

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA SAÚDE

MORTALIDADE DA POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA (PIA) POR DOENÇA
CARDIOVASCULAR E CÂNCER NAS CAPITAIS E NAS REGIÕES
METROPOLITANAS BRASILEIRAS: ASSOCIAÇÃO COM INDICADORES
SOCIOECONÔMICOS

Mardone Cavalcante França

Natal, RN

2009

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA SAÚDE

MORTALIDADE DA POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA (PIA) POR DOENÇA
CARDIOVASCULAR E CÂNCER NAS CAPITAIS E NAS REGIÕES
METROPOLITANAS BRASILEIRAS: ASSOCIAÇÃO COM INDICADORES
SOCIOECONÔMICOS

Tese apresentada à Universidade Federal
do Rio Grande do Norte para obtenção do
título de doutor em Ciências da Saúde pelo
Programa de Pós-Graduação em Ciências
da Saúde.

Mardone Cavalcante França

Orientador: Prof. Dr. Neir Antunes Paes

Natal, RN

2009

ii

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA SAÚDE

Coordenadora do Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde:

Profa. Dra. Técia Maria de Oliveira Maranhão

Natal, RN

2009

iii

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS DA SAÚDE

MORTALIDADE DA POPULAÇÃO EM IDADE ATIVA (PIA) POR DOENÇA
CARDIOVASCULAR E CÂNCER NAS CAPITALS E NAS REGIÕES
METROPOLITANAS BRASILEIRAS: ASSOCIAÇÃO COM INDICADORES
SOCIOECONÔMICOS

BANCA EXAMINADORA:

Presidente da Banca: Prof. Dr. Neir Antunes Paes

Membros Titulares da Banca:

Prof. Dr. Neir Antunes Paes - UFPB

Profa. Dra. Maria Célia Carvalho Formiga – UFRN

Prof. Dra. Maria Aparecida Alves Cardoso – UEPB

Profa. Dra. Estela Maria Garcia de Pinto Cunha - UNICAMP

Prof. Dr. José Brandão Neto - UFRN

Natal, RN

2009

iv

DEDICATÓRIA

In memoriam.

Dedico este empreendimento intelectual,
a meu pai Aduino Carneiro de França,
que tudo fez para legar a seus filhos
o mais valioso de todos os bens:
a educação.

DEDICATÓRIA

À minha mãe, minha heroína maior, exemplo de dedicação, generosidade, serenidade e amor incondicional, dedico este feito temporão.

A Arimá, esposa e parceira intelectual de grande brilho, pela dedicação, carinho e valiosa colaboração em todas as fases deste trabalho. Meus carinhosos agradecimentos.

Aos meus filhos, Breno, Marla e Ludmila, razões maiores de meu orgulho de pai.

Aos meus irmãos e irmãs pelo amor fraterno que sempre nos uniu no decorrer de nossas vidas.

In memoriam, ao grande mestre e guru Professor Euclides Custódio de Lima Filho (Euclidão) com quem tive o privilégio de conviver por três anos em Ribeirão Preto, tempo em que tive a oportunidade de beber um pouco na fonte de sua sabedoria.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Neir Antunes Paes, que como amigo e orientador conduziu com competência e dedicação todas as fases deste projeto, sempre disposto a encontrar soluções para que o objetivo maior fosse atingido. Minha amizade, respeito e admiração.

Ao Professor Paulo César Formiga Ramos, sempre disponível e atencioso co-orientador, minha amizade e admiração.

Ao Professor José Brandão Neto um agradecimento especial por seu espírito empreendedor ao criar o Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde na UFRN, minha gratidão pela compreensão, minha admiração e amizade.

Ao Departamento de Estatística da UFRN por ter possibilitado o atingimento deste meu objetivo.

À minha aluna e amiga Renata Clarisse Carlos de Andrade pela valiosa ajuda na formatação deste trabalho.

À minha ex-aluna e amiga Cristiane Araujo pela valiosa contribuição no tratamento dos dados.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para realização deste projeto.

*E a vida? E a vida o que é, diga lá, meu irmão?
Ela é a batida de um coração?
Ela é uma doce ilusão?
Mas e a vida? Ela é maravilha ou é sofrimento?
Ela é alegria ou lamento?
Somos nós que fazemos a vida
Como der, ou puder, ou quiser,
Sempre desejada por mais que esteja errada,
Ninguém quer *a morte*, só *saúde e sorte...**

Gonzaguinha - Música O que é, o que é?

SUMÁRIO

DEDICATÓRIA	vi
AGRADECIMENTOS	vii
RESUMO	ix
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DA LITERATURA	4
3. ARTIGOS PUBLICADOS	10
3.2. MANUSCRITO SUBMETIDO PARA PUBLICAÇÃO	32
4. COMENTÁRIOS, CRÍTICAS E SUGESTÕES	58
5. APÊNDICES	63
6. ANEXO	70
7. REFERÊNCIA	72
8. ABSTRACT	77

RESUMO

Analisa-se a relação da mortalidade entre doença cardiovascular e câncer e indicadores socioeconômicos, tomando como base a população de 10 a 64 anos. Inicialmente, as hipóteses foram relacionadas à renda absoluta e à desigualdade de renda. Em seguida, foi feito o confronto entre desigualdade de renda e educacional. Trata-se de um estudo ecológico de corte transversal, tendo o ano 2000 como referência. Considerou-se como unidades de observação as regiões metropolitanas e as capitais brasileiras. Utilizou-se a média de óbitos do triênio 1999-2001 - extraídos do DATASUS/SIM e dados populacionais do Censo Demográfico de 2000, do IBGE. Empregou-se a técnica de regressão linear múltipla, adotando-se como variáveis dependentes os seguintes indicadores de mortalidade: Esperança de Vida ao Nascer (EVN), Taxas de Mortalidade Padronizadas para Doença Cardiovascular (TMPDC) e Taxas de Mortalidade Padronizadas para o Câncer (TMPC). As variáveis independentes foram o Log (PIB *per capita*), a Renda Familiar *per capita* (RFPC), o Índice de Gini, a Razão de Desigualdade de Renda (RDR) e a Razão de Desigualdade Educacional (RDE). Os resultados mostraram que o PIB *per capita* e a Renda Familiar *per capita* foram significativos, sustentando a hipótese da renda absoluta. Verificou-se, também, que o Índice de Gini e a RDR não foram estatisticamente significantes em nenhum dos modelos estimados, fato que levou a negação da hipótese da renda relativa. No confronto entre a desigualdade de renda e a desigualdade educacional, para as capitais, a RDE e o PIB *per capita* mostraram-se significantes porém, a RDR não o foi. Em conclusão, confirma-se, para o Brasil, a hipótese da renda absoluta em detrimento da hipótese da renda relativa, em concordância com resultados encontrados na literatura para muitos países pobres e em desenvolvimento. O fato novo revelado neste estudo agrega à literatura a importância da desigualdade educacional (RDE) na determinação da saúde urbana do Brasil, em detrimento da desigualdade de renda.

Palavras-chave: Mortalidade. Doença cardiovascular. Câncer. Desigualdade educacional. Desigualdade de renda. Brasil.

1. INTRODUÇÃO

O Projeto original submetido ao Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde do Centro de Ciências da Saúde da UFRN - PPGCSA propôs-se a investigar os padrões de comportamento da mortalidade adulta nas capitais e nas regiões metropolitanas brasileiras. Por razões de melhor adequação e compatibilização ao conteúdo do projeto, o título original sofreu uma mudança de natureza semântica para a versão final: “*Mortalidade da população em idade ativa (PIA) por doença cardiovascular e câncer nas capitais e nas regiões metropolitanas brasileiras: associação com indicadores socioeconômicos.*”

Essa temática foi motivada pelas tendências observadas no processo doença-saúde que coloca em relevo, não só a importância de se estudar a mortalidade da população brasileira em idade ativa e sua associação com indicadores socioeconômicos (ISES) mas, sobretudo, a necessidade de se ampliar a abrangência geográfica dessa investigação para regiões mais desagregadas. Adotou-se um desenho de correlação ecológica com corte transversal para o ano 2000. As informações sobre mortalidade e sua relação com condições socioeconômicas foram agregadas por capitais e regiões metropolitanas.

O estudo da mortalidade da população em idade ativa (10 a 64 anos) se reveste de vital importância, pois considera o segmento da população que tem o encargo de gerar a riqueza necessária para manter o equilíbrio entre as demandas da sociedade por serviços básicos e a capacidade da economia em supri-las na quantidade e na qualidade adequadas¹.

Nas três últimas décadas, o debate sobre pobreza e saúde tornou-se um importante tema da agenda das Agências Internacionais, uma vez que a saúde passou a ser vista como um fator crítico de alívio da pobreza, de estímulo ao crescimento e ao desenvolvimento econômico de longo prazo para todos os países².

A necessidade de se aprofundar as investigações sobre os impactos dos condicionantes socioeconômicos sobre a saúde ensejou o surgimento de um novo campo de pesquisa conhecido como desigualdades em saúde, considerado como uma sub-área da Economia da Saúde³. Neste sentido, este projeto insere-se num contexto multidisciplinar em que conhecimentos e conteúdos de disciplinas, como economia, demografia, epidemiologia e estatística, foram utilizados para obtenção dos resultados finais.

Um dos principais focos deste debate tem sido o papel da renda sobre a saúde individual ou coletiva da população. A controvérsia que se estabeleceu entre os estudiosos desta questão instaura-se sob duas perspectivas. De um lado, a visão economicista, da insuficiência de renda, afirmando que a falta de saúde (doença) gera pobreza. Do outro, a visão sociológica e epidemiológica, que sugere o contrário: pobreza causa doença.⁴⁻⁹

Esta controvérsia é devidamente traduzida na formulação das seguintes hipóteses com relação ao determinante do *estado de saúde* (individual ou coletivo) de uma população: **da renda absoluta** (*medida pelo PIB ou pela renda per capita*) e da **renda relativa ou, equivalentemente, desigualdade de renda** (*medida pelo índice de Gini ou por outros indicadores de desigualdade de renda*).

Estudos mostram que, nos países pobres, o fator mais determinante da saúde das pessoas é a renda absoluta. Enquanto, nos países ricos, é a renda relativa. Essas constatações, de certa forma, sustentam cada uma das hipóteses formuladas⁷⁻⁹.

Além das hipóteses que levam em consideração somente aspectos da renda sobre a saúde, incorporou-se a este trabalho a análise do impacto da desigualdade educacional sobre o estado de saúde individual ou coletivo. Para aferir desigualdade educacional propôs-se uma nova medida como proxy do índice de Gini, denominada aqui Razão de Desigualdade Educacional (RDE).

Um estudo sobre a decomposição parcial dos fatores da desigualdade de renda no Brasil estimou que de 30 a 50% dessa desigualdade pode ser atribuída à desigualdade educacional e o restante a outras segmentações¹⁰. Partindo-se desta constatação, adicionou-se a este estudo o confronto direto entre os dois tipos de desigualdades perguntando-se: qual delas têm mais influência sobre a saúde urbana no Brasil? Assim posto, as hipóteses apóiam-se em duas premissas: a) examinar o potencial de explicação da hipótese de renda absoluta confrontada com a de renda relativa e b) verificar o que é mais determinante para a saúde: a desigualdade educacional ou a desigualdade de renda.

Para expressar a dimensão estritamente econômica, foram utilizados indicadores de renda (PIB *per capita*, Renda familiar *per capita* e índice de Gini). Como indicador do processo de distribuição das oportunidades educacionais usou-se a razão de desigualdade educacional. Como indicador geral do estado de saúde da população, a esperança de vida ao nascer.

Para avaliar o estado de saúde da população urbana (10 a 64 anos), foram utilizadas as taxas de mortalidade padronizadas para doença cardiovascular e câncer, que representam as principais causas de mortalidade deste segmento populacional.

Assim, objetivou-se fazer uma verificação empírica destas hipóteses tendo como lócus as regiões metropolitanas e as capitais dos Estados brasileiros para o ano 2000. Para testar essas hipóteses, foram utilizadas técnicas estatísticas de análises de correlação e de regressão linear múltipla.

1. REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Antecedentes

Estudos de mortalidade são conhecidos desde os trabalhos pioneiros realizados por Jonh Graunt com a publicação, em 1662, do famoso ensaio “Natural and political observations made upon the Bills of Mortality”¹¹. William Farr, em 1851, elaborou a primeira proposta para o que é, atualmente, a Classificação Internacional de Doenças – CID, ambos desenvolvidos na Inglaterra e em Gales, onde se registraram as primeiras tentativas, com registro na literatura, de se abordar a mortalidade por causas e por outros diferenciais, inclusive determinantes socioeconômicos.

A produção de estudos científicos sobre a temática das desigualdades socioeconômicas em saúde iniciou-se, de forma mais sistemática, a partir dos anos 70, intensificando-se na década de 1990. Foi a partir deste período que surgiram as contribuições mais relevantes e as controvérsias de cunhos conceituais, ideológicos e filosóficos com trabalhos fundamentais de diversos

autores^{6, 8,11,12}. Essa produção foi mais prolífera nos países desenvolvidos da Europa e nos Estados Unidos, entre outros¹³⁻¹⁷.

Para o Brasil, já existe uma razoável produção de estudos que tratam das relações dos determinantes socioeconômicos com as condições de saúde da população. Porém, devido à utilização predominante de dados agregados, os resultados padecem de limitações que restringem as conclusões aos Estados, às capitais ou, quando muito, a bairros e distritos internos a grandes cidades.^{18,20-21}. Como consequência, as estratégias de análise são condicionadas à estrutura dos dados disponíveis e assim impossibilitam o emprego de modelagem que conduzam a inferências mais robustas.

2.2 Os Mecanismos de ação das desigualdades em saúde

O modo como os determinantes socioeconômicos – explicitados, principalmente, através da disponibilidade de renda e da forma como a renda é distribuída e da desigualdade na distribuição dos benefícios da educação - influenciam a saúde das pessoas ou de comunidades tornou-se um dos principais desafios para os estudiosos dessa questão.

