

## Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro

Income inequality and health:  
the case of Rio de Janeiro

Célia Landmann Szwarcwald <sup>1</sup>  
Francisco Inácio Bastos <sup>1</sup>  
Maria Angela Pires Esteves <sup>1</sup>  
Carla Lourenço Tavares de Andrade <sup>1</sup>  
Marina Silva Paez <sup>1</sup>  
Erika Vianna Medici <sup>1</sup>  
Mônica Derrico <sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Departamento de  
Informações em Saúde,  
Centro de Informação  
Científica e Tecnológica,  
Fundação Oswaldo Cruz,  
Av. Brasil 4365,  
Rio de Janeiro, RJ  
21045-900, Brasil.  
celia@malaria.procc.fiocruz.br

**Abstract** *This ecological analysis addresses the association between income inequality and health status in the municipality of Rio de Janeiro. Data were analyzed using geo-processing and multiple regression techniques. The following health indicators were used: infant mortality rate; standardized mortality rate; life expectancy at birth; and homicide rate among 15-29-year-old males. Patterns of income inequality were assessed through income distribution indicators: Gini index, Robin Hood index, and top 10%/bottom 40% average income ratio. The results indicate significant correlations between income distribution indicators and health indicators, providing additional empirical evidence of the association between health status and income inequality. For the homicide rate, the effect of the indicator "density of slum residents" was also relevant, suggesting that further deterioration in health standards may be due to social disruption of deprived communities and the resultant increase in criminal activity. The geo-epidemiological analysis presented here highlights the association between adverse health outcomes and residential concentration of poverty. Social policies focused on slum residents are needed to reduce the harmful effects of relative deprivation.*

**Key words** *Health Indicators; per capita Income; Geoprocessing; Epidemiology*

**Resumo** *Este estudo ecológico testa a associação entre desigualdade de renda e condições de saúde no Município do Rio de Janeiro. Utilizaram-se técnicas de geoprocessamento e de regressão múltipla, além do coeficiente de mortalidade infantil, da taxa de mortalidade padronizada por idade, da esperança de vida ao nascer e da taxa de homicídios. Os padrões de desigualdade de renda foram avaliados por meio do índice de Gini, do índice de Robin Hood e da razão da renda média entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres. Os resultados evidenciam correlações significativas dos indicadores de desigualdade de renda com todos os indicadores de saúde, demonstrando que as piores condições de saúde não podem ser dissociadas das disparidades de renda. Para os homicídios, a concentração de indivíduos residentes em favelas se mostrou relevante, sugerindo uma piora adicional das condições de saúde através da deterioração das interações comunitárias e do aumento da criminalidade. A análise geoepidemiológica aponta para o vínculo entre as piores condições de saúde e a concentração residencial de pobreza. Conclui-se que há necessidade urgente de se implementarem políticas compensatórias para amenizar os efeitos danosos da desigualdade social.*

**Palavras-chave** *Indicadores de Saúde; Renda per capita; Geoprocessamento; Epidemiologia*

## Introdução

Classicamente, os estudos epidemiológicos têm procurado explicar as desigualdades na saúde da população segundo fatores sociais e econômicos tais como renda, ocupação, educação, habitação, ambiente ou, de maneira geral, as assim denominadas condições de vida. Consensualmente, estes estudos mostram que a saúde da população apresenta forte gradiente social que se reproduz nos mais diferentes países, independentemente da natureza, abrangência, eficácia e eficiência dos respectivos sistemas de saúde. Invariavelmente desfavorável aos grupos socialmente menos privilegiados, a falta de equidade social no âmbito da saúde manifesta-se tanto nos diferenciais encontrados nas taxas de morbi-mortalidade como no adocimento mais precoce das camadas menos favorecidas (Marmot et al., 1987).

É vasta a literatura que aborda os diferenciais na saúde como reflexo das desigualdades de uma sociedade. Um estudo internacionalmente conhecido, realizado na Grã-Bretanha, "The Black Report" (Townsend & Davidson, 1990), revelou grandes disparidades na situação de saúde, demonstrando que aqueles situados no limite inferior da escala social têm condições bem piores de saúde do que aqueles pertencentes aos estratos mais favorecidos.

Porém, se nos estudos epidemiológicos no nível individual as correlações encontradas para grande parte dos agravos de saúde e condições de vida são bastante claras e consistentes, não se pode dizer o mesmo a respeito dos estudos ecológicos. Neste contexto, são cada vez mais frequentes as evidências no sentido de que a associação entre renda e saúde não é uma relação direta. Em estudo envolvendo um grupo de países europeus, Wilkinson (1992a) demonstrou a não-linearidade da relação ecológica de dependência entre as duas variáveis, já que às diferenças no nível de renda entre os países não corresponderam, proporcionalmente, diferenças semelhantes nos indicadores de saúde por ele utilizados.

O relatório "The Health Divide", atualização dos dados do "The Black Report" para a década de 80, comprovou igualmente a ausência de uma relação direta entre renda e desigualdade na saúde no nível coletivo. Apesar da diminuição da pobreza absoluta, as diferenças nas condições de saúde entre os diferentes estratos sociais não só persistiram como até se agravaram (Townsend & Davidson, 1990).

Na mesma linha de pesquisa, Evans et al. (1994) descrevem vários exemplos encontrados na literatura tanto de "saúde sem riqueza" co-

mo de "riqueza sem saúde", isto é, sociedades que desfrutam de condições de saúde bem melhores do que as esperadas pelos seus níveis de renda e vice-versa, e sugere que outros fatores relacionados à complexidade da estrutura social podem influenciar mais profundamente a situação de saúde do que os índices de pobreza.

No Brasil, Leal & Szwarcwald (1997) detectaram uma ausência de correlação entre a mortalidade infantil, calculada para os municípios do Estado do Rio de Janeiro no ano de 1991, e um índice de condições sócio-econômicas, estimado com base em informações censitárias sobre educação, renda e abastecimento d'água. Apesar de inquestionável no nível individual, a ausência de associação significativa no nível ecológico apontou para outros mecanismos de explicação do padrão de distribuição espacial da mortalidade infantil encontrado.

Achados recentes mostram que pode ser bastante importante a inclusão de indicadores que considerem a distribuição da riqueza como característica de uma sociedade ou de um grupo. Estes estudos têm optado por enfatizar indicadores de renda relativa ao invés dos tradicionais indicadores de renda absoluta (Wilkinson, 1992a; Wilkinson, 1992b; Kaplan et al., 1996; Kennedy et al., 1996), enfatizando a relevância da pobreza relativa e a maneira como ela exclui pessoas, social e materialmente, das oportunidades proporcionadas pela sociedade.

A associação ecológica entre a concentração de renda e a situação de saúde foi demonstrada empiricamente em uma série de investigações internacionais, incluindo comparações entre países industrializados europeus (Wilkinson, 1992b) e entre estados dentro dos Estados Unidos (Kaplan et al., 1996; Kennedy et al., 1996; Kawachi & Kennedy, 1997a). Estes estudos relacionaram diferentes indicadores de desigualdade de renda a vários indicadores de saúde como a esperança de vida, a mortalidade infantil, as taxas de mortalidade geral e específica por causas selecionadas, a frequência de baixo peso ao nascer, as taxas de criminalidade, entre muitos outros. Os resultados indicaram, de forma consistente, melhores condições de saúde em sociedades com distribuição mais equilibrada de renda. No Brasil, vários trabalhos têm sugerido que o crescimento da violência é tributário, em grande parte, do aumento da concentração de renda que ocorreu nas últimas décadas (Minayo, 1994; Szwarcwald & Castilho, 1998). Entretanto, até o presente, não se dispõe de comprovações de natureza empírica desta hipótese no nosso meio.

