fatores de risco para as doenças respiratórias, tais como aqueles relacionados ao clima, poluição urbana e aglomeração. Além disso, em função das maiores coberturas dos serviços de saneamento básico, maior acesso aos serviços de saúde e melhores condições nutricionais, entre outros fatores, as crianças do Sul e Sudeste estão menos expostas aos fatores de risco para mortalidade por doenças diarreicas.

Por outro lado, no Norte e Nordeste, o risco de morte precoce por doenças diarreicas é maior do que nas demais regiões, e certamente se potencializa especialmente entre as crianças de menor nível socioeconômico. É possível que esse fato apresente uma tendência a não permitir a identificação de outras causas de mortalidade nesse grupo etário, configurando o que se

**TABELA 3. Regressão linear entre a taxa de mortalidade por acidentes de trânsito e variáveis ecologicamente associadas, estados brasileiros, 1999<sup>a,b</sup>**

Variável <sup>c</sup>	Coefficiente (b)	P
Taxa de alfabetização	-1,16	0,005
Taxa de pobreza	-0,93	<0,001
Taxa de crescimento populacional <sup>d</sup>	3,10	0,016
Constante	141,87	—

<sup>a</sup> Taxa de mortalidade por acidentes de trânsito por 100 000 habitantes, padronizada por sexo e idade.

<sup>b</sup> Modelo:  $R^2 = 0,54$ ;  $P = 0,0006$ ;  $n = 26$  estados. O Estado de Roraima foi excluído desta análise.

<sup>c</sup> As variáveis taxa de urbanização e taxa de escolaridade da população adulta não apresentaram significância estatística.

<sup>d</sup> Porcentagem de incremento no período de 1991 a 2002.

conhece como “causa competitiva de mortalidade”. Não obstante, observa-se que os “sobreviventes” também estarão submetidos a taxas importantes de mortalidade por doenças respiratórias, ainda que mais baixas do que as do Sul e Sudeste. Essas observações são indícios da justaposição de “doenças do atraso” e “doenças do desenvolvimento” no Brasil, especialmente nos grupos mais suscetíveis. Além disso, é de esperar que o fenômeno da justaposição se repita também internamente em estados e municípios do país.

Quanto à mortalidade por homicídio, o processo de ocupação dos espaços urbanos no Brasil parece estar associado a um aumento do risco de morte por essa causa básica. No debate sobre seus determinantes, uma possibilidade que não deve ser esquecida é a de que as próprias

desigualdades sociais intra-urbanas possam forte associação com violência nos grandes aglomerados urbanos.

Entretanto, quanto aos acidentes de trânsito, os maiores riscos de morte parecem estar associados com menor escolaridade e maior renda da população residente e maior rapidez do processo de crescimento dos espaços urbanos. É possível supor que o rápido crescimento populacional, aliado ao grande número de automóveis *per capita*, estimulado por maiores níveis de renda, e a baixa escolaridade da população diminuam a capacidade de ordenação urbana, gerando um ambiente propício aos acidentes de trânsito. A letalidade desses acidentes, por sua vez, poderia ser influenciada pela severidade do acidente — relacionada à velocidade, ao alcoolismo, às condições das vias de transporte, entre outros fatores — e pela baixa capacidade dos serviços de saúde em atender adequadamente os acidentados. Resultados semelhantes foram descritos por Van Beeck et al. em países industrializados no período de 1962 a 1990 (18). Esses autores também descrevem uma associação inicialmente positiva entre níveis de prosperidade e mortalidade por acidentes de trânsito nos anos 1960. No entanto, observam que, a longo prazo, a associação se inverte, passando a ser negativa, com a prosperidade assumindo, então, papel protetor. Os autores argumentam também que o desenvolvimento

econômico pode, inicialmente, levar a um crescente número de óbitos por acidentes de trânsito devido ao crescimento do número de veículos a motor e ao tempo ter sido insuficiente para que se estabeleçam mecanismos de adaptação a esse crescimento (18). Hipótese semelhante pode ser gerada para o Brasil a partir do presente estudo.

Em estudo anterior foi descrita a fragilidade da cobertura e qualidade dos sistemas de informação em saúde que serviram de base para este estudo (10). Em especial, foi descrita certa debilidade das informações de saúde para o ano de 1999 nos estados do Acre, Alagoas, Bahia, Maranhão, Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte (10). A fragilidade da informação em saúde em alguns estados do Brasil se constitui em limitação metodológica do presente estudo, uma vez que estados com piores notificações e menos organizados em sua capacidade de vigilância epidemiológica tendem a notificar taxas subestimadas de determinados eventos. Tal fato poderia gerar valores subestimados das desigualdades entre os estados e regiões brasileiras. No presente estudo, quando disponíveis, foram usados valores estimados para corrigir esse efeito, como no caso das taxas de mortalidade infantil e da expectativa de vida ao nascer. No entanto, para as demais análises, é de se supor que as desigualdades aqui discutidas podem ser ainda maiores do que as descritas.