Do ponto de vista formal, os modelos estatísticos e os econométricos explicam satisfatoriamente, na maioria dos casos, a relação de causa-efeito entre saúde e indicadores socioeconômicos. Não obstante, o nó górdio da questão ainda espera por ser desatado: encontrar explicações plausíveis e generalizáveis para os mecanismos e interações (biológicas, psicológicas e sociais) desta ação¹⁸⁻²⁰.

A literatura permite delimitar três enfoques sobre a lógica subjacente aos mecanismos da ação dos indicadores socioeconômicos (ISES), principalmente

da renda sobre a saúde: i) *a interpretação da renda individual (absoluta)*; ii) *a interpretação do ambiente psicossocial* e iii) *a abordagem socioestrutural*.

A primeira abordagem alicerça-se no fato de que o impacto de um quantum adicional de renda sobre a saúde é maior sobre aqueles com mais baixo nível de renda do que entre aqueles com renda mais alta, devido ao caráter de não linearidade da relação entre renda e saúde, fenômeno conhecido como “*efeito do retorno diminuído*”^{8,21} (Ver APÊNDICE 5.7 e ANEXO 6.1). Esta premissa fundamenta a hipótese da renda absoluta testada neste estudo e corrobora outros estudos realizados para vários países pobres e em desenvolvimento^{5,13,18, 24, 25}.

O segundo enfoque assenta-se na premissa de que há uma dimensão psicossocial na relação entre desigualdade de renda e saúde. Tem como pressuposto o fato de que um elevado nível de desigualdade de renda corrói as bases de formação do capital social que se constitui no estoque de investimentos, recursos e redes de articulações que produz coesão social, confiança, solidariedade e disposição para engajamento nas atividades comunitárias^{14,18, 28}.

A terceira linha de explicação dos mecanismos de ação dos efeitos de uma má distribuição de renda é sociológica e sustenta que frustrações comunitárias decorrentes de condições estruturais, políticas, sociais e de processo econômico desvantajoso se estabelecem antes que os indivíduos possam perceber seus efeitos sobre si mesmo e sobre a comunidade^{9,28}.

Para os Estados Unidos e para países da Europa, há muitos estudos que, ao se utilizarem de diferentes estratégias de análise, constataram maiores

taxas de mortalidade por doenças cardiovasculares e por câncer nos grupos de renda e nível educacional mais baixos^{13-16,18}.

Por sua vez, estudos realizados para um conjunto de países Latinos Americanos, incluindo o Brasil, constataram uma forte evidência causal entre saúde, renda e nível educacional²⁴. Em um estudo que revisou 155 artigos que apresentavam resultados sobre a associação entre distribuição de renda e o “status” de saúde da população, Wilkinson identificou 168 análises. Deste total, 52% mostraram-se estatisticamente significantes e uma correlação positiva entre melhores padrões de saúde e distribuição de renda mais igualitária. Por outro lado, em 26% dos artigos revistos, as análises não se mostraram conclusivas e os restantes 22% concluíam pela não significância estatística e pela inexistência de correlação positiva entre melhor estado de saúde da população e melhor distribuição de renda²⁵ (Ver APÊNDICE 5.6).

Um estudo com 98 municípios brasileiros com melhor qualidade de informação conclui que quanto mais adversas as condições socioeconômicas, maiores as taxas de mortalidade adulta por doenças cardiovasculares²¹. Ademais, em outros dois estudos de correlação feitos para 73 bairros de Porto Alegre e distritos do município de São Paulo, os autores dos respectivos estudos chegaram às mesmas conclusões: o risco de morte precoce da população adulta por doenças cardiovasculares e por câncer era consideravelmente superior nas localidades que apresentavam as piores condições socioeconômicas^{5,22}.

2.3 Avanços na abordagem metodológica

Do ponto de vista dos avanços metodológicos sobre a abordagem desta temática, pode-se afirmar que elas se deram em duas direções: primeiro, na natureza e na estrutura dos dados utilizados; segundo, nas estratégias de análise. No primeiro caso, passou-se a estudar esta questão a partir de grandes bases de dados que contemplam informação de natureza individual, oriundos de desenhos longitudinais e/ou coorte de acompanhamento da história de vida de um grande número de pessoas, geralmente até à morte. Ou de cortes transversais com micro-dados extraídos de pesquisas específicas com grandes amostras.

O segundo caso, diz respeito mais propriamente ao instrumental metodológico, no que concerne à construção de modelos estatísticos mais abrangentes, que possibilitam compatibilizar, numa mesma formulação, diferentes níveis hierárquicos, como o individual e o contextual (Ver APÊNDICE 5.1). Essa forma de abordagem compõe a chamada “classe de modelos hierárquicos ou multiníveis” que suporta a combinação tanto de dados individuais como de dados agregados do contexto (entorno, área) no qual os indivíduos estão inseridos³³⁻³⁴.

Diante disso, a tendência predominante na literatura atual tem revelado avanços no sentido de combinar as duas modalidades de dados em modelos mais complexos, principalmente em países com abundância e disponibilidade de dados de boa qualidade¹⁴⁻²³.

No Brasil, quem trabalha com pesquisa nas áreas de saúde da população, depara-se com a dificuldade de ter que utilizar dados com algumas limitações no que diz respeito à sua qualidade. Especificamente, dados

referentes à natalidade, à mortalidade e à morbidade apresentam duas fontes de erros: subregistro e notificação incorreta das causas de mortes, ocasionando neste caso, as chamadas causas de mortes mal definidas. Esses dois tipos de erros, se não forem corrigidos adequadamente através da utilização de técnicas indiretas de estimação ou da busca ativa dos dados perdidos, podem comprometer os resultados finais.

Mesmo ao se fazer as devidas correções, muitas restrições permanecem quanto à confiabilidade de resultados obtidos a partir das estatísticas vitais do Brasil. Ressalte-se, contudo, que nos últimos anos tem havido progresso na melhoria de coleta e registro destes dados³⁸⁻⁴⁰.

Em virtude de a qualidade dos dados do Brasil sobre saúde apresentarem sérias restrições de uso, sua ligação com os correspondentes indicadores socioeconômicos provenientes de outras fontes é problemática. Isso dificulta a realização de investigações mais aprofundadas sobre as desigualdades em saúde no Brasil.

Saliente-se, todavia, que no caso específico deste estudo, o subregistro de óbitos não se constituiu um problema sério, haja vista que a cobertura de óbitos nas áreas metropolitanas atinge quase a sua totalidade. Porém, no que diz respeito às causas mal definidas, foi necessário que se recorresse a um método de redistribuição destas, nas demais causas³⁶ (Ver APÊNDICE 5.3).

Por esta razão, em grande medida, os estudos realizados para o Brasil limitam-se ao uso de dados agregados para áreas de abrangência geográfica restrita. Em vista disto, neste estudo, foram utilizadas informações agregadas, tendo as regiões metropolitanas e as capitais como unidades de análise pelo fato de apresentarem registros com qualidade aceitável^{34,38-40}.

2. ARTIGOS PUBLICADOS

2.1 - Relação entre mortalidade adulta e indicadores socioeconômicos nas regiões metropolitanas do Brasil

Períodico: Acta Cirúrgica Brasileira – vol. 20 –Supl n^o.1; 2005: 237-241

2.2 – income, income inequality and mortality in metropolitan regions of Brazil: an exploraty approach

Períodico: Papeles de Población

ISSN: 1404-7425

QUALIS: Internacional A2 (Demografia)

Relação entre mortalidade adulta e indicadores socioeconômicos nas Regiões Metropolitanas do Brasil

Mardone Cavalcante França¹, Cleyber Nascimento Medeiros²

França MC, Medeiros CN. Relação entre mortalidade adulta e indicadores socioeconômicos nas Regiões Metropolitanas do Brasil. *Acta Cir Bras* [serial on line] Available from: URL: <http://www.scielo.br/acb>.

RESUMO – Objetivo: Avaliar a associação entre a mortalidade adulta, na faixa etária de 10 a 64 anos em 2000, e indicadores socioeconômicos para 16 Regiões Metropolitanas do Brasil. **Métodos:** A partir dos dados do Sistema de Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde, foram calculadas as taxas brutas de mortalidade (TBM) para todas as causas de morte e por sexo para as 16 Regiões Metropolitanas do Brasil. Para garantir a comparabilidade espacial, as TBM foram padronizadas por idade e sexo, obtendo as taxas de mortalidade padronizadas TPM total e por sexo, utilizando o método da padronização direta. A correlação de Pearson foi obtida para os 9 indicadores e a análise de cluster para agrupamento das regiões metropolitanas foi utilizada. **Resultados:** A matriz de correlação de Pearson mostrou correlação significativa apenas entre a TPMT o Grau de Urbanização (GU) e Domicílios com Coleta de Lixo (DCL). Identificaram-se três grupos de Regiões Metropolitanas. **Conclusão:** A análise de agrupamento identificou três grupos: 1 - Porto Alegre, São Paulo, Vitória, Curitiba, Maceió, Rio de Janeiro, e Recife; 2 - Florianópolis, Natal, Fortaleza, Brasília e São Luís e 3 - Goiânia, Belo Horizonte, Salvador e Belém, que se mostraram significativamente diferentes pela análise de variância ($P=0,000$).

DESCRIPTORES: Mortalidade adulta. Indicadores socioeconômicos. Brasil.

Introdução

A morte, como o evento que determina o fim biológico e físico dos seres vivos na terra, paradoxalmente se reveste de grande importância quando se trata dos seres humanos devido à diversidade de causas e circunstâncias que a provoca. Essa é, sem dúvida, uma das razões que torna o estudo da mortalidade diferencial um importante campo de investigação nas disciplinas de demografia analítica e da epidemiologia porque gera conhecimento que pode ser usado para subsidiar as ações na área de saúde pública.

A mortalidade adulta no Brasil ainda é pouca estudada, por isso muitas questões importantes sobre este tema permanecem sem respostas. Por isso, constitui-se uma temática fértil que comporta investigações e abordagens sobre seus diversos e desconhecidos aspectos.

A importância de se estudar a mortalidade adulta no Brasil se acentua pela existência de uma literatura incipiente sobre o assunto e pela importância que tem para subsidiar o planejamento e a tomada de decisão sobre a oferta de serviços de saúde à população do país. São raros e antigos os trabalhos publicados na literatura sobre estudo de mortalidade que considere as regiões metropolitanas como espaço sócio-geográfico de investigação sobre níveis e padrões de mortalidade adulta. Neste sentido, podem-se citar o estudo do IBGE (1981)² que traçou o quadro de mortalidade por classes de renda e o trabalho de Sichieri, Lolio, Correia e Everhart (1992)³ que analisaram os padrões da mortalidade proporcional por causa nas capitais brasileiras.

Estudar a mortalidade adulta se reveste de vital importância porque considera o segmento da população em idade ativa (PIA), com 10 a 64 anos de idade que tem a responsabilidade de produzir as riquezas do país e manter seu sistema econômico e social em equilíbrio, no sentido de harmonizar as necessidades de serviços básicos demandados pela sociedade e a capacidade da economia em supri-las, na quantidade e qualidade adequadas.

Desde Jonh Graunt (1620)⁴, pioneiro dos estudos das associações da mortalidade diferencial com fatores socioeconômicos realizados na Inglaterra e Gales, a literatura mostra que este tema se tornou paradigmático entre os estudiosos do campo da demografia, epidemiologia, estatística e de outras áreas das ciências sociais.

A tradição histórica mostra e a literatura confirma que as pesquisas sobre mortalidade têm-se concentrado na mortalidade de menores de um ano (mortalidade infantil) e, mais recentemente, estimulados pelos esforços do UNICEF, na mortalidade de menores de cinco anos (mortalidade juvenil). A explicação para isso prende-se ao fato de que as mortes nestas idades representam, nos países pobres e em desenvolvimento, pesos extremamente elevados no total de óbitos na população.⁵

No Brasil, as alterações do perfil epidemiológico estão também associadas ao processo de envelhecimento da população e revelam que em 1930, cerca de 46% de todos os óbitos ocorridos nas capitais brasileiras tinham como causas básicas doenças infecto-parasitárias, enquanto, 12% estavam relacio-

1. Professor do Departamento de Estatística da Universidade Federal do Rio Grande do Norte e Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde-UFRN.

2. Mestre em Geociências-Estatística.

nadas com doenças do sistema circulatório. Em 1995, esse quadro estava completamente alterado, com 7% dos óbitos por doenças infecto-parasitárias e 33% por doenças do sistema circulatório.⁶ Essas informações demonstram que o Brasil está em pleno processo de transição epidemiológica e, portanto com crescente prevalência das doenças degenerativas que acometem, principalmente a população adulta e idosa

Neste novo cenário cresce a necessidade de se estudar no Brasil a mortalidade adulta nos seus mais variados aspectos e implicações. No Brasil, a transição urbana que marcou a passagem de uma sociedade com estilo de vida marcadamente rural nos anos 50 para uma sociedade urbanizada, se deu de forma acelerada e não ocorreu simultaneamente com o progresso econômico e social como foi o caso vivenciado pelos países desenvolvidos. Como consequência da urbanização galopante e desordenada, as cidades brasileiras tornaram-se palco da diversidade demográfica, econômica, social, étnica e cultural. Essa diversidade passou a funcionar como catalisador dos processos que geraram as desigualdades entre grupos populacionais com fortes impactos sobre suas condições ambientais e sociais.

Neste trabalho, pretende-se divulgar os primeiros resultados de um projeto mais amplo de tese de doutorado do Programa de Pós-graduação em Ciências da Saúde do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal do Rio Grande do Norte que tem como objetivo estudar a relação entre mortalidade adulta por sexo, idade e causas de mortes e indicadores sociais, nas regiões metropolitanas do Brasil.

Métodos

Área geográfica

Foram incluídas no estudo as 16 Regiões Metropolitanas do Brasil, sendo uma da Região Norte (Belém), seis da Região Nordeste (São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió e Salvador), quatro da Região Sudeste (São Paulo, Rio de Janeiro, Vitória e Belo Horizonte), três do Sul (Porto Alegre, Curitiba e Florianópolis) e duas da Região Centro-Oeste (Brasília, Goiânia). Uma razão para se escolher as Regiões Metropolitanas como unidades espaciais de análises prende-se ao fato de que a qualidade de seus dados sobre mortalidade seja melhor do que para os seus respectivos estados, como um todo, no que diz respeito às duas principais fontes de erros de registro de óbitos: o sub-registro e a informação sobre causas mal-definidas.