Reconhecidamente, o Brasil apresenta, no mundo, um dos níveis mais elevados de con-

centração de renda. Adotando-se como medida de desigualdade a razão entre a renda média dos 10% mais ricos em relação à dos 40% mais pobres, para grande parte dos países este indicador tem valores inferiores a 10, enquanto, no Brasil, este parâmetro situa-se no patamar de 30 (Barros et al., 1995). Tomando-se como referencial a razão entre a renda média familiar *per capita* entre os dois últimos decis da distribuição de renda, este índice é menor que 1,5 nos Estados Unidos, Japão e Hungria, situa-se em torno de 2,3 no México e na Argentina enquanto no Brasil ultrapassa o valor de 3,0 (PNUD/Ipea, 1996). Segundo os dados do Banco Mundial (1994), o Brasil exibe a pior situação do seu grupo (países de renda média alta), com participações correspondentes ao primeiro e ao último quintil, respectivamente, mais baixa e mais alta do que quaisquer outros países em situação comparável.

Motivado pelo quadro de grave desigualdade da distribuição de renda apresentado pelo Brasil, este estudo tem como principal objetivo analisar quantitativamente a associação entre indicadores de distribuição de renda e alguns agravos de saúde. Tomou-se o Município do Rio de Janeiro como caso particular desta investigação, por ser este município cenário de elevadas taxas de criminalidade e extremas disparidades sociais.

## Material e métodos

Para este estudo, foram considerados dois conjuntos de indicadores, estimados para as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, tendo como ano-base de cálculo o ano censitário de 1991. O primeiro foi constituído por indicadores de saúde e o segundo por indicadores de distribuição de renda e outros indicadores sócio-demográficos.

Para a construção dos indicadores de saúde foram utilizadas as informações referentes a óbitos do Sub-Sistema de Informações sobre Mortalidade (MS, 1997) e as informações censitárias relativas à população da Fundação Instituto de Geografia e Estatística (FIBGE, 1994). Os indicadores sócio-econômicos foram elaborados valendo-se das informações relativas às características dos chefes de domicílio, fornecidas por setor censitário do Município do Rio de Janeiro pela FIBGE (1994), e agregadas por Região Administrativa (RA), menor unidade geográfica disponível para os dados de mortalidade.

Embora o Município do Rio de Janeiro fosse constituído em 1991 por 26 RAs, as informações de óbitos eram classificadas, até 1992, de

acordo com o endereço notificado do falecido, em apenas 24 RAs, o que fez com que tivéssemos que proceder a uma redistribuição dos dados censitários, descrita a seguir. As informações censitárias correspondentes à Região Administrativa da Pavuna (RA XXV) foram agregadas à de Anchieta (RA XXII), e as de Guaratiba (RA XXVI) à de Campo Grande (RA XVIII), considerando-se como objeto de análise o conjunto de 24 regiões administrativas assim formado.

A seguir, são apresentados todos os indicadores considerados no estudo.

### Indicadores de saúde

1) Coeficiente de mortalidade infantil – calculado como uma taxa média trienal, a partir dos óbitos em menores de um ano registrados nos anos de 1990, 1991 e 1992.

A estimação dos nascidos vivos por RA foi realizada em etapas. Estimou-se o número de nascidos vivos, corrigido pelo método de Brass (1975), para a totalidade do município, por meio das informações sobre fecundidade relativas ao ano de 1991 (FIBGE, 1994). A seguir, foram estimadas as freqüências relativas de nascidos vivos por RA, baseando-se nas informações do Sistema de Nascimentos (Sinasc) fornecidas pela Secretaria Municipal de Saúde, referentes ao ano de 1994 (primeiro ano com dados fidedignos). As estimativas por RA foram calculadas pela multiplicação de cada uma das freqüências percentuais pelo número total corrigido de nascidos vivos no Rio de Janeiro;

2) Taxa de mortalidade padronizada por idade – calculada com base nas taxas de mortalidade específicas por faixas quinquenais de idade, estimadas como médias trienais no período 1990-92. A população padrão foi a do Município do Rio de Janeiro;

3) Esperança de vida ao nascer – calculada por meio da construção da tábua de vida por RA, conforme a formulação de Frias & Rodrigues (1981), valendo-se das taxas centrais de mortalidade, idade e sexo, estimadas como médias trienais no período 1990-92. Foi calculada para cada sexo em separado como também para ambos os sexos;

4) Taxa de homicídios – calculada como a taxa média trienal no período 1990-92, para indivíduos do sexo masculino de 15 a 29 anos de idade. O número de óbitos compreende aqueles classificados segundo a 9ª Classificação Internacional de Doenças (CID) como “homicídios e lesões provocadas intencionalmente por outras pessoas” (CID E960-969). A transformação da raiz quadrada foi usada como estabilizadora da variância (Cressie, 1993).

Embora se saiba que há grande subnotificação dos homicídios no Município do Rio de Janeiro (Szwarcwald & Castilho, 1986), e a despeito do fato de outros autores terem proposto a utilização de indicadores distintos (Souza, 1994), utilizou-se neste trabalho o conjunto de óbitos classificados exclusivamente como homicídios (CID E960-969). Partiu-se do pressuposto de que a subenumeração é homogênea nas diferentes RAs, o que não afeta a hipótese de interesse. Os óbitos classificados como “lesões por arma de fogo, com intencionalidade ignorada” (CID E985-E986) acarretariam a inclusão de óbitos que podem ser auto-infligidos (suicídios) ou acidentalmente infligidos, que a literatura especializada não associa a indicadores de desigualdade de renda.

#### Indicadores de distribuição de renda

Os indicadores que se seguem foram construídos com os dados censitários contendo informações sobre a renda dos chefes de domicílio, classificadas em 16 classes de renda baseadas no valor do salário mínimo para 1991. Para cada uma das 16 classes, o número de chefes de domicílio e a renda média foram usados para calcular os decis da distribuição de renda por RA.

1) Índice de Gini – uma das medidas mais conhecidas do grau de concentração de renda, varia de zero a um, este último valor correspondendo à desigualdade máxima. É derivado por meio da curva de Lorenz, gráfico que representa os percentuais acumulados de renda por decis da população. O índice é estimado consoante as diferenças entre as áreas delimitadas pela curva de Lorenz, o eixo horizontal e a reta de 45° (Hammond & McCullagh, 1978);

2) Índice de Robin-Hood – esta medida de concentração de renda é assim denominada porque indica a proporção de renda que deveria ser retirada dos ricos e transferida para os pobres para que fosse alcançada uma distribuição equitativa de renda. Para o cálculo matemático, deve-se, primeiramente, obter as rendas percentuais relativas de cada decil em relação à renda total. O índice corresponde, então, à soma dos excessos em relação ao valor de 10%, em todos os decis de renda cuja renda relativa percentual ultrapassar 10% (Kennedy et al., 1996);

3) Razão da renda média entre os 10% mais ricos e os 40% mais pobres – este índice é frequentemente utilizado para a comparação internacional de níveis de desigualdade de renda, uma vez que esta medida é sensível às diferen-

ças entre os extremos da distribuição (PNUD/Ipea, 1996). É calculado dividindo-se a renda total do último decil pela renda total dos 40% mais pobres.