## REFERÊNCIAS

1. Kunst AE, Mackenbach JP. Measuring socioeconomic inequalities in health. Copenhagen: World Health Organization Regional Office for Europe; 1994.
2. Kawashi I, Subramanian SV, Almeida Filho N. A glossary for health inequalities. *J Epidemiol Community Health* 2002;56(9):647-652.
3. Raphael D. Health inequities in the United States: prospects and solutions. *J Public Health Policy* 2000;21(4):394-427.
4. Kawashi I, Kennedy BP, Lochner K, Prothrow-Stith D. Social capital, income inequality, and mortality. *Am J Public Health* 1997; 87(9):1491-1498.
5. Nunes A, Silva Santos JR, Barata RB, Vianna SM. Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde/ Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2001.
6. Almeida-Filho N. Desigualdades de salud en función de las condiciones de vida: análisis de la producción científica en América Latina y Caribe. Washington, DC: Organización Pan-americana de la Salud, Coordinación de Investigaciones, División de Salud y Desarrollo Humano; 1999. (Proyecto ELAC 1991).
7. IBGE. Projeção da população da Região Centro-Oeste e Tocantins: 1997-2020. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística/Companhia de Desenvolvimento do Planalto Central/United Nations Population Fund; 1997. Anotações Demográficas nº 12. Projeto UNFPA/BRASIL (BRA/98/PO8): Sistema Integrado de Projeções e Estimativas Populacionais e Indicadores Socioeconômicos.
8. Rede Interagencial de Informações para a saúde. Indicadores e dados básicos para a saúde. Brasília: Ministério da Saúde; 2001. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2001/matriz.htm>. Acessado em outubro de 2002.
9. Rede Interagencial de Informações para a saúde. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002.

Disponível em: <http://www.opas.org.br/publicacoes2.cfm?codigo=59>. Acessado em outubro de 2002.

10. Duarte EC, Schneider MC, Paes-Souza R, Ramalho WM, Sardinha LMV, Silva Junior JB, et al. Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. Edição revisada. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde e Fundação Nacional da Saúde; 2002.
11. Kleimbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied regression analysis and other multivariable analysis. Boston: PWS-Kent Publishing; 1988.
12. StataCorp. Stata Statistical Software: Release 7.0. College Station, TX: Stata Corporation; 2001.
13. World Health Organization. Declaration of Alma-Ata: international conference on

primary health care. WHO Chronicle 1978; 32(11):428-30.

14. Pan American Health Organization. Inequalities in infant mortality in the American Region: basic elements for analysis. Epidemiological Bulletin 2001;22(2). Disponível em: [http://www.paho.org/English/SHA/be\\_v22n2-cover.htm](http://www.paho.org/English/SHA/be_v22n2-cover.htm). Acessado em outubro de 2002.
15. Mosley W, Chen L. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. Population Dev Rev 1984;10 (Suppl):25-45.
16. Barreto M, Carmo E. Mudanças em padrões de morbimortalidade: conceitos e métodos. Em: Monteiro C, ed. Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças. São Paulo: HUCITEC/NUPENS/USP; 1995. Pp. 17-30.

17. Paes-Sousa R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. Cad Saude Publica 2002;18(5):1411-1421.

18. Van Beeck EF, Borsboom GJ, Mackenbach JP. Economic development and traffic accident mortality in the industrialized world, 1962-1990. Int J Epidemiol 2000;29(3):503-509.

Manuscripto recebido em 8 de fevereiro de 2002. Aceito em versão revisada em 11 de outubro de 2002.

## ABSTRACT

### Life expectancy at birth and mortality in Brazil, 1999: exploratory analysis of regional differences

**Objective.** To analyze the inequalities found using health indicators in the states and regions of Brazil, according to 1999 socioeconomic and demographic indicators.

**Methods.** An exploratory ecological cross-sectional study was carried out. The units of analysis were Brazilian states ( $n = 27$ ) and regions ( $n = 5$ ). Descriptive measures of inequality were calculated. Pearson's correlation and also linear regression analysis were used to identify associations between health indicators and selected socioeconomic and demographic indicators. The health indicators analyzed were: life expectancy at birth, infant mortality rate, mortality rate for children < 5 years due to acute diarrheal diseases and to acute respiratory infections, and deaths due to homicides and traffic accidents.

**Results.** Important gains were seen in life expectancy at birth over the 1991-1999 period, especially for males. There was a trend towards larger gains in states that had had lower life expectancy at birth in 1991, which produced greater homogeneity across Brazil in this indicator in recent years. The infant mortality rate decreased by 28% between 1991 and 1999. However, this indicator still varies widely among the regions—from 52.5 per 1 000 live births in the northeast to 17.1 per 1 000 in the south—and among states—from 64.0 per 1 000 in Alagoas to 15.1 per 1 000 in Rio Grande do Sul. With respect to children < 5 years, the mortality rate due to acute diarrheal diseases was equal to or higher than the national median (4.1 per 10 000) in all the northeastern states, and the mortality rate due to acute respiratory infections was equal to or higher than the national median (10.8 per 10 000) in all the southern, southeastern, and central-western states. The mortality rates (standardized by sex and age) due to traffic accidents and to homicides in 1999 were 17.7 and 26.0 per 100 000 inhabitants, respectively. Extreme values were found in some states for mortality due to homicide (57.8 per 100 000 in Pernambuco) and traffic accidents (54.5 per 100 000 in Roraima). The mortality rate due to homicide was strongly associated with urbanization ( $P = 0.001$ ). Higher mortality rates due to traffic accidents were associated with lower poverty levels ( $b = -0.93$ ;  $P < 0.001$ ), lower literacy rates ( $b = -1.16$ ;  $P = 0.005$ ), and larger population growth over the past decade ( $b = 3.10$ ;  $P = 0.016$ ).

**Conclusions.** The pattern of health inequality in Brazil indicates a polarization among regions and states as well as a juxtaposition of diseases associated with underdevelopment and diseases linked to development, suggesting the need for a health system that is committed to addressing these issues.