Dados

As fontes dos dados básicos para os óbitos das Regiões Metropolitanas foi o Sistema de Informação sobre Mortalidade do Ministério da Saúde – SIM/DATASUS e o Censo Demográfico 2000, do IBGE, para a população usada como denominador no cálculo das taxas brutas de mortalidade (TBM). Os dados de óbitos utilizados para efeito de cálculos das taxas brutas de mortalidade correspondem à média dos

anos 1999, 2000 e 2001 e a população de 2000 para o denominador das taxas. O total de óbitos ocorridos nas 16 regiões metropolitanas por todas as causas de morte para a faixa etária de 10 a 64 foi de 226.822, sendo 67,77% de óbitos masculinos e 32,23% de femininos. Cada Região Metropolitana foi considerada na sua totalidade territorial, compreendendo o seu núcleo formado pela capital e a periferia constituída pelos municípios metropolitanos.

Procedimentos

O primeiro passo foi a consolidação dos dados de óbitos e de população em nível de Região Metropolitana. Seguiu-se o cálculo das taxas brutas de mortalidade total (TBMT), para homens (TBMH) e para mulheres (TBMM). Para assegurar a comparabilidade espacial e de gênero das taxas, aplicou-se a técnica de padronização direta para ajustamento das taxas por idade e sexo usando a distribuição da população do Brasil com padrão. As taxas de mortalidade padronizadas (TMP) se constituíram, em conjunto com os indicadores socioeconômicos, nas variáveis de análise (Tabela 1). Obteve-se a matriz de correlação de Pearson para todos os indicadores, onde se podem identificar os coeficientes de correlação dos indicadores dois a dois.

A análise de cluster foi utilizada para agrupar as Regiões Metropolitanas que possuíam taxas de mortalidade padronizadas similares, onde se usou a taxa de mortalidade total e as subdivididas por sexo. Empregaram-se técnicas de agrupamento hierárquico aglomerativo, mais precisamente os métodos de ligação simples, ligação completa e ligação média. Para cada método, usaram-se duas formas de cálculos de distância o coeficiente de correlação de Pearson e a distância euclidiana.

Para medir a concordância entre uma classificação obtida e a estrutura original dos dados, a escolha do melhor agrupamento, usou-se o coeficiente da correlação cofenética entre os correspondentes elementos da matriz de distâncias (similaridades) original e a matriz de distâncias (similaridades) obtida a partir do dendograma (Figura 1).

Quanto mais próximo de 1 (um) estiver este coeficiente, melhor será a representação, e quanto mais próximo de zero, pior. Bussab (1990)⁸ afirma que para análise de agrupamentos um coeficiente de correlação cofenética igual ou superior a 0,8 já pode ser considerado um bom ajuste. No presente caso, obteve-se um coeficiente cofenético igual a 0,86. Uma análise de variância foi efetuada sobre as médias dos grupos para testar a significância das diferenças entre os três grupos obtidos.

Resultados

Na Tabela 1 apresentam-se as taxas de mortalidade padronizadas para as Regiões Metropolitanas. Embora as taxas padronizadas não tenham significado em si mesma para mensurar a mortalidade permitem comparações espaciais e intertemporais, através dos quocientes entre elas. Tomando-se o Rio de Janeiro como referência, pode-se inferir que sua e mortalidade adulta é 1,72 vez maior que a taxa de Florianópolis,

ou seja, 72% superior. No âmbito das RM do Nordeste, a taxa de Recife é 47% maior que a de Natal, a menor observada para todas as RM. Outra constatação é com relação as taxas por gênero, pois as taxas padronizadas para as mulheres são menores que a dos homens para todas as RM. Por exemplo, em São Paulo a taxa masculina é 74% superior que a feminina, enquanto, em Brasília é 52% maior.

Como o objetivo principal deste trabalho é avaliar a associação entre as taxas de mortalidade adulta das RM e os indicadores socioeconômicos, obteve-se a matriz de correlação de Pearson (Tabela 2), da qual pode-se inferir que só se observou correlação positiva significativa com o grau de urbanização e com nenhuma outra das variáveis independentes.

TABELA 1 – Taxa padronizada de mortalidade para a população de 10 a 64 anos, segundo sexo e Regiões Metropolitanas

Região Metropolitana	Taxa Padronizada de Mortalidade (Por mil habitantes)		
	Total	Homens	Mulheres
Belém	7,77	4,51	3,30
São Luís	7,22	4,20	3,08
Fortaleza	7,00	4,25	2,80
Natal	6,78	4,05	2,78
Recife	10,00	6,40	3,69
Maceió	9,01	5,37	3,71
Salvador	8,08	4,82	3,34
Belo Horizonte	8,13	4,90	3,25
Vitória	9,10	5,82	3,29
Rio de Janeiro	10,26	6,35	3,97
São Paulo	9,33	5,94	3,41
Curitiba	8,72	5,17	3,54
Porto Alegre	9,29	5,68	3,65
Goiânia	7,91	4,78	3,13
Brasília e Entorno	7,28	4,38	2,89
Florianópolis	5,99	3,58	2,38

TABELA 2 - Matriz de Correlação de Pearson para os indicadores considerados

INDICADOR	TPMT	TPMH	TPMM	DAARG	DES	DCL	TAP10+	CDRIISM	PU
TPMT	1	(0,9883) p=,000	(0,9419) p=,000	0,2938 p=,269	0,3336 p=,207	0,3035 p=,253	-0,0577 p=,832	-0,2711 p=,310	(0,548) p=,028
TPMH	(0,9883) p=,000	1	(0,8809) p=,000	0,3442 p=,192	0,3636 p=,166	0,3189 p=,229	-0,0595 p=,827	-0,2773 p=,299	(0,5561) p=,025
TPMM	(0,9419) p=,000	(0,8809) p=,000	1	0,1464 p=,588	0,2098 p=,436	0,2094 p=,436	-0,0075 p=,978	-0,1715 p=,525	0,4811 p=,059
DAARG	0,2938 p=,269	0,3442 p=,192	0,1464 p=,588	1	(0,5536) p=,026	0,3469 p=,188	-0,1248 p=,645	-0,1893 p=,483	0,0612 p=,822
DES	0,3336 p=,207	0,3636 p=,166	0,2098 p=,436	(0,5536) p=,026	1	0,2721 p=,308	(-0,5144) p=,042	-0,3943 p=,131	0,3468 p=,188
DCL	0,3035 p=,253	0,3189 p=,229	0,2094 p=,436	0,3469 p=,188	0,2721 p=,308	1	-0,2319 p=,387	-0,3987 p=,126	(0,6542) p=,006
TAP10+	-0,0577 p=,832	-0,0595 p=,827	-0,0075 p=,978	-0,1248 p=,645	(-0,5144) p=,042	-0,2319 p=,387	1	(0,6992) p=,003	-0,0797 p=,769
CDRIISM	-0,2711 p=,310	-0,2773 p=,299	-0,1715 p=,525	-0,1893 p=,483	-0,3943 p=,131	-0,3987 p=,126	(0,6992) p=,003	1	-0,0222 p=,935
PU	(0,548) p=,028	(0,5561) p=,025	0,4811 p=,059	0,0612 p=,822	0,3468 p=,188	(0,6542) p=,006	-0,0797 p=,769	-0,0222 p=,935	1

Códigos: TPMT = Taxa Padronizada de Mortalidade Total; TPMH = Taxa Padronizada de Mortalidade Homens; TPMM = Taxa Padronizada de Mortalidade Mulheres; DAARG = % de Domicílios com Abastecimento de Água Através da Rede Geral; DES = % de Domicílios com Esgotamento Sanitário;

DCL = % de Domicílios com Coleta de Lixo; TAP10+ = Taxa de Analfabetismo para a População de 10 ou mais anos de Idade; CDRIISM = % de Chefes de Domicílios com Renda Inferior a 1 Salário Mínimo; PU = % de População Urbana. Valores do coeficiente de correlação de Pearson em parênteses são significativos ao nível de significância de 5%.

TABELA 3 – Média e desvio-padrão das taxas de mortalidade padronizadas para os grupos

Grupos	Taxa Padronizada de Mortalidade - Total		Taxa Padronizada de Mortalidade - Homens		Taxa Padronizada de Mortalidade - Mulheres	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Grupo 01	9,39	0,55	5,82	0,46	3,61	0,22
Grupo 02	6,85	0,52	4,09	0,31	2,78	0,26
Grupo 03	7,97	0,16	4,75	0,17	3,25	0,09
Total	8,24	1,21	5,01	0,85	3,26	0,41

A análise de cluster identificou três grupos de Regiões Metropolitanas: grupo 1– Porto Alegre, São Paulo, Vitória, Curitiba, Maceió e Recife; grupo 2 – Florianópolis, Natal, Fortaleza, Brasília e São Luís e grupo 3 – Goiânia, Belo Horizonte, Salvador e Belém.

No entanto, pode-se refinar esse agrupamento para se identificar sub-agrupamentos no grupo 1, tais como Porto Alegre, São Paulo, Vitória; Curitiba, Maceió e Rio de Janeiro, Recife.

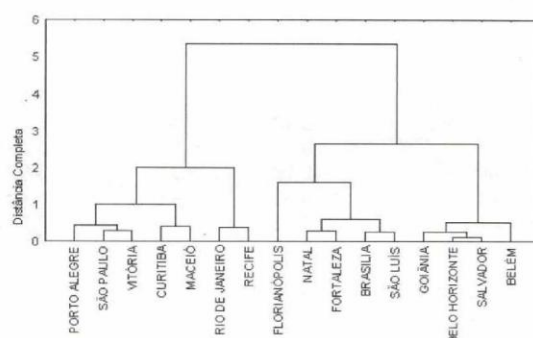


FIGURA 1 – Dendrograma do agrupamento das Regiões Metropolitanas

Discussão

Verificou-se correlação positiva significativa entre abastecimento d'água e saneamento básico e correlação inversa significativa entre saneamento básico e analfabetismo, ou seja, as RM com mais altas taxas de analfabetismo têm menor cobertura de saneamento básico, ou vice-versa. Confirmou-se, também a já conhecida relação entre renda e educação com um coeficiente de Pearson de 0,699. Ressalte-se, todavia, que a urbanização não é, por construção, um indicador de impacto nem tampouco um indicador de produto, mas concentra em si informação sobre o processo geral de modernização das cidades. Este processo, afinal, é resultante dos avanços na infra-estrutura urbana, das melhorias na oferta de serviços sociais da área de educação e saúde, como também da riqueza gerada pelas atividades econômicas, que terminam por beneficiar determinados segmentos da população. Portanto, outras estratégias de análise estatística mais sofisticadas devem ser tentadas para separar o confundimento que, na maioria das vezes está embutido na estrutura dos dados socioeconômicos. Estes resultados devem servir como alerta para o cuidado ao se escolher um conjunto de variáveis socioeconômicas para explicar as desigualdades em saúde via taxas de mortalidade, principalmente quando estas variáveis guardam entre si uma reconhecida estrutura de correlação.

Para caracterizar melhor os grupos formados, determinaram-se suas médias e seus respectivos desvios-padrão. As taxas padronizadas dentro de cada grupo mostram pouca variabilidade, tanto para as taxas totais com para as por gênero. Verificou-se, por outro lado, através de um teste de análise de variância ($F=41,56$ e $p=0,00$) que de fato a técnica de agrupamento utilizada discriminou bem os grupos, formando três grupos de RM estatisticamente distintos (Tabela 3). Chame-se a atenção porém, para o fato de que a formação dos grupos não obedeceu a divisão regional por região geográfica, tendo em vista que as RM do Nordeste estão presentes tanto no grupo 1 onde predominam RM do Sul e do Sudeste, como no grupo 2.

Conclusões

A mortalidade adulta nas Regiões Metropolitanas do Brasil não revelou claramente um padrão de associação com o conjunto de indicadores socioeconômicos utilizados, porém concentrou parte carga de correlação com o grau de urbanização (PU), que parece sintetizar a informação contida nos outros indicadores. A formação dos três grupos contemplou uma alocação de RM de regiões geográficas diferentes, como as do Nordeste juntas com as do Sul e Sudeste. Foi confirmada a correlação entre educação e renda.

Referências

1. Cerqueira CA. Moralidade por causas na capitais brasileiras e sua associação com indicadores Socioeconômicos [Dissertação Mestrado]. Universidade Federal de Pernambuco; 1998.
2. Fundação IBGE. O quadro da mortalidade por classes de renda: um estudo de diferenciais nas Regiões Metropolitanas. Rio de Janeiro: 1981.
3. Sichieri R, Lolio CA, Correia VR, Everarth JE. Geographical patterns of proportionate mortality for the most common causes of death in Brazil. *Rev. Saúde Pùb* 1992; 26: 424 -30.
4. Graunt J. Natural and political observations mentioned in following index, and made upon the Bills of mortality. *J Inst Actuaries* 1964; 20: 513-85.
5. Nichols ES. Causes and prevention of adult mortality in developing countries. IUSPS, Santiago do Chile:1991.
6. Paes NA. Mortalidade adulta no Brasil: tendências, diferenciais e causas. Relatório técnico de pesquisa CNPQ. João Pessoa: 1998.
7. Carvalho JAM, Sawyer DO, Rodrigues RN. Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia. Belo horizonte: ABEP; 1994.
8. Bussab WO, Andrade M. Introdução à análise de agrupamentos. São Paulo: IME-USP, 9º Simpósio Brasileiro de probabilidade e Estatística; 1990.

França MC, Medeiros CN. Relation of adult mortality and socioeconomic data on metropolitan regions of Brazil. *Acta Cir Bras* [serial on line] Available from: URL: <http://www.scielo.br/acb>.