#### Outros indicadores sócio-demográficos

1) Taxa de analfabetismo – calculada como a proporção de chefes de domicílios sem instrução;

2) Índice de pobreza – calculado como a proporção de chefes de domicílio com rendimento mensal menor do que um salário mínimo;

3) Renda média – média de renda dos chefes de domicílios, fornecida por RA pela FIBGE (1994);

4) Densidade demográfica – calculada pelo número de habitantes por ha. A transformação logarítmica foi usada como estabilizadora da variância;

5) Densidade de população favelada – calculada através do número de habitantes residentes em setores censitários classificados como “aglomerados subnormais” (FIBGE, 1994) por ha. A transformação logarítmica foi usada como estabilizadora da variância.

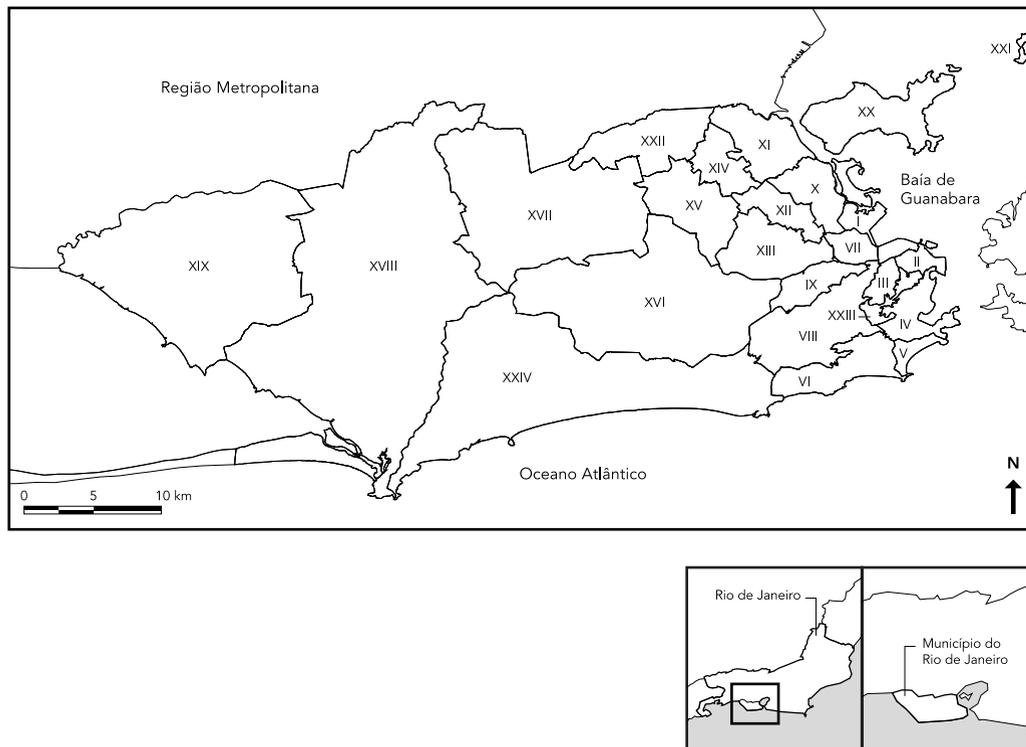
Para a análise estatística, foram utilizadas técnicas de regressão múltipla, por meio do *software* SPSS (1993). Os melhores preditores de cada indicador de saúde foram escolhidos por meio de procedimentos “stepwise”, sendo 5% o nível de significância para inclusão de variáveis e 10% para a sua exclusão.

Para analisar a configuração geográfica dos indicadores no Município do Rio de Janeiro, foram construídos mapas temáticos, usando o *software* MapInfo (1994). Com relação aos pontos de corte dos mapas procurou-se obedecer à divisão dos 33 centis e 67 centis, correspondendo a aproximadamente um terço das RAs reunidas em uma mesma faixa do mapa, procurando enfatizar os resultados pelo recurso de mapas de visualização. Inicialmente, as 24 RAs e seus respectivos números são apresentados na Figura 1.

Em uma etapa final, para uma melhor compreensão dos resultados obtidos, alguns indicadores sócio-demográficos foram estimados por RA, segundo a classificação do setor de residência, se favelado ou não favelado.

Figura 1

Localização das regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro.



Fonte: SIG-FIOCRUZ.

## Resultados

Na Tabela 1, estão apresentados todos os indicadores de distribuição de renda e indicadores sócio-demográficos utilizados neste estudo segundo as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro. Em relação à taxa de analfabetismo, destacam-se os elevados percentuais encontrados nas regiões de Ramos, Santa Cruz, Portuária, São Cristóvão e Inhaúma, ultrapassando o valor de 10%. Igualmente, são muito grandes os índices de pobreza. Em onze das 24 RAs, mais de 20% dos chefes de domicílio têm renda mensal menor do que um salário mínimo. Quanto à renda média, percebe-se uma enorme amplitude de variação, de 2,4 salários mínimos em Santa Cruz a 18,1 na Barra da Tijuca.

Pela observação dos três indicadores de concentração de renda, verifica-se que as distribuições mais equitativas de renda são encontradas para Copacabana, Barra da Tijuca e Botafogo. Estas regiões administrativas correspondem às áreas mais ricas da cidade, onde há

menor concentração de pobreza. Em contraste, na região Portuária e adjacências ao noroeste, são encontradas as maiores desigualdades de renda (Figura 2).

Os indicadores de saúde por RA estão expostos na Tabela 2. O coeficiente de mortalidade infantil varia de 8 por 1.000 nascidos vivos (NV), no Méier, a quase 40 por 1.000 NV em Inhaúma, o dobro da taxa estimada para o Município do Rio de Janeiro como um todo. Valores muito elevados, próximos de 30 por 1.000 NV, correspondem às regiões Portuária, Centro e Irajá.

Expressão da violência na cidade, as taxas de homicídios são extremamente altas em determinadas regiões administrativas. As taxas superiores a 200 por 100.000 habitantes concentram-se na região Portuária e nas áreas vizinhas ao noroeste, como pode ser visualizado na Figura 3. Valores intermediários são encontrados para as regiões administrativas da denominada Zona Oeste, fronteira aos municípios da região metropolitana do Estado do Rio de Janeiro. As menores taxas ocorrem nas re-

Tabela 1

Indicadores sócio-econômicos e demográficos segundo as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, 1991.