ABSTRACT – Purpose: to evaluate the association between the adult mortality, in the age range between 10 and 64 years old in 2000, and socioeconomic indicators for 16 metropolitan regions of Brazil. **Methods:** from the datas of the Mortality System from the Ministry of Health, were calculated the crude mortality rates (CMR) to all the causes of death and sex, for the 16 metropolitan regions in Brazil. As a form of guarantee the spacial comparability, the CMR were standardized by age and sex, achieving the total mortality-standardized rates and for sex by the direct method of standardization. The correlation of Pearson was obtained for the 9 indicators and the analysis of cluster was used for the agroupment of the metropolitan regions. **Results:** The matrix of correlation of Pearson showed significant correlation only between the TMSR, the urbanization degree and residence with rubbish collection. Three groups of metropolitan regions were identified. **Conclusion:** The analysis of agroupment identified three groups: 1- Porto Alegre, São Paulo, Vitória, Curitiba, Maceió, Rio de Janeiro e Recife; 2 – Florianópolis, Natal, Fortaleza, Brasília e São Luís e 3 – Goiânia, Belo Horizonte, Salvador e Belém, that showed be significantly different by analysis of variance ($P = 0,000$).

KEYWORDS: Adult mortality. Socioeconomic indicators. Brazil.

Papeles de Población

Universidad Autónoma del Estado de México

cieap@uaemex.mx

ISSN (Versión impresa): 1405-7425

MÉXICO

2007

Mardone Cavalcante França / Neir Antunes Paes

INCOME, INCOME INEQUALITY AND MORTALITY IN METROPOLITAN REGIONS OF BRAZIL: AN
EXPLORATORY APPROACH

Papeles de Población, julio-septiembre, número 053

Universidad Autónoma del Estado de México

Toluca, México

pp. 225-239

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Universidad Autónoma del Estado de México

<http://redalyc.uaemex.mx>



Income, income inequality and mortality in metropolitan regions of Brazil: an exploratory approach

Mardone Cavalcante França and Neir Antunes Paes

*Universidade Federal do Rio Grande do Norte/
Universidade Federal da Paraíba*

Abstract

The goal of this study is to perform an empirical verification of the hypotheses of absolute income and income inequality for 16 metropolitan regions of Brazil (MRB), based on data from the Demographic Census of 2000 and vital statistics from 1999-2001 (deaths by age, sex and causes of death). To test the hypotheses, multiple regression models were adjusted for each independent variable and the statistical significance of regression coefficients corresponding to each hypothesis was verified. The results suggest that mean income is the determinant health factor for the population residing in MRB and not income inequality.

Key words: urban health, adult mortality, income inequality, metropolitan regions, Brazil.

Resumen

Ingresos, desigualdad de ingresos y mortalidad en regiones metropolitanas de Brasil: un acercamiento exploratorio

El objetivo de este estudio es realizar una verificación de las hipótesis de los ingresos absolutos y de la desigualdad de ingresos para 16 regiones metropolitanas de Brasil (RMB), basada en los datos del Censo Demográfico del 2000 y de las estadísticas vitales del trienio 1999-2001 (muertes por edad, sexo y causas de muerte). Para probar las hipótesis se ajustaron modelos de regresión múltiple para cada variable independiente y verificada e significado estadístico de los correspondientes coeficientes de regresión para cada hipótesis probada. Los resultados sugieren que el ingreso medio es un factor determinante de la salud de la población que reside en las RMB y no la desigualdad del ingreso.

Palabras clave: salud urbana, mortalidad adulta, desigualdad de ingresos, regiones metropolitanas, brasil.

Introduction

The relation between socioeconomic status and health has long been controversial, with studies producing discordant results (Wolfson *et al.*, 1999; Wildman, 2001; Wilkinson, 1994; Lynch y Davey, 2002). Socioeconomic status is generally measured by indicators of income, education, occupation, and living conditions, among others, while health is measured by morbidity, mortality and self-declared health status (Wilkinson, 1992; Kaplan

et al., 1996; Kennedy *et al.*, 1996). One of the foci of this debate has been the role of income in determining the individual or collective health of the population. The controversy that feeds the interest and scientific production centers around the following questions: Does health generate income? Or does income generate health? The former is usually supported by sociologists and the latter by economists (Lynch *et al.*, 2001; Rodgers, 2002; Preston, 1975; Deaton, 2003).

The wealth of scientific production found in the literature is focused on the negation or corroboration of the hypotheses of absolute income and income inequality. This problem was investigated by Wilkinson in a series of articles with income as a predictive variable of health conditions. He demonstrated that absolute income (mean income) and not income inequality is important in determining the health status of individuals in poor countries (Wilkinson, 1992; Braveman, 2002; Blakely *et al.*, 2003). During the 1990s and the first years of this decade, various studies were published in different parts of the world, correlating income level and income inequality with mortality. The results, for the most part, corroborate the hypothesis of absolute income for poor countries and the hypothesis of income inequality for rich countries (Ghosh y Kulkarni, 2004; Rossi *et al.*, 2000).

Studies on the relation between health and income that focus on metropolitan areas have been performed, mainly in the United States and other high-income countries such as Canada, England and Australia, and demonstrate that the significance of the association between income inequality and mortality cannot be generalized for all countries (Deaton y Lubotsky, 2003; De Vogli *et al.*, 2005). Wilkinson found a correlation of -0.81 between income inequality and life expectancy at birth for 11 industrialized countries (Wilkinson, 1992). In another study in metropolitan areas of the United States with an adult population aged between 15 and 64 years, Lynch (Lynch *et al.*, 1998) found a strong association between indicators of income inequality and mortality, concluding that areas with high income inequality and low mean income showed excess mortality when compared to areas of low inequality and high mean income. In Latin America, studies on the relation between mortality and socioeconomic indicators are scarce, mainly those dealing with adult mortality, despite increased interest in this topic since the 1990 (Drumond y Barros, 1999). A variation in the spatial mortality pattern was verified in the Brazilian state capitals, by comparing proportional mortality for the principal causes of death (Sichieri *et al.*, 1992).

In Brazil, alterations in epidemiologic profile are also associated to the aging population and rapid urbanization.

In the 1980s and 1990s the effects of the epidemiologic transition were already being seen, with the increase in diseases associated to the lifestyle of modern metropolises, while deaths from infectious and parasitic diseases declined. In 1930, around 46 per cent of all deaths occurring in Brazilian state capitals were caused by infectious/parasitic diseases, while only 12 per cent were related to diseases of the circulatory system. In 1995, this picture was completely altered, with seven per cent of deaths caused by infectious/parasitic diseases and 33 per cent by circulatory system disorders. In recent decades the metropolitan regions of Brazil (MRB) have been the preferred destination of population migrations from small cities and rural areas, triggering a chaotic growth in the large metropolises and consequently, promoting a process of spatial and residential segregation that has caused peripheral areas to expand vertiginously, giving rise to large numbers of slums and an increase in urban violence (Szwarcwald *et al.*, 1999). Despite the number of studies that have used life expectancy at birth, infant mortality and general mortality as well as specific causes of death among different countries or within a country itself, no definite conclusion has been arrived at to put an end to the controversy over the socioeconomic determinants of health in individuals or communities.

In spite of the importance, there are few studies on the relation between socioeconomic status and health in Brazilian metropolitan populations. The goal of this study was to perform, by means of an ecologic study, an empirical and exploratory verification of the hypotheses of absolute income and income inequality in 16 MRB, in 2000.

Data and sources

The data used in this article come from four basic sources: a) The Information System on Mortality (SIM) of the Ministry of Health, from where information was obtained on deaths by sex, age, area of residence and causes of death (ICD-10), considering mean number of deaths occurring from 1999 to 2001 to calculate adult mortality rates; b) The Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), using the Demographic Census of 2000 to obtain the population data necessary to calculate the adult mortality rates of individuals aged 10 to 64 years; c) Regional Accounts of Brazil for per capita GDP values

of metropolitan regions and d) The Human Development Atlas of Brazil (ADHB)-2000, elaborated by the United Nations Development Program (UNDP), in partnership with the Institute of Applied Economic Research (IPEA) and IBGE. From ADHB were obtained indicators of life expectancy at birth (both sexes), infant mortality rate (per 1000 live births), per capita family income (in Reais - \$R) and Gini's index, all aggregated for the 16 MRB. The quality of the death-related data used to calculate adult mortality can be considered satisfactory, given that the MRBs are highly urbanized areas encompassing state capitals and neighboring municipalities. Reporting in these areas is almost total and the proportion of deaths classified as «of undetermined cause» is at acceptable levels (mean six per cent).

Methods

The following hypotheses were tested: a) the hypothesis of absolute income: «the health status (measured by life expectancy at birth, infant mortality and adult mortality from specific causes) of the population of metropolitan regions of Brazil is associated to absolute income (measured by GDP per capita, per capita family income);» b) the hypothesis of inequality of income: «the health status (measured by life expectancy at birth, infant mortality and adult mortality from specific causes) of the population of metropolitan regions is not associated to unequal income distribution (measured by Gini's index).» Two statistical analysis strategies were used to verify the two hypotheses: first, Pearson's bivariate correlation test was used between indicators of mortality and income. Therefore, correlations were calculated between life expectancy at birth, infant mortality and adult mortality (10 to 64 years) standardized by sex and age for cancer and cardiovascular diseases and the indicators of income, per capita GDP, per capita family income and Gini's index. Second, the adjustment of multiple regression models with life expectancy at birth, the coefficient of infant mortality and adult mortality rates standardized by sex and age for cardiovascular diseases and cancer included in the models as dependent variables and verifiers of the health status of the population. On the other hand, per capita GDP, per capita family income and Gini's index are included as independent variables.

Four multiple regression models were adjusted, one for each dependent variable. The significance of the models was tested by Analysis of Variance (ANOVA) and the regression coefficients correspondent to each of the explanatory variables by student's t-Test.

Results

Descriptive statistics

The 16 MRB considered in this study are composed of 263 municipalities distributed by the five main geographic regions in the country-North, Northeast, Midwest, Southeast and South. Each MRB has the capital of its corresponding state as a nucleus and the remaining municipalities are confined to the contiguous geographic area that makes up its periphery. Figure 1 and Table 1 show respectively, the map of Brazil with the spatial administration of MRBs and the corresponding descriptive statistics. The 16 MRBs, used as analysis units, represent 23.4 per cent of the total population and 42.6 per cent of the urban population, accounting for 28.2 per cent of the country's GDP. There was an average of 170 thousand deaths in individuals aged 10 to 64 years between 1999 and 2001. The total population of MRBs varied from 17.9 million for the São Paulo MR to 709 thousand inhabitants for the Florianópolis MR. Life expectancy at birth ranged from 74.6 years for Florianópolis to 65.2 for the Maceió MR, while infant mortality rate extended from 11.9 to 43.0/1000 live births.

Income inequality, measured by Gini's index, lay between 0.56 and 0.68, while the coefficient of variation in table 1 revealed that population and per capita GDP showed the greatest relative variability with 1 211, seven and 38.5 per cent, respectively. Life expectancy at birth and Gini's index appear as the lowest coefficients of variability, with 2.8 and 9.2 per cent, respectively.

Bivariate correlation

The results of bivariate correlation between the variables, shown on the correlation matrix in table 2, reveals that life expectancy at birth has a positive association $r = 0.64$, ($p = 0.008$) with per capita family income, while infant mortality rate correlates inversely with this variable $r = -0.84$, ($p = 0.00$). A significant positive correlation was also observed between adult mortality rates for cancer, cardiovascular diseases and log(per capita GDP) and the respective values for correlation coefficient ($r = 0.53$, $p = 0.035$ and $r = 0.64$, $p = 0.008$). No significant correlation was detected with Gini's index for any of the mortality measures used in this study. These results point to a significant correlation between health status and mean income (absolute) of the population with no direct association between health status and income inequality.

FIGURE 1
MAP INDICATING METROPOLITAN REGIONS BY GEOGRAPHIC
REGIONS OF BRAZIL, 2000

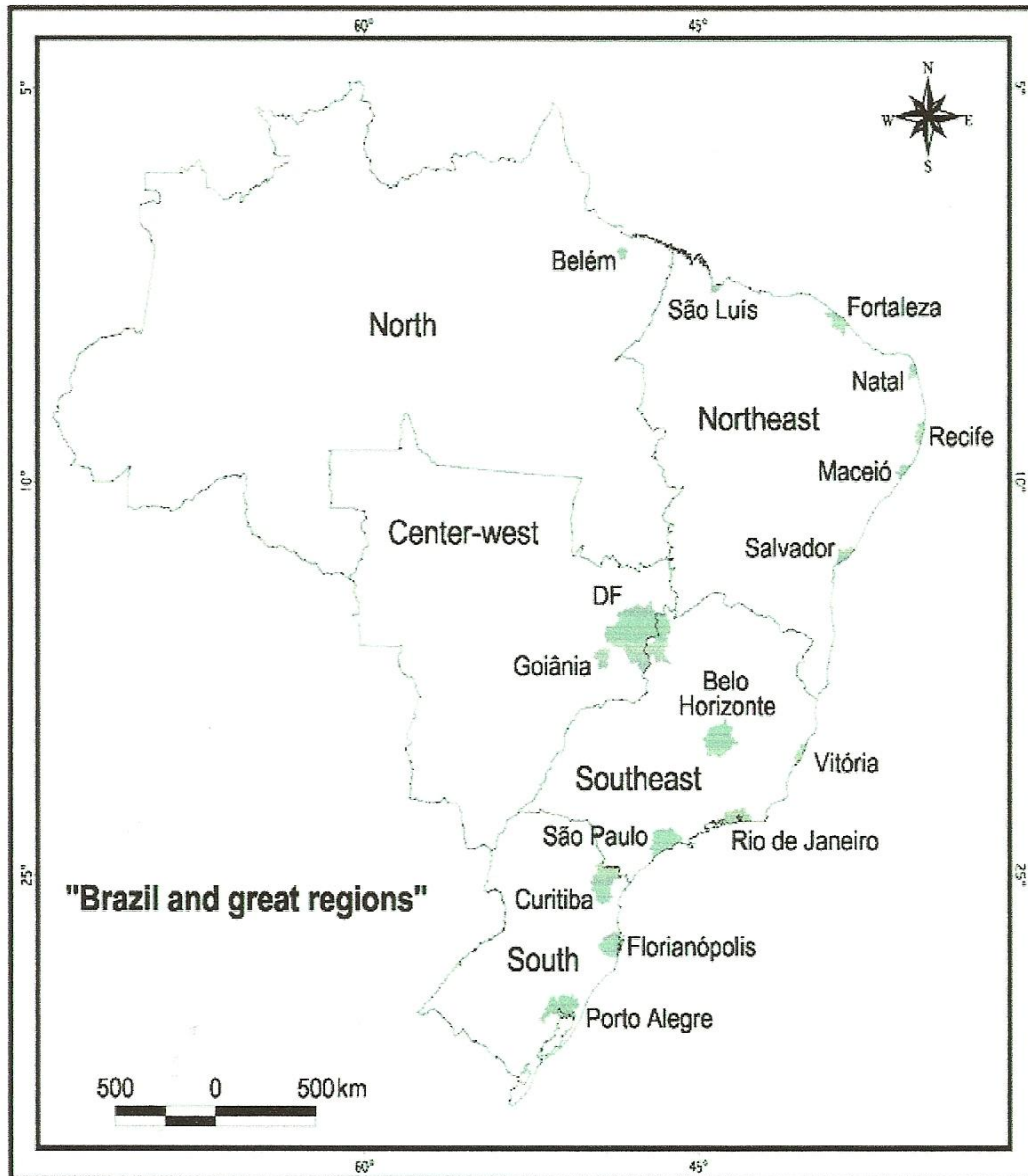


TABLE 1
POPULATION, HEALTH STATUS, INCOME INDICATORS AND DESCRIPTIVE STATISTICS FOR
METROPOLITAN REGIONS OF BRAZIL (RMB), 2000

Metropolitan regions	Population (in 1000) (1)	Life expectancy at birth (2)	Infant mortality (1000 live births) (2)	Adult mortality rate (per 100 000) (3)	Per capita GDP (R\$) (4)	Per capita family income (R\$) (2)	Gini's Index (2)
BH - Belo Horizonte	4 357.94	70.43	27.53	70.46	8 397	394,34	0.57
BL - Belém	1 795.54	70.55	26.48	48.28	3 689	273.59	0.56
CT - Curitiba	2 768.39	70.88	20.22	65.98	8 723	457.44	0.54
DF - Federal District	2 958.20	70.07	22.87	55.19	10 815	483.26	0.62
FL - Florianópolis	709.41	74.58	11.90	51.51	6 715	521.3	0.65
FT - Fortaleza	2 984.69	69.59	34.73	34.31	4 339	252.7	0.61
GN - Goiânia	1 639.52	70.13	21.17	59.00	4 779	403.32	0.61
MC - Maceió	989.18	65.23	43.00	63.84	3 744	247.83	0.61
NT - Natal	1 097.27	68.39	37.87	44.25	4 126	277.12	0.68
PA - Porto Alegre	3 718.78	72.03	16.16	62.90	9 929	456.35	0.50
RF - Recife	3 337.57	70.61	30.00	76.94	5 496	280.82	0.50
RJ - Rio de Janeiro	10 898.16	69.51	21.60	66.11	8 169	452.61	0.59
SD - Salvador	3 021.57	69.13	36.32	64.60	8 296	311.24	0.67
SL - São Luís	1 070.69	68.62	29.53	48.93	3 696	229.26	0.66
SP - São Paulo	17 878.70	70.43	20.24	72.07	11 094	507.93	0.62
VT - Vitória	1 438.60	68.68	28.34	57.79	9 127	368.36	0.61
Mean	3 724.66	69.93	26.75	58.88	6 946	369.84	0.60
Minimum	709.41	65.23	11.90	34.31	3 689	229.26	0.50
Maximum	17 878.70	74.58	43.00	76.94	11 094	521.3	0.68
Standard deviation	45 131.59	1.950	8.386	11.28	2 676.26	102.04	0.05
Coefficient variation%	1 211.70	2.79	31.35	19.17	38.53	27.59	9.17

Sources: (1) IBGE Demographic Census of 2000; (2) UNDP- Human Development Atlas of Brazil, 2000; (3) Authors' estimates; (4) IBGE Regional Accounts of Brazil, 2000.

TABLE 2
BIVARIATE CORRELATION MATRIX OF THE HEALTH STATUS
AND INCOME INDICATORS IN METROPOLITAN REGIONS
OF BRAZIL (MRB), 2000

Variables	LEB	IM	LogGDP	PCFI	GINI	SAMC	SAMCI
LEB	1.0000						
	-0.8453*						
IM	(0.0000)	1.0000					
	0.3918	-0.5398*					
LogGDP	(0.1330)	(0.0310)	1.0000				
	0.6390*	-0.8442*	0.8012*				
PCFI	(0.0080)	(0.0000)	(0.0000)	1.0000			
	-0.2250	0.2234	-0.1224	-0.0417			
GINI	(0.4020)	(0.4050)	(0.6520)	(0.8780)	1.0000		
	0.0391	-0.1912	0.5281*	0.3620	-0.4093		
SAMC	(0.8860)	(0.4780)	(0.0350)	(0.1680)	(0.1150)	1.0000	
	0.6459*	-0.7954*	0.6369*	0.6562*	-0.4096	0.3477	1.0000
SAMCI	(0.0070)	(0.0000)	(0.0080)	(0.0060)	(0.1150)	(0.1870)	

(p-value) * $p < .05$. LEB = Life expectancy at birth; IM = Infant Mortality; LogGDP = logarithms of per capita GDP; PCFI = Per capita family income; Gini = Gini's Index; SAMC = age-standardized adult mortality for cancer; SAMCI = age-standardized adult mortality for cardiovascular illnesses.

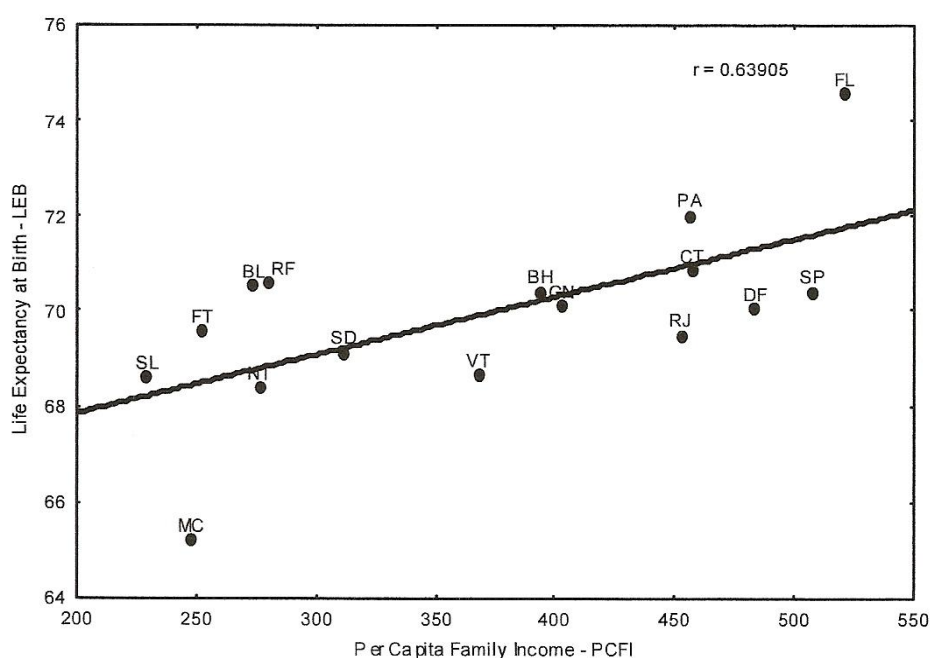
Figure 2 shows the dispersion diagram and trend line for the correlation between life expectancy at birth and per capita family income, while Figure 3 depicts the trend lines for the association between adult mortality from cancer and cardiovascular diseases and log(per capita GDP).

Regression models

The results of adjusting regression models 1 and 2 for life expectancy at birth and infant mortality are presented in table 3, with R^2 values of 0.45 and 0.75, respectively, showing that only the coefficients of per capita income were significant ($p < 0.01$) in explaining the variation in life expectancy at birth and infant mortality rate. On the other hand, no statistic significance was found for the regression coefficients associated to Gini's index for the same variables. With respect to models three and four in table 3, which show adult mortality

rates for cancer and cardiovascular diseases as dependent variables and log(per capita GDP) and Gini's index as explanatory variables, the coefficient associated to per capita GDP was significant ($p < 0.01$) for cancer but not for cardiovascular diseases. The regression coefficients associated to Gini's index were not significant ($p > 0.05$).

FIGURE 2
CORRELATION BETWEEN LIFE EXPECTANCY AT BIRTH AND PER
CAPITA FAMILY INCOME (IN REAIS) IN METROPOLITAN REGIONS
OF BRAZIL (MRB), 2000



Discussion

Brazil is a country of continental dimensions and great social, economic and demographic diversity that has high indices of poverty in its metropolitan areas.

The evidence that this study reveals regarding the absolute income hypothesis confirms the previously known results that in poor countries the income that individuals possess to supply their basic needs is the most important factor in determining the health status of the population and not income inequality,

although it is an aggravating factor to be considered (Wilkinson, 1992; Fiscella y Franks, 1997).

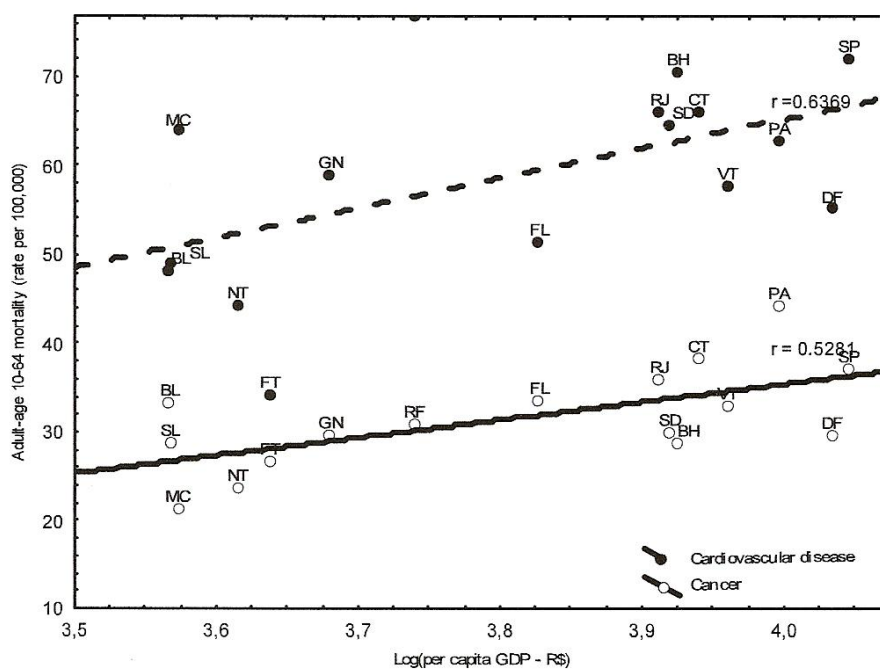
The international life expectancy curve versus per capita GDP elaborated by Preston in 1975 and revised by Deaton (Preston, 1975; Deaton, 2003) with data from the year 2000 for more than 100 countries in different stages of development, both in terms of income and epidemiologic transition shows a non-linear relation between these two variables. For the MRBs, however, this relation suggests a linear tendency, as shown in figure 2. In this sense, Brazil's position on the curve stands out, lying exactly on the intermediate part between the almost-vertical segment of poor countries and the beginning of the plateau, where the more developed countries are situated. This finding is consistent with the historical development process of Brazil, which, from the economic point of view, has alternated between periods of high growth and periods of stagnation.

This process has elevated the prevalence of chronic and degenerative diseases concomitantly with the accelerated aging of the population, mainly in metropolitan areas. The wealth of the country is concentrated in these regions, where a large part of the population enjoys a lifestyle that incorporates routine habits that predispose to cancer and cardiovascular diseases, among others, while another part live in poverty and social degradation, subjecting these individuals to infectious/parasitic diseases and all forms of urban violence. It is in this setting, mixed with opulence and poverty, that environmental, microbiological, physical and chemical factors increase the risk of contracting diseases, for both rich and poor (Braveman, 2002; McMichael, 2000).

Since the beginning of the 1990s the Brazilian government has been implementing public income transfer policies for families whose per capita monthly income is less than $\frac{1}{4}$ of the minimum wage (USD33). In 2004, according to the National Research per Sample of Domiciles (PNAD/2004), government social programs reached 50.3 per cent of households belonging to this income stratum.

In this sense, the corroboration of the absolute income hypothesis, that is, that mean income is an important factor in determining the health status of the population in MRBs, points towards public income transfer policies for the poorest strata of the population that result in an increase of mean family income and consequent improvement in health status.

FIGURE 3
CORRELATION BETWEEN ADULT MORTALITY FROM
CARDIOVASCULAR DISEASE, CANCER AND LOG (PER CAPITA GDP)
IN METROPOLITAN REGIONS OF BRAZIL (MRB), 2000



Although the logic of income transfer policies in Brazil is correct, since they benefit a large number of extremely needy individuals, they leave something to be desired because the values transferred are generally insufficient to be used for health care. In fact, the resources transferred contribute, above all, to meeting basic food needs that ensure survival.

The research data for Brazil as a whole reveal that only 42 per cent of domiciles benefiting from income transfer programs have proper sewage removal; 69 per cent have indoor plumbing and 66 per cent receive trash collection service. These numbers suggest that the mere transfer of money without concomitant investment in infrastructure services that improve the quality of health of the population is not the definite solution to the health question in Brazil, mainly in highly-populated urban areas such as the MRBs.