RA	Indicadores sócio-econômicos e demográficos							
	Taxa de analfabetismo (%)	Índice de pobreza (%)	Renda média (em salários mínimos)	Densidade demográfica (hab/ha)	Densidade de população favelada (hab/ha)	Índice de Gini	Índice de Robin-Hood	Razão de renda 10% mais ricos/40% mais pobres
I - Portuária	12,9	24,1	2,7	52,2	20,1	0,61	0,48	26,4
II - Centro	4,1	12,6	4,6	76,7	0,0	0,56	0,42	20,5
III - Rio Comprido	8,0	22,5	4,4	134,7	38,0	0,60	0,47	29,1
IV - Botafogo	2,4	5,1	12,2	161,5	8,6	0,43	0,32	10,3
V - Copacabana	2,6	2,6	12,3	310,5	15,8	0,43	0,32	10,0
VI - Lagoa	7,0	9,7	16,3	98,6	25,6	0,46	0,35	16,2
VII - São Cristóvão	10,3	26,0	3,1	107,7	46,6	0,61	0,48	28,6
VIII - Tijuca	3,6	5,8	10,1	45,7	6,2	0,47	0,35	12,7
IX - Vila Isabel	3,9	7,8	8,8	152,6	16,6	0,49	0,36	14,2
X - Ramos	13,6	23,8	2,9	157,5	70,9	0,62	0,49	28,8
XI - Penha	8,5	21,2	3,2	122,1	24,5	0,60	0,46	26,0
XII - Inhaúma	10,0	21,7	3,1	143,8	52,2	0,60	0,47	26,2
XIII - Méier	4,1	13,2	5,5	141,2	12,0	0,54	0,41	19,3
XIV - Irajá	5,1	15,2	4,2	135,4	16,2	0,57	0,43	21,7
XV - Madureira	6,6	19,8	3,5	121,4	12,5	0,58	0,44	23,9
XVI - Jacarepaguá	7,8	16,4	5,2	33,5	4,6	0,59	0,45	25,3
XVII - Bangu	9,0	22,1	3,0	48,7	6,1	0,61	0,48	27,4
XVIII - Campo Grande	10,0	23,7	3,1	13,7	0,8	0,62	0,47	29,8
XIX - Santa Cruz	11,1	27,1	2,4	15,5	1,0	0,63	0,51	32,3
XX - I. do Governador	6,8	12,2	6,2	46,7	11,5	0,55	0,42	21,2
XXI - I. de Paqueta	9,7	21,0	4,4	22,1	0,0	0,58	0,44	24,4
XXII - Anchieta	9,1	22,9	2,8	102,0	21,7	0,65	0,53	34,9
XXIII - Santa Teresa	7,2	12,1	5,1	78,2	15,6	0,60	0,46	26,1
XXIV - Barra da Tijuca	6,8	6,8	18,1	5,6	0,8	0,41	0,32	11,7
<b>Rio de Janeiro</b>	<b>7,3</b>	<b>15,9</b>	<b>6,8</b>	<b>43,7</b>	<b>7,0</b>	<b>0,61</b>	<b>0,47</b>	<b>29,3</b>

giões administrativas situadas no litoral, que possuem as melhores condições sócio-econômicas.

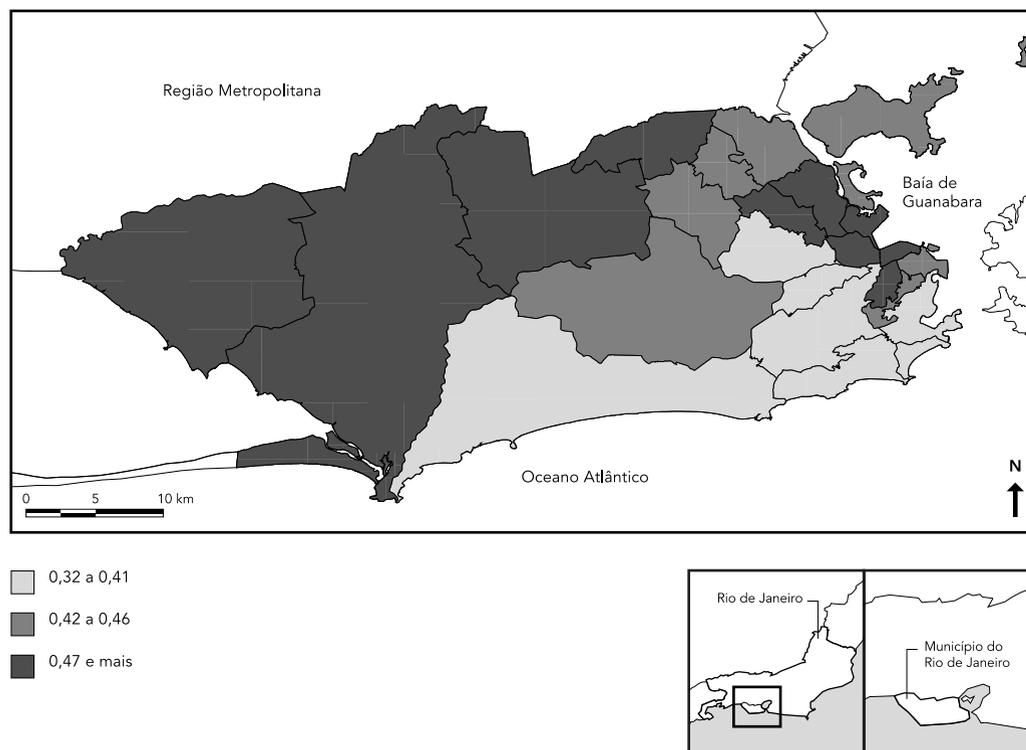
Refletindo também os efeitos da alta mortalidade entre os adolescentes e adultos jovens, os outros dois indicadores utilizados, a taxa de mortalidade padronizada por idade e a esperança de vida ao nascer exibem o mesmo comportamento espacial. As regiões Portuária, Centro, São Cristóvão, Rio Comprido, Irajá e Inhaúma apresentam as maiores taxas de mortalidade padronizadas por idade, superiores a 10 por 1.000 habitantes. Disparidades ainda maiores são encontrados para a esperança de vida ao nascer, sobretudo para o sexo masculino, nas diferentes regiões. Para regiões como Inhaúma, Centro, Portuária e São Cristóvão, a esperança de vida ao nascer entre os homens é inferior a 58 anos. Em Inhaúma, a diferença chega a ser superior a 9 anos frente à estimada para a totalidade do Município do Rio de Janeiro.

A matriz de correlações entre os indicadores de saúde e os indicadores de desigualdade de renda está apresentada na Tabela 3. Constatase, primeiramente, que todos os indicadores de concentração de renda são forte e significativamente correlacionados entre si. Adicionalmente, a hipótese de associação entre a situação de saúde e a desigualdade de renda é plenamente confirmada. Todos os indicadores de saúde se mostram significativamente correlacionados a todos os indicadores de desigualdade de renda. Os sinais das correlações (negativo apenas para a esperança de vida ao nascer) mostram que quanto maior a desigualdade de renda, pior é a situação de saúde. Observa-se ainda que o indicador de saúde mais correlacionado às disparidades na distribuição de renda é a taxa de homicídios seguida da esperança de vida ao nascer.

A análise dos resultados dos procedimentos *stepwise* de regressão múltipla, consideran-

Figura 2

Distribuição do indicador de Robin-Hood segundo as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, 1991.



Fonte: dados primários da FIBGE, 1994.

do como variável resposta cada indicador de saúde e como variáveis independentes o conjunto de indicadores de distribuição de renda e os indicadores sócio-demográficos, pode ser realizada com base nos dados dispostos na Tabela 4. Exceção feita à mortalidade infantil, para todos os indicadores de saúde, a variável mais fortemente correlacionada à variável resposta é o indicador de concentração de renda “Índice de Robin-Hood”. Estes achados corroboram os anteriores no sentido de que quanto maior a concentração de renda mais adversa é a situação de saúde.