TABLE 3
SUMMARY OF THE RESULTS OF THE ADJUSTED REGRESSION MODELS FOR METROPOLITAN REGIONS
OF BRAZIL (MRB), 2000

Model	Coefficient	t-test t	p-value	ANOVA – F-test F	p-value
Model 1: $LEB = \beta_0 + PCFI\beta_1 + GINI\beta_2 + e$ $R^2 = 0.4478$					
Intercept (β_0)	69.9011	14.2758	0.0000	5.2711	0.0210
Per capita family income (β_1)	0.0121	3.0579	0.0092		
GINI (β_2)	-7.3061	-0.9633	0.3530		
Model 2: $IM = \beta_0 + PCFI\beta_1 + GINI\beta_2 + e$ $R^2 = 0.7482$				19.3097	0.0001
Intercept (β_0)	34.0834	2.3962	0.0323		
Per capita family income (β_1)	-0.0687	-6.0035	0.0000		
GINI (β_2)	29.8282	1.3539	0.1988		
Model 3: $SAMC = \beta_0 + \text{LogPCFI}\beta_1 + GINI\beta_2 + e$ $R^2 = 0.5718$				8.6788	0.0040
Intercept (β_0)	-18.9015	-0.7571	0.4625		
Log Per capita family income (β_1)	29.1155	3.5022	0.0039		
GINI (β_2)	-39.2486	-2.0185	0.0646		
Model 4: $SAMCI = \beta_0 + \text{LogGDP}\beta_1 + GINI\beta_2 + e$ $R^2 = 0.3619$				3.6865	0.0539
Intercept (β_0)	5.6982	0.0942	0.9264		
LogGDP (β_1)	26.2128	1.9902	0.0680		
GINI (β_2)	-77.2651	-1.6305	0.1270		

LEB = Life expectancy at birth; IM = Infant Mortality; SAMC = age-standardized adult mortality for cancer; SAMCI = age-standardized adult mortality for cardiovascular illnesses; PCFI = Per capita family income; Gini = Gini's Index; logGDP = logarithms of per capita GDP.

Conclusion

The results suggest that income inequality is not directly associated with the health of the population that live in the metropolitan regions of Brazil, corroborating many of the studies that point to mean income and not income inequality as the most important for the health of individuals in developing countries. The age-standardized adult mortality rate for cancer yielded Pearson's correlation coefficient of 0.53 ($p < 0.035$) in table 2 and figure 3, when correlated with the log(per capita GDP), signifying that the higher the per capita GDP, the higher the mortality rates for cancer in the adult population of the MRBs examined in this study. However, no significant correlation was found between adult mortality from cancer and Gini's index. With regard to cardiovascular diseases, table 2 and figure 3 show a correlation coefficient of 0.64 ($p = 0.008$) but no statistical significance with Gini's index. It is important to point out that these results are, to a certain extent, a result of the epidemiologic transition process in Brazil and consistent with international trends.

Notwithstanding the reservations and criticisms of using aggregate data to test these hypotheses (Gravelle, Wildman y Sutton, 2002) the results found in this study continue to be important, since they broaden information on this question in countries at a similar development stage to that of Brazil, in addition to showing agreement with many experiments that found similar outcomes (Van Doorslaer *et al.*, 1997; Braveman *et al.*, 2002; Blakely *et al.*, 2003; Ghosh *et al.*, 2004).

It is important to point out, however, the need for widening the scope of this study in future investigations. Therefore, the country should be divided into smaller spatial units, using individual data that allow these relationships to be examined in more detail and with more accuracy in order to minimize problems implicit in ecologic studies when testing this type of hypothesis.

Bibliography

- BLAKELY, T, J. Atkinson and D. O'Dea, 2003, "No association of income inequality with adult mortality within New Zeland: a multi-nivel study of 1.4 million 25-64 year olds", in *J Epidemiol Community Health*, 57.
- BRAVEMAN, P. and E. Tarimo, 2002, "Social inequalities in health within countries: not only an issue for affluent nations", in *Soc Sci Med*, 11.

- DE VOGLI, R., R. Mistry, Gnesotto and G. Cornia, 2005, "Has the relation between income inequality and expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialized countries", in *J Epidemiol Community Health*, 59.
- DEATON, A. and D. Lubotsky, 2003, "Mortality, inequality and race in American cities and States", in *Soc Sci Med*, 56(6).
- DEATON, A., 2003, "Health, inequality and economic development", in *Journal of Economic Literature*, vol XLI.
- DRUMOND, Jr. M. and M. Barros, 1999, "Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no município de São Paulo", in *Rev Bras Epidemiol*, 2(1-2).
- FISCELLA, K. and P. Franks, 1997, "Poverty or income inequality as predictor of mortality: longitudinal cohort study", in *BMJ*, 314.
- GHOSH, S. and P. Kulkarni, 2004, "Does the pattern of causes of death vary across socioeconomic classes within a population? An exploratory analysis for India", in *Genus*, LX, núm.. 2.
- GRAVELLE, H., J. Wildman and M. Sutton, 2002, "Income, income inequality and health: what can we learn from aggregate data?", in *Soc Sci Med*, 4.
- LYNCH, J. and S. Davey, 2002, "Commentary: income inequality and health: the end of the story?", in *Int J Epidemiol*, 31(3).
- LYNCH, J., G. Kaplan, E. Pamuk, 1998, "Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States", in *Am J Public Health*, 88(7).
- KAPLAN, G., E. Pamuk, J. Lynch, R. Cohen, and J. Balfour, 1996, "Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways", in *BMJ*, 312(7037).
- KENNEDY, B., I. Kawachi and D. Pothrow-Stih, 1996, "Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States", in *BMJ*, 312.
- LYNCH, J., S. Harper, G. Smith, N. Ross, M. Wolfson and J. Dunn, 2004, "US regional and national cause-specific mortality and trends in inequality: descriptive findings", in *Demographic Research*, special collection 2, article 8. In <http://www.demographic-research.gov>. Accessed out 14, 2005.
- McMICHAEL, A., 2000, "La salud y el entorno urbano en un mundo cada vez más globalizado: problemas para los países en desarrollo", in *Bulletin of World Health Organization*, 78(9).
- PRESTON, S., 1975, "The changing relation between mortality and of economic development", in *Popul Stud*, 29.
- RODGERS, G., 1979, "Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis", in *Popul Stud*.
- ROSS, N., M. Wolfson, J. Dunn, J. Berthelot, G. Kaplan and J. Lynch, 2000, "Income inequality and mortality in Canada and the United States: a cross-sectional assessment using census data and vital statistics" in *BMJ*, 320.

SICHERI, R, C. Lolio, V. Correia and J. Everarth, 1992, "Geographical patterns of proportionate mortality for the most common causes of death in Brazil", in *Rev saúde públ*, 26(6).

SZWARCWALD, C., F. Bastos and C. Andrade, 1999, "Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil", in *American Journal of Health*, 89(6).

TEIXEIRA, C., 2004, "Epidemiological transition, health care model, and social security in Brazil: an analysis of trends and policy options", in *Ciênc saúde coletiva*, 9, núm.4, in http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid. Accessed June 26, 2005.

VANDOORSLAER, E, A. Wagstaff, H. Bleichrodt, 1997, "Income related inequalities in health: some international comparisons", in *J Health Econ*, 16.

WILDMAN, L, 2001, "The impact of income inequality on individual and societal health: absolute income, relative income and statistical artefacts", in *Health Econ*, 10(4).

WILKINSON, R., 1994, "Divided we fall. The poor pay the price of increased social inequality with their health", in *BMJ*, 308.

WILKINSON, R., 1992, "Income distribution and life expectancy", in *BMJ*, 304.

WILKINSON, R., 1992, "National mortality rates: the impact of inequality?", in *Am J Public Health*, 82.

WOLFSON, M, G. Kaplan, J. Lynch, N. Ross and E. Backlund, 1999, "Relation between income inequality and mortality: empirical demonstration", in *BMJ*, 319.

3.2 Manuscrito submetido para publicação

Períodico: Revista Panamericana de Salud Pública

QUALIS: Internacional B1 (Medicina II CAPES)



Mortalidade adulta por doenças cardiovasculares e por câncer no Brasil urbano: associação com desigualdades educacional e de renda

Journal:	<i>Revista Panamericana de Salud Pública/Pan American Journal of Public Health</i>
Manuscript ID:	draft
Manuscript Type:	Original Research
DeCS Keywords At the bottom of this page, you will be required to confirm that the words you provide here conform to the DeCS standards outlined at DeCS (http://decs.bvs.br) :	Doenças cardiovasculares, Brasil
Language:	Portuguese
Subject List:	Death, cause of/Muerte, causas de, Biostatistics/Bioestadística



Mortalidade adulta por doenças cardiovasculares e por câncer no Brasil urbano:

associação com desigualdades educacional e de renda

Mardone Cavalcante França¹, Neir Antunes Paes²

Resumo

Objetivos: O presente estudo objetiva investigar a relação entre a mortalidade adulta (10 a 64 anos) por doenças cardiovasculares e por câncer e a desigualdade educacional e de renda nas capitais brasileiras no ano 2000.

Métodos: Trata-se de um estudo ecológico de corte transversal que considera as 27 capitais brasileiras como unidades de observação. Ajustaram-se modelos de regressão linear múltipla, tendo-se como variáveis dependentes as taxas de mortalidade padronizadas para doenças cardiovasculares (TMPDC) e para câncer (TMPC). Como variáveis independentes, o Log (PIB per capita), a Razão de Desigualdade de Renda (RDR) e a Razão de Desigualdade Educacional (RDE). Os dados básicos de óbitos foram extraídos do DATASUS, utilizando-se a média do triênio 1999-2001 e a população do Censo Demográfico de 2000 do IBGE.

Resultados: O ajuste dos modelos mostrou que a RDE apresentou coeficiente altamente significativo para as doenças cardiovasculares ($p=0,007$). Para o câncer, a significância foi inferior a 0,08 ($p=0,078$). Por sua vez, o Log (PIB per capita) foi significativo ao nível de 0,1 em relação à taxa de mortalidade padronizada das doenças cardiovasculares e altamente significativa para o câncer ($p=0,004$). Não se verificou significância para a RDR ($p=0,339$).

¹ Universidade Federal do Rio Grande do Norte – Programa de Pós-Graduação em Ciências da Saúde, Correspondência para: Mardone Cavalcante França, Rua João Paulo I, 2163, Candelária – 59.064-470, Natal, RN – Brasil
E-mail: mardonefranca@globocom.com.

² Universidade Federal da Paraíba – Departamento de Estatística, João Pessoa, PB – Brasil.

Conclusões: Os resultados sugerem que a desigualdade educacional e o PIB per capita são os determinantes que mais explicam a variação nas taxas de mortalidade das duas doenças crônico-degenerativas que mais matam a população das capitais brasileiras. Por outro lado, a desigualdade de renda não mostrou nenhum poder explicativo neste sentido.

Palavras-chaves: Mortalidade adulta. Doenças cardiovasculares. Câncer. Desigualdade educacional. Desigualdade de renda. Brasil.

For Peer Review

Introdução

A discussão sobre a polêmica questão da relação entre o status de saúde de uma sociedade e seus indicadores socioeconômicos (ISE) tem-se mostrado recorrente e atual, haja vista a diversidade de abordagens encontradas na literatura (1-9). No Brasil, esse tema também tem despertado a atenção de estudiosos, principalmente a partir do final dos anos 1990, quando os sistemas de informações sobre mortalidade melhoraram a qualidade dos seus dados, permitindo investigações mais acuradas das relações entre mortalidade e indicadores socioeconômicos (10-15).

O estudo da mortalidade adulta reveste-se de vital importância porque considera o segmento da população em idade ativa (10 a 64 anos) que tem o encargo de gerar a riqueza necessária para manter o equilíbrio entre as demandas da sociedade por serviços básicos e a capacidade da economia em supri-las em quantidade e qualidade adequadas. As doenças cardiovasculares e o câncer são as principais causas de morte da população adulta no Brasil e, notadamente, das capitais. Por isso, elas são o objeto desta investigação (20).

A relação entre a mortalidade adulta por câncer e por doenças cardiovasculares e os indicadores econômicos para as regiões metropolitanas do Brasil¹ foi estudada por França e Paes (13), os quais concluíram que a desigualdade de renda não é um determinante para a saúde da população, em concordância com estudos realizados para países pobres ou em desenvolvimento (1,7,12).

¹ Belém (PA), Belo Horizonte (MG), Brasília (DF), Curitiba (PR), Florianópolis (SC), Fortaleza (CE), Goiânia (GO), Maceió (AL), Natal (RN), Porto Alegre (RS), Recife (PE), Rio de Janeiro (RJ), Salvador (BA), São Luís (MA), São Paulo (SP), Vitória (ES).

Por sua vez, alguns estudos realizados para o Brasil e para outros países comprovam que a desigualdade educacional é mais perniciosa para a saúde porque tem efeito direto sobre a adoção de hábitos de vida saudável que minimizam os efeitos dos fatores de risco das doenças crônico-degenerativas como o câncer e as doenças cardiovasculares (3, 9, 11, 12, 15,19, 27-32).

Estudo de meta-análise realizado por Groot e Van der Brink (17) levou-os a concluir que a educação tem importante papel na determinação do padrão de saúde da população. Constataram que pessoas com melhor aporte educacional são as que fumam menos, bebem menos e tendem a levar uma vida mais saudável, o que repercute favoravelmente tanto na saúde individual quanto na coletiva.

Em trabalho recente, elaborado por Albano et al (27) para os Estados Unidos, considerando óbitos de indivíduos de 25 a 64 anos e como variáveis independentes a raça e o nível educacional, concluiu-se que a taxa de mortalidade combinada para os principais tipos de câncer foi maior entre aqueles com menos de 12 anos de estudos em comparação com os que tinham mais de 12 anos, em todos os grupos investigados.

Nesta mesma linha de abordagem, Menvielle et al (32) investigaram, a partir de dados longitudinais, os efeitos das desigualdades educacionais sobre as taxas de mortalidade total para câncer de homens e mulheres em 12 diferentes populações européias, constatando grandes variações no que diz respeito aos diferentes níveis educacionais.

Neste sentido, o presente estudo tem por objetivo modelar a relação entre as taxas de mortalidade padronizadas por doenças cardiovasculares e câncer, observadas na população adulta, e os indicadores de desigualdade educacional, de desigualdade de renda e o PIB per capita para as 27 capitais brasileiras no ano de 2000.

Material e Método

Os dados utilizados neste estudo estão ao nível de agregação das 27 capitais dos estados do Brasil para o ano 2000 e são provenientes de quatro fontes básicas: a) Sistema de Mortalidade – SIM (DATASUS) do Ministério da Saúde (20), de onde se extraíram as informações de óbitos por sexo, idade, lugar de residência e causa básica de morte, de acordo com a CID-10, considerando-se a média dos óbitos ocorridos no triênio 1999-2001 para o cálculo das taxas de mortalidade; b) o Censo Demográfico de 2000 do IBGE (21) para os dados sobre a população, necessários para o cálculo das taxas de mortalidade das pessoas de 10 a 64 anos; c) Contas Regionais dos Municípios do Brasil para obtenção do PIB per capita das capitais; d) Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil (ADHB) 2000, elaborado pelo Programa para o Desenvolvimento das Nações Unidas – PNUD (22) em parceria com o IPEA e com o IBGE. Do ADHB foram obtidos os decis da renda dos 10% mais ricos e dos 40% mais pobres e as proporções de pessoas maiores de 25 anos com menos de quatro e com mais de 12 anos de estudos para o ano 2000.

A partir destas informações construíram-se os indicadores Razão de Desigualdade de Renda (RDR), medida pela razão entre a renda auferida pelos 10% mais ricos e os 40% mais pobres e a Razão de Desigualdade Educacional (RDE), definida como o quociente entre os que têm menos de quatro e os que têm mais de 12 anos de estudo na população com idade igual ou superior a 25 anos. Quanto maior for o valor destas razões, mais desfavoráveis serão as condições em termos da distribuição da educação e da renda da população.

A escolha do ano 2000 se justifica pela disponibilidade de dados do censo demográfico sobre características populacionais e socioeconômicas na esfera municipal, ou seja, nas capitais brasileiras.

Como primeiro passo do processo metodológico, procedeu-se a uma avaliação da qualidade dos dados de óbitos. Tratando-se de áreas quase que integralmente urbanizadas, com bons sistemas de registros de óbitos, como as capitais, admitiu-se que a cobertura de óbitos é satisfatória e não compromete a validade das análises realizadas (23).

Entretanto, dada a elevada proporção de óbitos registrados com causas mal definidas para algumas destas capitais, principalmente do Norte e do Nordeste, recomenda-se que algum tipo de correção seja procedido para evitar vieses no cálculo das taxas de mortalidade. Assim, foi procedido o método de Ledermann² que faz uso de equações de regressão entre a proporção de mortes para uma causa específica (variável dependente) versus a proporção de mortes atribuídas às causas mal definidas (variável independente), após subtração das mortes por causas não naturais (externas). O coeficiente angular de cada reta é utilizado como fator de correção para distribuir os óbitos registrados com causas mal definidas entre cada causa específica.

Em seguida, foram ajustados modelos de regressão linear múltipla, nos quais as variáveis dependentes foram as taxas de mortalidade padronizadas (usou-se a população urbana do Brasil de 2000 como padrão) para as doenças cardiovasculares (TMPDC) e para câncer (TMPC). Como variáveis independentes foram considerados o logaritmo do PIB per capita, a RDR e a RDE.

² Pode ser encontrado em: Vallin J. Seminário sobre causas de muerte: aplicación al caso de Francia. Instituto Nacional de Estudios Demográficos e CELADE, 1987; Série E, No. 31, Santiago-Chile.

Para o estudo de diagnóstico dos modelos utilizou-se as técnicas de análise de resíduos, as quais mostraram que as pressuposições básicas exigidas foram satisfeitas. A significância dos modelos foi testada pela Análise de Variância e pelo teste t-Student. O coeficiente de correlação de Pearson (r) e diagramas de dispersão foram utilizados para a análise bivariada entre alguns pares de variáveis.

Ressalte-se que a Razão de Desigualdade Educacional (RDE), construída a partir de cortes nos extremos inferior e superior da distribuição da variável anos de estudo, constitui-se o indicador que se propõe, neste trabalho, como proxy do Índice de Gini Educacional (IGE), semelhante ao índice de Gini usado para medir desigualdade de renda. A RDE relaciona o contingente de analfabetos absolutos (adultos sem nenhuma escolaridade) e analfabetos funcionais (adultos com menos de 4 anos de estudo, segundo a UNESCO) com o contingente dos que concluíram, no mínimo, o ensino médio ou o equivalente (adultos com 12 anos ou mais de estudo).

Assim sendo, foram consideradas nos modelos a RDR e a RDE como medidas de desigualdade de renda e educacional, respectivamente, em detrimento dos correspondentes índices de Gini, pois, desta forma, mantêm-se a compatibilização conceitual de dois indicadores provenientes das razões entre os extremos de distribuições de acentuados perfis assimétricos, como o são a distribuição de renda e a distribuição educacional.

Para validar a RDE como proxy do IGE determinou-se a correlação entre estas duas variáveis utilizando-se o IGE dos estados, tendo em vista que os mesmos não se encontram disponíveis para as capitais. Daí, o motivo pelo qual se propõe, aqui, esta medida alternativa. O IGE dos estados foi calculado por Bezerra e Ramos (25) com dados de uma série de 10 anos (1992-2002) das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD's).

Amparado nessas premissas, a RDE, tal como foi proposta, pode ser considerada um bom aferidor da desigualdade educacional nas situações em que não se dispõe de dados, como é o caso das capitais brasileiras.

Resultados

Apresentam-se na Tabela 1 os dados correspondentes às variáveis utilizadas neste estudo e algumas medidas descritivas. A população total das capitais variou de um mínimo de 137,3 mil habitantes para Palmas (TO), a um máximo de 10,4 milhões para São Paulo (SP). As capitais com menores taxas de mortalidade padronizadas para as doenças cardiovasculares e para o câncer foram, respectivamente, Palmas e Florianópolis. As que se apresentaram com estes indicadores mais elevados foram Maceió e Manaus. Vitória e Brasília ostentaram as melhores posições em relação ao PIB per capita.

Do ponto de vista das desigualdades educacional e de renda, Florianópolis destacou-se com os mais baixos índices, enquanto Recife apresentou desigualdade de renda duas vezes maior que Florianópolis. Por sua vez, Rio Branco alcançou o maior índice no tocante à desigualdade educacional, sendo quatro vezes superior ao observado para Florianópolis. Quanto ao padrão de variabilidade das variáveis incluídas nos modelos ajustados, a TMPC foi a mais estável, com coeficiente de variação de 13,8%. Por outro lado, o PIB per capita e a RDE perfilaram-se como os índices de maior variabilidade relativa, com 58,6% e 57,0%, respectivamente.

< Tabela 1 >

Em 2000, ocorreram 170,8 mil óbitos nas 16 maiores regiões metropolitanas brasileiras, sendo que 97,6 mil foram nas suas respectivas capitais. Destacaram-se, como causas líderes de mortalidade, as mortes não naturais por causas externas, as doenças do aparelho circulatório e

as neoplasias, conforme se verifica na Tabela 2. As doenças cardiovasculares e as neoplasias foram responsáveis por 23,4% e 15,1% dos óbitos nestas regiões, respectivamente, perdendo apenas para as mortes por causas externas que representavam 27,1%.

Constata-se, ainda, na Tabela 2 que do total de óbitos ocorridos por câncer e por doenças cardiovasculares, contabilizou-se 61,8% e 57,0%, respectivamente nas capitais, muito superiores aos respectivos valores observados para os municípios da periferia. Em 2000, verificou-se que, em 22 das 27 capitais, o número de óbitos por doenças cardiovasculares foi superior ao número de óbitos por neoplasias. Para o conjunto das 27 capitais, as mortes por doenças cardiovasculares foram 30% maiores que aquelas por câncer. Este fato configura um cenário no qual, nas regiões metropolitanas, as capitais constituem-se o locus predominante das ocorrências de óbitos por estas doenças da modernidade.

< Tabela 2 >

Correlação bivariada e modelo de regressão ajustado

Conforme justificado na metodologia, o coeficiente de correlação de Pearson entre a RDE e o IGE ($r = 0,80$; $p = 0,000$) assim como para a RDR e o IGR ($r = 0,96$; $p = 0,000$), calculados com base em dados do ano 2000 para os estados brasileiros, foram altamente significativos. Isso se traduz como uma indicação de que tanto a RDE quanto a RDR, como medida de desigualdade educacional e de renda, têm aceitável equivalência com os correspondentes IGE e IGR. Daí porque, no modelo, a RDE e a RDR foram usadas como Proxy do IGE e do IGR, respectivamente. Por seu lado, o PIB per capita mostrou-se significativamente correlacionado com a RDE, apresentando um coeficiente de correlação negativo ($r = -0,61$; $p = 0,001$).

Por sua vez, os resultados dos modelos de regressão ajustados para as taxas de mortalidade padronizada para doenças cardiovasculares (TMPDC) e para câncer (TMPC), apresentados na Tabela 3, mostram que o coeficiente de regressão da RDE foi altamente significativo para as doenças cardiovasculares ($p = 0,007$). E que, para câncer, foi também significativo, embora com significância inferior a 0,08 ($p = 0,078$). Com relação ao Log (PIB per capita) pode-se aceitar sua significância, mesmo a um nível de significância de 0,1, por se tratar de um indicador macroeconômico, cujo valor final é uma estimativa na qual está implícito algum grau de incerteza de difícil mensuração. O teste F da análise de variância para o ajuste dos modelos foi significativo ($p = 0,035$). A RDR, por sua vez, não foi estatisticamente significativa ($p = 0,339$) para nenhuma das duas causas de morte objeto deste estudo.

< Tabela 3 >

As linhas de tendência da mortalidade por doenças cardiovasculares das pessoas de 30 a 69 anos e da desigualdade educacional (IGE), mostradas na Figura 1 e as correspondentes da desigualdade de renda (IGR), Figura 2, mostram para o Brasil como esta causa de morte se comportou em relação às desigualdades socioeconômicas no decorrer do período de 11 anos (1992-2002 para o IGR e 1995-2005 para o IGE) obtidos de fontes distintas (24, 26). Verifica-se, na Figura 1, que tanto a reta de regressão da mortalidade por doenças cardiovasculares quanto a da desigualdade educacional exibem, concomitantemente, tendência decrescente ao longo do período com correlações mais fortes do que as correspondentes observadas para a desigualdade de renda (Figura 2).

Embora se verifique comportamento similar das retas de tendência nas Figuras 1 e 2, a correlação para a desigualdade de renda ($r = - 0,91$) é menor se comparada com a correlação da desigualdade educacional ($r = - 0,99$). Essa maior força no decréscimo observado nas retas

da Figura 1 é corroborada quando se compara as variações relativas do IGE e da TMPDC. No período considerado, tais variações foram, respectivamente, de 16% e 35%, com as correspondentes variações relativas da TMPDC e do IGR (Figura 2), que foram 6% e 25%, respectivamente. Uma diferença simultânea de 10%, favorável à desigualdade educacional em detrimento da desigualdade de renda.

Discussão

Em decorrência do processo de transição epidemiológica pelo qual o Brasil vem passando e associado ao grande crescimento das aglomerações urbanas, tem-se assistido à elevação da prevalência das doenças crônico-degenerativas concomitantemente com o aceleração do processo de envelhecimento da população, principalmente nas regiões metropolitanas (13).

O Brasil experimentou, a partir do início dos anos 1990, um significativo aumento nas taxas de matrícula no ensino básico, a tal ponto que a proporção média de crianças freqüentando escola já atinge 95%, embora ainda persistam variações regionais não desprezíveis. Não obstante, os testes de proficiência realizados pelo Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e pelo Programme for International of Student Assessment (PISA) adotado pela Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), a que são submetidos os alunos das escolas brasileiras, têm revelado uma queda na qualidade do ensino. Este fato tem implicações no futuro dos jovens e dos adultos, pois compromete o direito de escolhas individuais nas opções por uma vida longa e saudável, na aquisição de conhecimentos e de um padrão de vida decente. Neste sentido, especialistas em educação alertam para a necessidade de mudanças urgentes no sistema educacional brasileiro para melhorar a qualidade do ensino, principalmente dos níveis básico e médio (22, 24).

Avaliar as desigualdades educacionais só pela abordagem da quantidade de anos de escolaridade pode escamotear o aspecto mais relevante, no caso, a qualidade do ensino oferecido pelas escolas brasileiras (22). Não obstante, medir as desigualdades sob o ponto de vista da escolaridade média ainda se mostra útil, e contribui para revelar os efeitos das disparidades educacionais sobre a saúde, renda e outros aspectos importantes da vida das pessoas. Dessa forma, os resultados encontrados, através da metodologia usada, sugerem que a RDE mostrou-se significativa como provável explicação da variação nas taxas de mortalidade observadas para as doenças cardiovasculares e do câncer da população adulta, fato que não se verificou para a RDR.

Em estudo realizado para os Estados Unidos, Muller (18) usou a taxa de mortalidade padronizada para todas as causas como variável dependente e o índice de Gini da renda, a renda per capita e a percentagem de pessoas maiores de 18 anos com diploma de alta escola como variáveis explicativas em modelo de regressão múltipla para os 50 estados americanos. O autor concluiu que a carência de alta educação é o mais poderoso determinante da variação nas taxas de mortalidade entre os estados americanos, quando comparado com a desigualdade de renda.

Em outros estudos (3,17,19) que consideraram os aspectos quantitativos de qualificação e seletividade da educação das pessoas, realizados também para os Estados Unidos, verificou-se que, destes aspectos, anos de escolaridade têm o maior efeito sobre a saúde das pessoas. Os autores concluíram, a partir de seus achados, que quanto mais anos de escolaridade tem uma pessoa, maior é a capacidade de percepção de seu próprio estado de saúde. Este fato contribui decisivamente para que os indivíduos adotem um estilo de vida que favoreça a manutenção de

um bom estado de saúde, principalmente quando o controle dos fatores de risco associados depende do grau de informação dos indivíduos (3).

Na tentativa de encontrar uma explicação mais clara sobre o mecanismo subjacente às relações de causa-efeito entre desigualdade em saúde, educação e inovação médica, Glied e Lleras-Muney (16) propuseram modelos que possibilitaram avaliar o grau de relacionamento entre estas variáveis. Embora os autores reconheçam que muitos fatores podem gerar diferenciais no status de saúde, tanto no tempo como no espaço, concluíram que pessoas com melhor aporte educacional são mais capazes de recorrer aos avanços tecnológicos na medicina com mais rapidez do que as pessoas com menos educação.