Com relação à esperança de vida ao nascer e à taxa de mortalidade padronizada, após a inclusão do Índice de Robin-Hood nos modelos de regressão, nenhuma das demais variáveis independentes consideradas mostrou correlação parcial estatisticamente diferente de zero. Já para a taxa de homicídios, a densidade de população favelada demonstrou efeito parcial significativo. Ou seja, para os homicídios, além da desigualdade de renda, a concentração de indivíduos residentes em favelas é também fa-

tor preponderante. Já com relação ao coeficiente de mortalidade infantil, somente a renda média se mostrou importante.

A Figura 3 mostra que as áreas com maior densidade de moradores em aglomerados subnormais se situam exatamente no mesmo setor da cidade que apresenta as piores condições de saúde. Estes resultados indicam que a correlação estabelecida entre a situação de saúde e desigualdade de renda no Município do Rio de Janeiro é decorrente da alta concentração residencial de pobreza em certas áreas da cidade, o que provoca desequilíbrios nas correspondentes distribuições de renda.

Comparando-se as condições de vida da população favelada com a não favelada, grandes contrastes podem ser percebidos (Tabela 5). Qualquer que seja a região administrativa sob análise, as piores condições sócio-econômicas são encontradas para a população residente em favelas. Merecem atenção especial as diferenças em relação aos indicadores de pobreza, particularmente nas 6 regiões administrativas que detêm as piores condições de saúde. Por exem-

Tabela 2

Indicadores de saúde segundo as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, 1991.

RA	Indicadores de saúde			Esperança de vida		
	Taxa de homicídios	Taxa padronizada de mortalidade	Coefficiente de mortalidade infantil	Total	Sexo masculino	Sexo feminino
I - Portuária	288,3	11,3	29,4	63,0	56,9	70,1
II - Centro	155,9	11,1	30,3	62,0	55,2	70,3
III - Rio Comprido	273,8	11,3	24,0	63,2	57,6	69,6
IV - Botafogo	50,0	5,6	15,4	73,5	69,0	77,3
V - Copacabana	48,2	6,4	18,2	71,4	65,5	76,5
VI - Lagoa	76,6	6,0	16,0	72,9	68,3	77,4
VII - São Cristóvão	170,9	10,7	22,1	64,0	58,6	69,8
VIII - Tijuca	113,8	7,4	19,1	70,2	65,1	74,8
IX - Vila Isabel	93,4	6,3	22,0	71,6	66,8	75,9
X - Ramos	194,9	9,9	22,0	65,8	60,5	71,4
XI - Penha	212,7	8,5	22,3	67,4	62,2	72,8
XII - Inhaúma	261,2	17,8	38,9	58,3	52,8	64,4
XIII - Méier	57,5	3,2	8,3	79,0	75,6	81,9
XIV - Irajá	227,6	11,3	28,7	63,5	58,3	68,8
XV - Madureira	124,2	7,5	21,6	69,4	64,4	74,3
XVI - Jacarepaguá	126,7	8,9	18,0	67,9	63,5	72,4
XVII - Bangu	174,4	9,1	23,3	66,6	62,1	71,4
XVIII - Campo Grande	123,1	8,8	21,1	67,3	62,8	72,2
XIX - Santa Cruz	155,6	9,3	25,8	66,1	61,6	71,0
XX - I. do Governador	105,6	7,4	17,7	69,9	65,5	74,6
XXI - I. de Paqueta	0,0	6,4	8,8	72,2	68,3	76,1
XXII - Anchieta	387,0	9,3	23,4	66,4	61,7	71,3
XXIII - Santa Teresa	107,0	8,7	18,7	68,1	63,6	72,6
XXIV - Barra da Tijuca	37,8	6,7	14,4	72,2	68,1	76,9
<b>Rio de Janeiro</b>	<b>163,1</b>	<b>8,6</b>	<b>21,7</b>	<b>68,1</b>	<b>63,0</b>	<b>73,2</b>

plo, nos setores favelados situados na região administrativa Rio Comprido, 46,5% dos chefes de domicílio têm rendimento mensal menor do que um salário mínimo. Em contraste, entre os residentes de setores não favelados da mesma RA, apenas 15,0% dos chefes de domicílio estão situados abaixo do índice de pobreza.

### Discussão

Ao comprovar empiricamente a hipótese de que a situação de saúde está associada à desigualdade de renda no Município do Rio de Janeiro, este trabalho traz vários aspectos para discussão. Há que ressaltar a limitação do presente trabalho ao tomar as RAs como escala geográfica de análise. Levando em conta a natureza político-administrativa da divisão por RAs, novas análises deverão reavaliar a questão utilizando diferentes níveis de agregação geográfica, sobretudo pelas reconhecidas dispari-

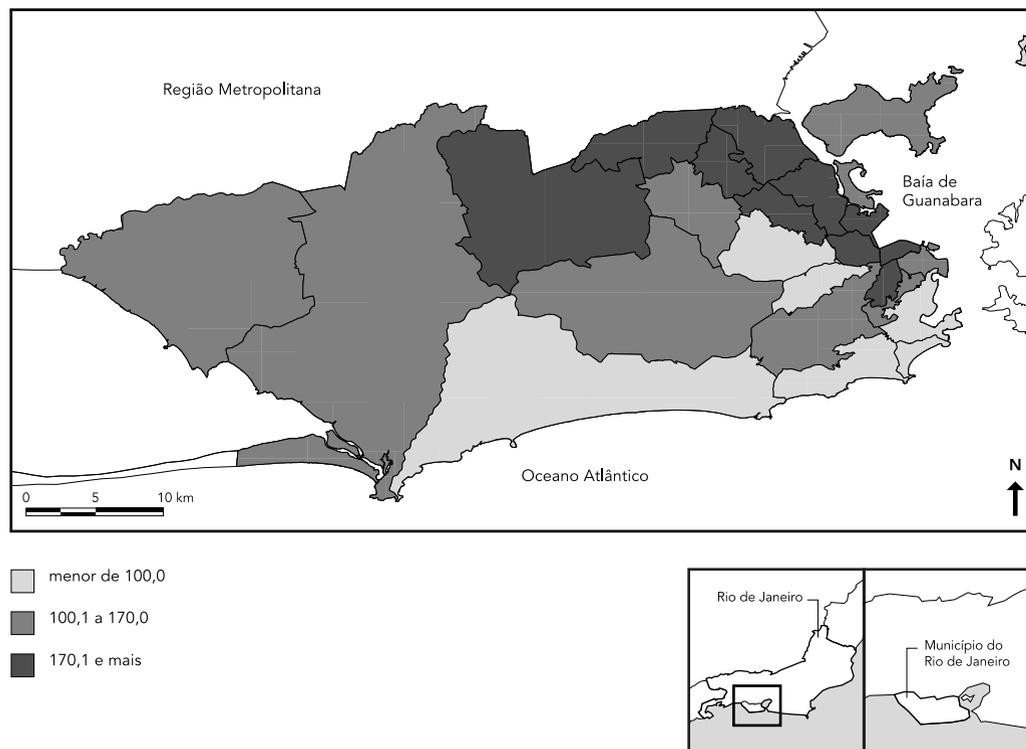
dades de renda que ocorrem no Brasil atualmente (PNUD/Ipea, 1996).

A associação entre condições de saúde e a desigualdade de renda aqui encontrada evidencia a importância da pobreza relativa e os efeitos da privação social e material de grande parte da nossa população.

No presente trabalho, todos os indicadores de concentração de renda mostraram-se altamente correlacionados entre si e significativamente correlacionados aos indicadores de saúde. Sendo assim, conforme observado anteriormente por Kawachi & Kennedy (1997b), a escolha do índice de concentração de renda não altera fundamentalmente os resultados. No que se refere aos indicadores de saúde, a taxa de homicídios foi o indicador mais correlacionado aos níveis de desigualdade de renda, demonstrando que a questão da violência urbana entre os jovens brasileiros não pode ser dissociada da aguda disparidade presente na nossa sociedade.

Figura 3

Distribuição da taxa de homicídios entre indivíduos do sexo masculino de 15-29 anos segundo as regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, 1991.



Fonte: dados primários do SIM/MS, 1997 e FIBGE, 1994.

A mortalidade infantil foi o indicador menos correlacionado aos níveis de desigualdade de renda. Tal achado, abordado com maior detalhe em trabalhos anteriores (Leal & Szwarcwald, 1996), parece secundário ao fato de que o componente dominante da mortalidade infantil no município é a mortalidade neonatal, associada principalmente à atenção ao parto e à assistência ao recém-nato do que à desigualdade de renda *stricto sensu*.

Entre os fatores explicativos da associação entre concentração de renda e situação de saúde, sobressai a falta de investimento em políticas sociais (Kaplan et al., 1996; Smith, 1996; Kawachi & Kennedy, 1997a). Acredita-se que sociedades com grande nível de concentração de renda são as que menos investem em programas sociais, resultando em educação pública e assistência médica insuficientes, habitação inadequada e capacitação profissional deficiente. Neste contexto, as condições de saúde estariam refletindo as desigualdades de acesso aos serviços coletivos necessários ao bem-estar social.

Uma vertente explicativa complementar entende que a desigualdade de renda tem efeitos sobre a qualidade de vida, aumentando a frustração, o *stress*, fomentando rupturas sociais e familiares, o que implica deterioração adicional das condições de saúde, através da dinâmica auto e hetero-destrutiva de fenômenos sociais complexos, em interação permanente com o quadro específico da saúde, como o crescimento das taxas de criminalidade e do abuso do álcool e de drogas ilícitas, e a disseminação do HIV e outras doenças de transmissão sexual (Wallace et al., 1996).

Recentemente, Kawachi et al. (1997) mostram que sociedades com grandes desequilíbrios na distribuição de renda tendem a ser menos coesas. Foi evidenciado que indivíduos residentes em estados americanos com maior heterogeneidade na distribuição de renda julgam seu ambiente social como menos confiável, mais injusto e hostil. Uma possível interpretação destes achados empíricos é que a coesão social dentro das comunidades se deterio-

Tabela 3

Coeficientes de correlação entre os indicadores. Regiões administrativas do Município do Rio de Janeiro, 1991.

Indicadores	Coef. de mortalidade infantil	Esperança de vida	Taxa de homicídios	Taxa padronizada de mortalidade	Coef. de Gini	R. 10% mais ricos/40% mais pobres	Índice de Robin-Hood	Dens. de população favelada	Dens. demográfica	Taxa de analfabetismo	Índice de pobreza	Renda média
Coef. de mortalidade infantil	1,00	-0,91**	0,77**	0,90**	0,43*	0,39	0,44*	0,26	0,20	0,31	0,40	-0,46*
Esperança de vida	-0,91**	1,00	-0,74**	-0,96**	-0,60**	-0,58**	-0,61**	-0,22	-0,07	-0,51*	-0,57**	0,57*
Taxa de homicídios	0,77**	-0,74**	1,00	0,68**	0,60**	0,60**	0,64**	0,49*	0,27	0,40*	0,53**	-0,55*
Taxa padronizada de mortalidade	0,90**	-0,96**	0,68**	1,00	0,54**	0,52**	0,55**	0,27	0,09	0,49*	0,53**	-0,51*
Coeficiente de Gini	0,43*	-0,60**	0,61**	0,54**	1,00	0,97**	0,99**	0,15	-0,03	0,73**	0,91**	-0,94**
R. 10% mais ricos/40% mais pobres	0,39	-0,58**	0,60**	0,52**	0,97**	1,00	0,99**	0,12	-0,13	0,79**	0,93**	-0,84**
Índice de Robin-Hood	0,44*	-0,61**	0,64**	0,55**	0,99**	0,99**	1,00	0,15	-0,08	0,78**	0,93**	-0,90**
Densidade de população favelada	0,26	-0,22	0,49*	0,28	0,15	0,12	0,15	1,00	0,79**	0,12	0,11	-0,15
Densidade demográfica	0,20	-0,07	0,27	0,09	-0,03	-0,13	-0,08	0,79**	1,00	-0,31*	-0,15	-0,11
Taxa de analfabetismo	0,31	-0,51*	0,40*	0,49*	0,73**	0,79**	0,78**	0,12	-0,31	1,00	0,86**	-0,56**
Índice de pobreza	0,40	-0,57**	0,53**	0,53**	0,91**	0,93**	0,93**	0,11	-0,15	0,86**	1,00	-0,82
Renda média	-0,46*	0,57**	-0,55**	-0,51*	-0,94**	-0,84**	-0,89**	-0,15	-0,11	-0,56**	-0,82**	1,000

\* Significativo no nível de 1%

\*\* Significativo no nível de 5%

ra à medida que aumenta o nível de privação relativa, medido não em relação à própria comunidade mas comparativamente aos padrões da sociedade como um todo (Wilkinson, 1997).

A análise geográfica e ecológica do presente trabalho mostra, de maneira nítida, o estreito vínculo entre piores condições de saúde e concentração residencial de pobreza. É nas áreas com maior concentração de comunidades carentes, que ocorrem os maiores coeficientes de mortalidade infantil e geral, os níveis mais baixos de expectativa de vida e as mais elevadas taxas de violência.

Conforme discutido por Kawachi & Kennedy (1997a), a acentuação da desigualdade na distribuição de renda de vários países foi acompanhada por um importante crescimento na concentração residencial da pobreza. No caso

particular brasileiro, nas últimas duas décadas, houve uma expansão relevante de comunidades faveladas nas grandes metrópoles (Rodrigues, 1994). No Rio de Janeiro, a população residente em favelas expandiu-se aceleradamente, concentrando-se em área vizinhas à região Portuária (Corrêa, 1996).

O fato da pobreza estar concentrada geograficamente tem profundas implicações para a natureza da vida social. Em primeiro lugar, é preciso ver que se a pobreza está concentrada espacialmente, qualquer coisa relacionada à pobreza também o será. Conseqüentemente, à medida que a pobreza aumenta em uma área particular da cidade, ali crescerão a criminalidade, a mortalidade infantil, o abuso de drogas, o alcoolismo, e as doenças de uma forma geral (Massey, 1996). Adicionalmente, os moradores

de comunidades carentes têm de se haver com as conseqüências sociais de morar em um ambiente onde a maioria dos seus vizinhos são igualmente pobres, padecem de males semelhantes e têm as mesmas demandas por serviços de natureza diversa, o que gera efeitos ampliados sobre a comunidade enquanto conjunto de redes de interação social (Wallace, 1993).

Para o Município do Rio de Janeiro, constatou-se, através de análise multivariada para a taxa de homicídios, um efeito significativo do indicador "densidade de população residente em favelas" sobre o excesso de homicídios. Este achado indica a influência do ambiente (da favela neste caso) em que os jovens se socializam sobre a sua exposição à violência e sua eventual inserção nos circuitos de criminalidade.

Reconhecidamente, o crescimento dos homicídios nas favelas do Rio de Janeiro está relacionado ao aumento da criminalidade secundária à expansão do narcotráfico. Sob um prisma complementar, o aumento das mortes por violência pode ser examinado como um reflexo da vulnerabilidade dos jovens carentes ao engajamento na atividade criminal. Em decorrência da falta de integração social, da hostilidade crescente em relação aos mais ricos (e a discriminação em sentido oposto, correspondente) e da incapacidade de inserção no mercado de trabalho, os adolescentes e adultos jovens são facilmente seduzidos pelas ofertas de dinheiro fácil e posições de liderança trazidas pelo crime organizado (Minayo, 1994). Acabam por se envolver em disputas pelo controle dos pontos de tráfico, em assaltos e seqüestros, e, na sua maioria, morrem muito jovens (Zaluar et al., 1994).

A mortalidade precoce entre os jovens carentes já produz seqüelas relevantes nas tábuas de vida do Município do Rio de Janeiro. A magnitude do problema é melhor dimensionada quando se constata que em certas áreas da cidade a esperança de vida ao nascer entre os indivíduos do sexo masculino é de 8 a 10 anos menor do que a estimada para o Brasil como um todo.

As relações aqui estabelecidas entre as condições de saúde e as divisões residenciais do município da capital constituem um claro exemplo da interação entre os processos sociais que se desenvolvem na cidade e a forma pela qual o espaço se estrutura (Abreu, 1988).

A situação de penúria nas comunidades faveladas caracterizada no presente estudo reflete o efeito da privação de muitas famílias de um mínimo de poder aquisitivo, evidenciando claramente que não resta a estas famílias outra opção que a de residir nestas localidades despro-

Tabela 4

Resultados das regressões múltiplas para os indicadores de saúde.

Taxa de homicídios		
Variáveis incluídas	Coefficientes	Significância
Constante	-7,99	0,072
Índice de Robin-Hood	38,83	0,001
Dens. de pop. favelada	1,23	0,011
Variáveis não incluídas	Correlação parcial	Significância
Dens. demográfica	-0,01	0,972
Taxa de analfabetismo	-0,23	0,324
Índice de pobreza	-0,34	0,393
Renda média	0,15	0,647
Esperança de vida		
Variáveis incluídas	Coefficiente	Significância
Constante	86,89	0,000
Índice de Robin-Hood	-43,97	0,002
Variáveis não incluídas	Correlação parcial	Significância
Dens. de pop. favelada	-0,127	0,470
Dens. demográfica	-0,114	0,515
Taxa de analfabetismo	-0,085	0,759
Índice de pobreza	-0,086	0,853
Renda média	0,158	0,686
Taxa padronizada de mortalidade		
Variáveis incluídas	Coefficiente	Significância
Constante	-2,00	0,577
Índice de Robin-Hood	24,85	0,006
Variáveis não incluídas	Correlação parcial	Significância
Dens. de pop. favelada	0,197	0,977
Dens. demográfica	0,132	0,994
Taxa de analfabetismo	0,166	0,396
Índice de pobreza	0,147	0,142
Renda média	-0,119	0,200
Coefficiente de mortalidade infantil		
Variáveis incluídas	Coefficiente	Significância
Constante	25,45	0,000
Renda média	-0,69	0,024
Variáveis não incluídas	Correlação parcial	Significância
Índice de Robin-Hood	0,064	0,200
Dens. de pop. favelada	0,222	0,976
Dens. demográfica	0,172	0,989
Taxa de analfabetismo	0,735	0,688
Índice de pobreza	0,840	0,331

Tabela 5

Indicadores selecionados segundo tipo de setor (favelado ou não) por região administrativa do Município do Rio de Janeiro, 1991.

RA	Agglomeração domiciliar		Taxa de analfabetismo		Índice de pobreza		Percentual (%) de domicílios com abastecimento d'água da rede geral	
	Não-favelado	Favelado	Não-favelado	Favelado	Não-favelado	Favelado	Não-favelado	Favelado
I - Portuária	3,11	3,89	7,24	23,21	20,24	31,33	83,19	91,93
II - Centro	2,36	-	4,12	-	12,58	-	85,30	-
III - Rio Comprido	2,79	3,94	5,16	16,52	14,96	46,50	75,74	90,27
IV - Botafogo	2,70	3,81	1,59	22,94	3,90	35,53	95,22	93,38
V - Copacabana	2,53	3,71	1,69	29,93	2,33	10,50	98,18	87,25
VI - Lagoa	2,86	3,65	2,03	24,57	2,80	34,07	95,60	87,48
VII - São Cristóvão	3,06	3,84	6,04	16,46	16,63	39,69	84,63	90,21
VIII - Tijuca	2,97	3,94	1,76	18,76	4,06	21,05	92,95	55,68
IX - Vila Isabel	3,09	3,92	2,02	23,76	5,65	32,13	96,75	66,52
X - Ramos	3,47	3,76	6,63	22,80	16,79	33,63	96,87	89,45
XI - Penha	3,47	3,96	5,80	20,37	18,12	35,51	97,24	84,54
XII - Inhaúma	3,44	3,86	5,19	19,58	15,26	34,80	98,16	92,42
XIII - Méier	3,25	4,04	3,00	18,90	11,21	41,26	95,71	69,11
XIV - Irajá	3,50	4,13	3,98	14,92	13,81	27,90	98,50	83,09
XV - Madureira	3,48	3,99	5,90	18,53	17,45	44,13	97,43	70,75
XVI - Jacarepaguá	3,48	3,81	5,71	22,02	13,48	35,19	91,96	56,22
XVII - Bangu	3,73	3,96	7,86	17,02	20,10	36,95	95,92	85,00
XVIII - Campo Grande	3,85	3,90	9,47	18,11	22,46	43,17	91,21	73,85
XIX - Santa Cruz	3,95	4,08	10,43	21,33	26,43	37,28	93,03	85,18
XX - I. do Governador	3,51	3,99	3,28	19,10	7,29	29,78	95,97	87,49
XXI - I. Paquetá	2,97	-	9,70	-	21,04	-	79,76	-
XXII - Anchieta	3,72	3,95	6,38	19,87	19,96	34,90	97,11	89,94
XXIII - Santa Tereza	2,83	3,93	5,42	16,26	12,83	8,14	92,18	94,45
XXIV - Barra da Tijuca	3,19	3,98	4,64	23,07	4,23	26,21	83,21	78,45
XXV - Rio de Janeiro	3,34	3,90	5,14	20,30	13,14	32,15	94,52	82,69

vidas de toda infra-estrutura. O engajamento do jovem carente na atividade criminal vinculada ao tráfico de drogas pode ser encarado da mesma forma, não como uma opção de vida, mas como uma estratégia de sobrevivência. Entretanto, conforme apontado por Souza (1996), a mídia se concentra em focalizar as ações dos traficantes de favela, desviando a atenção da opinião pública das operações de importação, exportação e lavagem de dinheiro pelo mercado formal dos grandes traficantes. São, porém, os traficantes de favela que se expõem à violência armada, morrem precocemente ou são presos, enquanto os grandes traficantes permanecem incólumes.

O domínio das favelas pelo crime organizado, que cresceu no vácuo das políticas públicas, trouxe, por seu turno, dificuldades cada vez maiores às ações governamentais, seja na melhoria da infra-estrutura urbana, seja na integração social das comunidades à sociedade

como um todo, provocando, cada vez mais, a fragmentação sócio-espacial da cidade (Souza, 1996).

Os achados deste trabalho apontam para a necessidade urgente de enfrentar os desafios e implementar medidas e políticas compensatórias para amenizar os efeitos danosos da desigualdade social. É preciso um esforço coletivo para modificar esta situação desastrosa que está sendo experimentada por grande parcela de jovens carentes e afetando gravemente as suas próprias chances de sobrevivência.

Não nos move aqui o propósito de oferecer respostas fáceis a problemas difíceis, mas de subsidiar um processo de estudos e reflexões sobre a ecologia da desigualdade, do qual possam emergir soluções que sejam a um tempo eticamente desejáveis e efetivas.

## Agradecimentos

Agradecemos ao Dr. Cláudio Noronha, gerente da Gerência de Informação Epidemiológica da Secretaria Municipal de Saúde do Rio de Janeiro, por ter nos cedido os dados necessários à realização desta pesquisa. Este trabalho teve os seguintes apoios: CNPq (n.350025/97-5); Papes/Fiocruz (n.0250.250.369); Medical Research Council, Canada.

## Referências

- ABREU, M., 1988. *Evolução Urbana do Rio de Janeiro*. 2ª Ed. Rio de Janeiro: Zahar.
- BANCO MUNDIAL, 1994. *Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.
- BRASS, W., 1975. *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*. Chapel Hill: Carolina Population Center, University of North Carolina.
- CORRÊA, R. L., 1996. *Trajetórias Geográficas*. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil.
- CRESSIE, N., 1993. *Statistics for Spatial Data*. New York: John Wiley & Sons.
- EVANS R. G.; BARER, M. L. & MARMOR, T. R., 1994. *Why are Some People Healthy and Others Not? The Determinants of Health of Populations*. New York: Aldine de Gruyter.
- FIBGE (Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), 1994. *Censo Demográfico, Brasil 1991*. Rio de Janeiro: FIBGE.
- FRIAS, L. A. & RODRIGUES, P., 1981. *Brasil: Tábuas-Modelo de Mortalidade e Populações Estáveis*. Rio de Janeiro: FIBGE.
- HAMMOND, R. & McCULLAGH, P. S., 1978. *Quantitative Techniques in Geography: An Introduction*. Oxford: Clarendon Press.
- KAPLAN, G. A.; PAMUCK, E. R.; LYNCH, J. W.; COHEN, R. D. & BALFOUR, J. L., 1996. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *British Medical Journal*, 312:999-1.003.
- KAWACHI, I. & KENNEDY, B. P., 1997a. Health and social cohesion: why care about income inequality? *British Medical Journal*, 314:1.037-1.040.
- KAWACHI, I. & KENNEDY, B. P., 1997b. The Relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? *Social Science and Medicine*, 45:1.121-1.127.
- KAWACHI, I.; KENNEDY, B. P.; LOCHNER, K. & PROTHROW-STIH, D., 1997. Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, 87:1.491-1.498.
- KENNEDY, B. P.; KAWACHI, I. & PROTHROW-STIH, D., 1996. Income distribution and mortality: cross-sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *British Medical Journal*, 312:1.004-1.007.
- LEAL, M. C. & SZWARCOWALD, C. L., 1996. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro de 1979 a 1993: análise por tempo de vida segundo região de residência. *Revista de Saúde Pública*, 30:403-412.
- LEAL, M. C. & SZWARCOWALD, C. L., 1997. Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. *Revista de Saúde Pública*, 31: 457-465.
- MAPINFO, 1994. *MapInfo Reference*. New York: MapInfo Corporation.
- MARMOT, M. G.; KOGENIVA, M. & ELSTON, M. A., 1987. Social-economic status and health. *Annual Review Public Health*, 8:111-135.
- MASSEY, D. S., 1996. The age of extremes: concentrated affluence and poverty in the twenty-first century. *Demography*, 33:395-412.
- MINAYO, M. C. S., 1994. Inequality, violence and ecology in Brazil. *Cadernos de Saúde Pública*, 10:241-250.
- MS (Ministério da Saúde), 1997. *Sub-sistema de Informações sobre Mortalidade, Brasil, 1979-1995* (CD-ROM). Brasília: Data/SUS.
- PNUD/IPEA (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento/Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada), 1996. *Relatório sobre o Desenvolvimento Humano no Brasil*. Brasília: PNUD; Rio de Janeiro: Ipea.
- RODRIGUES, A. M., 1994. *Moradia nas Cidades Brasileiras*. 5ª Ed. São Paulo: Contexto.
- SMITH, G. D., 1996. Income inequality and mortality: why are they related? *British Medical Journal*, 312:987-988.
- SOUZA, E. R., 1994. Homicídios no Brasil: o grande vilão da saúde pública na década de 80. *Cadernos de Saúde Pública*, 10(Sup. 1):45-60.

- SOUZA, M. L., 1996. As drogas e a "questão urbana" no Brasil. A dinâmica sócio-espacial nas cidades brasileiras sob a influência do tráfico de tóxicos. In: *Questões Atuais da Reorganização do Território* (I. E. Castro, P. C. C. Gomes & R. L. Corrêa, org.), pp. 419-468, Rio de Janeiro: Bertrand Brasil.
- SPSS, 1993. *Base System Syntax Reference Guide*. Release 6.0. Chicago: SPSS Inc.
- SZWARCWALD, C. L. & CASTILHO, E. A., 1986. Mortalidade por causas externas no Estado do Rio de Janeiro, no período de 1976 a 1980. *Cadernos de Saúde Pública*, 2:19-41.
- SZWARCWALD, C. L. & CASTILHO, E. A., 1998. Mortalidade por armas de fogo no Estado do Rio de Janeiro: uma análise espacial. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 4:161-170.
- TOWSEND, P. & DAVIDSON, N., 1990. *Inequalities in Health. The Black Report and The Health Divide*. London: Penguin.
- WALLACE, R., 1993. Urban desertification, public health and public order: 'planned shrinkage', violent death, substance abuse and AIDS in the Bronx. *Social Science and Medicine*, 31: 801-813.
- WALLACE, R.; FULLILOVE, M. T. & FISHER, A. J., 1996. AIDS, violence and behavioral coding: information theory, risk behavior and dynamic process on core-group sociogeographic networks. *Social Science and Medicine*, 43:339-352.
- WILKINSON, R. G., 1992a. Nation mortality rates: the impact of inequality? *American Journal of Public Health*, 82:1082-1084.
- WILKINSON, R. G., 1992b. Income distribution and life expectancy. *British Medical Journal*, 304:165-168.
- WILKINSON, R. G., 1997. Comment: income, inequality, and social cohesion. *American Journal of Public Health*, 87:1.504-1.506.
- ZALUAR, A.; NORONHA, J. C. & ALBUQUERQUE, C., 1994. Violência: pobreza ou fraqueza institucional? *Cadernos de Saúde Pública*, 10(Sup.1): 213-217.