Mesmo que não se tenha encontrado na literatura trabalhos que abordem diretamente a questão dos efeitos da desigualdade educacional sobre a saúde em contraponto à desigualdade de renda como proposto neste estudo, os resultados encontrados na literatura são convergentes em mostrar os benefícios da educação sobre a saúde. Já é reconhecido por estudos realizados para diversos países (12, 16, 25, 27-32) que as desigualdades na distribuição do capital humano atuam como diferencial na determinação da mortalidade por doenças cardiovasculares e por câncer.

Embora os estudos realizados no Brasil que relacionam a mortalidade por doenças cardiovasculares e por câncer com fatores ligados à educação não o façam pela ótica da desigualdade educacional, há concordância com os resultados deste trabalho no que tange ao papel da educação como determinante da mortalidade por doenças dessa natureza (11, 14, 15, 25, 28,30).

Conclusão

Os resultados sugerem que a desigualdade educacional tem papel mais determinante sobre o estado de saúde da população adulta das capitais dos estados brasileiros do que a desigualdade de renda, apesar de o Brasil se posicionar como um dos países de maior desigualdade de renda do mundo. Os modelos ajustados para as taxas de mortalidade observadas para as doenças cardiovasculares e para o câncer como variáveis dependentes, e a desigualdade educacional e de renda e o Log(PIB per capita) como variáveis independentes, revelaram que tanto a desigualdade educacional como o Log(PIB per capita) mostraram-se significativos em detrimento da desigualdade de renda. O fato de o PIB per capita ter sido também significativo, leva a supor que um maior aporte de renda à disposição das pessoas possibilite fazer mais investimentos nos cuidados à saúde, como, por exemplo, a posse de planos de saúde, que viabiliza a utilização de melhores tecnologias médicas para a prevenção e para o tratamento de certas doenças crônico-degenerativas, como as cardiovasculares e o câncer.

Saliente-se, ainda, a proposta de uso da Razão de Desigualdade Educacional (RDE) como uma medida alternativa para aferir a desigualdade educacional como proxy do Índice de Gini Educacional (IGE), particularmente para aquelas situações em que não se dispõe de dados para gerar este último indicador. Agregue-se a isso o fato de que a RDE é menos exigente em termos de dados básicos necessários e não requer, para sua determinação, cálculos complexos como acontece com o IGE.

Finalmente, frise-se que, por se tratar de um estudo com base em dados agregados, seus resultados estão sujeitos aos condicionantes estatísticos impostos pela falácia ecológica. Neste sentido, é recomendável que novos estudos apoiados em observações com nível de

desagregação baseado em micro-dados como distritos, bairros, ou individuais sejam realizados para assegurar maior grau de robustez aos resultados aqui encontrados.

For Peer Review

Referências

1. Wilkinson RG. Divided we fall. The poor pay the price of increased social inequality with their health. *BMJ*. 1994; 308:1113-1114.
2. Preston SH. The changing relation between mortality and economic development. *Popul Stud*. 1975; 29:231-248.
3. Ross C, Wu Chia-Ling. The links between education and health. *American Sociological Review*. 1995; 60 (5):719-745.
4. Lynch JW, Davey SG, Kaplan GA and House JS. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *BMJ*. 2000; 320 (7243):1200-1204.
5. Wildman L. The impact of income inequality on individual and societal health: absolute income, relative income and statistical artefacts. *Health Econ*. 2001; 10 (4):357-361.
6. Ghosh S, Kulkarni PM. Does the pattern of causes of death vary across socioeconomic classes within a population? An exploratory analysis for India. *Genus*. 2004; LX, (2): 55-81.
7. Braveman P, Tarimo E. Social inequalities in health within countries: not only an issue for affluent nations. *Soc Sci Med*. 2006; 11:1621-1635.
8. Farrel S. Income inequality and cardiovascular disease in North-America: shifting the paradigm. *Havard Health Policy Review*. 2000; 2(3).
9. Bloom G. Equity in health in unequal societies: towards health equities during rapid social changes. 2000; IDS Working paper 112.
10. Cerqueira CA. Mortalidade por causas nas capitais brasileiras e associações com indicadores socioeconômicos [Dissertação de Mestrado]. Recife-PE: Universidade Federal de Pernambuco; 1998.

11. Boakari FM. Poverty and education: Brazils's search for viable solutions? Advances in education in diverse communities: Research, policy and praxis 2006; 4:253-294. Disponível: <http://www.sciencedirect.com/science>. Acesso 30 de janeiro de 2008.
12. Messias E. Income inequality, Illiteracy rate and life expectancy in Brazil. American Journal of Public Health. 2003; 93 (8):1294-1296.
13. França MC, Paes NA. Income, income inequality and mortality in metropolitan regions of Brazil: an exploratory approach. Papeles de Población. Julio-septiembre 2007; 53: 225-239.
14. de Godoy MF, de Lucena JM, Miquelin AR et al. Mortalidade por doenças cardiovasculares e níveis socioeconômicos na população de São José do Rio Preto, Estado de São Paulo, Brasil. Arq Bras Cardiol 2007; 88(2):200-206.
15. Bassanesi SL, Azambuja MI, Achutti A. Mortalidade precoce por doenças cardiovasculares e desigualdades sociais em Porto Alegre: da evidencia à ação. Arq Bras Cardiol 2008; 90(6):403-412.
16. Glied S, Muney-Lleras A. Health inequality, education and medical innovation. Working Paper no. 9738, NBER Working paper Series, National Bureau of Economic Research. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9738>. Acesso em 12 dez. 2006.
17. Groot W, Van der Brink HM. The health effects of education: survey and meta-analysis. Journal Educational Literature. 2004; 11, 12.
18. Muller A. Education, income inequality, and mortality: a multiple regression analysis. BMJ. 2002; 324:1-4. Disponível em: <http://www.bmj.com/cgi/content/full/324/7328/23>. Acesso em 23 jan. 2007.
19. Muney-Lleras A. The relationship between education and mortality in the United States. Review of Economic Studies. 2004; 72 (1):189-221.
20. Ministério da Saúde. Departamento de Informação e Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Informações sobre mortalidade e informações demográficas [online]. Acessado em 03 de novembro de 2007. Disponível em URL: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi>

21. Fundação Instituto de Geografia e Estatística (IBGE). Censo demográfico, 2000. Disponível <http://ibge.gov.br/censo>. Acesso: 14 de abril 2004.
22. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, 2000. Disponível: <http://pnud.org.br/atlas/instalacao/index.php>. Acesso: em 24 de março de 2005.
23. Paes NA. Avaliação das estatísticas vitais para estudos de causas de morte dos adultos para os Estados do Brasil, 2000. XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP; 2006 20 – 24 de setembro; Caxambú – MG – Brasil.
24. Bezerra FM, Ramos FS. O que a decomposição da desigualdade na distribuição do capital humano pode sinalizar sobre políticas educacionais no Brasil? *Journal of Economic Literature*. 2004; J24, O18, R54.
25. Oliveira GMM, Klein CH e Silva NAS. Mortalidade por doenças cardiovasculares em três estados do Brasil de 1980 a 2002. *Rev Panam Salud Publica*. 2006; 19(2):85-93.
26. Hoffmann R. Brasil, 2004: menos pobres e menos ricos. *Parcerias Estratégicas – Edição Especial 2006a*; 22:77-88.
27. Albano JD, Ward E, Jemal A, Anderson R et al. Cancer Mortality in the United States by educational level and race. *J Natl Cancer Inst*. 2007;99:1384-94.
28. Antunes JLF, Borrel C, Pérez G, Boing AF and Wünsch-Filho V. Inequalities in mortality of men by oral and pharyngeal cancer in Barcelona, Spain and São Paulo, Brazil, 1995-2003. *International Journal for Equity in Health*. 2008;7:14. Acessado em 05 de dezembro de 2008. Disponível em <http://equityhealthj.com/content/7/1/14>.
29. Steenland K, Henley J, Thun M. All-causes and cause-specific death rates by educational status for two million people in two American Center Society cohorts, 1959-1996. *Am J Epidemiol*. 2002;156:11-21.
30. Wünsch-Filho V, Moncau JE. Mortalidade por câncer no Brasil 1980-1995: padrões regionais e tendências temporais. *Rev Assoc Med Bras*. 2002;48:250-257.
31. Faggiano F, Lemma P, Costa G, Gnani R and Pagnarelli F. Cancer mortality by educational level in Italy. *Cancer Causes Control*. 1995; 6:311-320.

32. Menviele G, Kunst AE, Stirbu I, Strand GH, Borrell C, Regidor E, et al. Educational differences in cancer mortality among women and men: a gender pattern that differs across Europe. *British Journal of Cancer*. 2008; 98:1012-1019.

For Peer Review

TABELA 1. População, taxa de mortalidade padronizada para as doenças cardiovasculares e para o câncer, indicadores de renda, educação e estatísticas descritivas para as capitais dos estados do Brasil, 2000

Capitais	População ^a (em 1000 hab)	Taxa de Mortalidade Padronizada das Doenças Cardiovasculares ^b TMPDC (Por 100.000 hab)	Taxa de Mortalidade Padronizada para o Câncer ^b TMPC (Por 100.000 hab)	PIB per capita ^c (R\$ 1,00)	Razão de Desigualdade de Renda - (RDR) ^d	Razão de Desigualdade Educativa (RDE) ^d
Aracaju (SE)	461	68.72	58.10	5,221	32.67	1.49
Belém (PA)	1,281	70.50	66.54	4,290	31.34	1.58
Belo Horizonte (MG)	2,238	70.52	51.16	7,130	27.22	0.79
Boa Vista (RR)	201	103.31	49.35	3,829	21.05	2.79
Brasília (DF)	2,051	81.80	56.00	14,224	32.75	0.87
Campo Grande (MS)	664	92.20	55.17	5,385	24.62	1.42
Cuiabá (MT)	483	106.95	59.75	6,678	30.04	1.14
Curitiba (PR)	1,587	79.44	60.61	8,087	22.60	0.67
Florianópolis (SC)	342	59.59	56.54	8,049	19.87	0.43
Fortaleza (CE)	2,141	75.91	58.24	4,515	33.02	2.24
Goiania (GO)	1,093	83.17	51.18	5,392	24.15	1.12
João Pessoa (PB)	598	85.53	52.03	4,075	27.96	1.38
Macapá (AP)	283	88.35	57.88	4,662	27.93	3.31
Maceió (AL)	798	110.18	57.07	3,895	39.39	2.51
Manaus (AM)	1,406	93.01	82.86	11,037	30.81	2.43
Natal (RN)	712	74.81	48.08	4,321	30.51	1.81
Palmas (TO)	137	72.03	44.26	3,053	30.84	1.55
Porto Alegre (RS)	1,361	73.51	72.60	8,764	26.30	0.46
Porto Velho (RO)	335	120.38	64.38	4,078	26.97	2.77
Recife (PE)	1,423	102.46	61.53	6,585	41.75	1.23
Rio Branco (AC)	253	120.56	65.32	4,401	27.05	3.87
Rio de Janeiro (RJ)	5,858	101.13	68.02	9,818	26.85	0.70
Salvador (BH)	2,443	94.54	57.73	3,924	35.03	1.56
São Luís (MA)	870	101.11	64.76	4,370	32.17	1.96
São Paulo (SP)	10,434	92.89	60.06	12,154	26.67	0.91
Teresina (PI)	715	88.08	50.47	3,356	31.32	3.10
Vitória (ES)	292	104.23	59.93	20,152	28.26	0.55
Média	1,499	91.80	58.87	6,720.19	29.23	1.65
Mínimo	137	59.59	44.26	3,053.00	19.87	0.43
Máximo	10,434	120.56	82.86	20,152	41.75	3.87
Desvio padrão	2,127.71	14.70	8.13	3,936.21	4.97	0.94
Coef. de variação (%)	141.98	16.01	13.81	58.57	17.00	56.97

Fonte dos dados básicos: ^aIBGE – Censo Demográfico, 2000; ^bSIM/DATASUS; ^cIBGE – Contas Regionais dos Municípios do Brasil;

^dPNUD – Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, 2000.

^ePNUD – Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, 2000.

TABELA 2. Número de óbitos e participação percentual das principais causas de morte na população (10 a 64 anos) das 16 maiores regiões metropolitanas brasileiras com núcleos nas capitais, 2000

Capítulo da CID-10	Região Metropolitana		Capital		Periferia	
	Óbitos	%	Óbitos	%	Óbitos	%
Neoplasias	25,821	100	15,971	61.85	9,850	38.15
Doenças do aparelho circulatório	39,901	100	22,739	57.00	17,162	43.00
Causas externas de morbidade e de mortalidade	46,337	100	25,331	54.67	21,006	45.33
Todos os outros capítulos	58,761	100	33,518	57.04	25,243	42.96
Total	170,820	100	97,559	57.11	73,261	42.89

Fonte dos dados básicos: Ministério da Saúde – DATASUS - Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM

TABELA 3. Resumo dos resultados dos modelos de regressão ajustados para as doenças cardiovasculares e para o câncer nas capitais dos estados brasileiros, 2000

Modelo	Coeficien	Teste-t		ANOVA teste-F	
		t	Valor-p	F	Valor-p
Modelo 1: TMPDC = $\beta_0 + RDR \beta_1 + RDE \beta_2 + \text{Log(PIB)}\beta_3$				3.381	0.035
Intercepto - β_0	-39.347	-0.602	0.552	NA ^o	NA
RDR - β_1	0.173	0.975	0.339	NA	NA
RDE - β_2	0.644	2.934	0.007	NA	NA
Log(PIB) - β_3	0.371	1.689	0.100	NA	NA
Modelo 2: TMPC = $\beta_0 + RDR \beta_1 + RDE \beta_2 + \text{Log(PIB)}\beta_3$				3.445	0.033
Intercepto - β_0	-55.964	-1.559	0.132	NA	NA
RDR - β_1	0.141	0.799	0.432	NA	NA
RDE - β_2	0.402	1.841	0.078	NA	NA
Log(PIB) - β_3	0.696	3.175	0.004	NA	NA

^o = Não se aplica

FIGURA 1. Linhas de tendência da Taxa de Mortalidade Padronizada (30-69 anos) por doenças Cardiovasculares (TMPC) e do Índice de Gini Educacional (IGE), Brasil, 2000

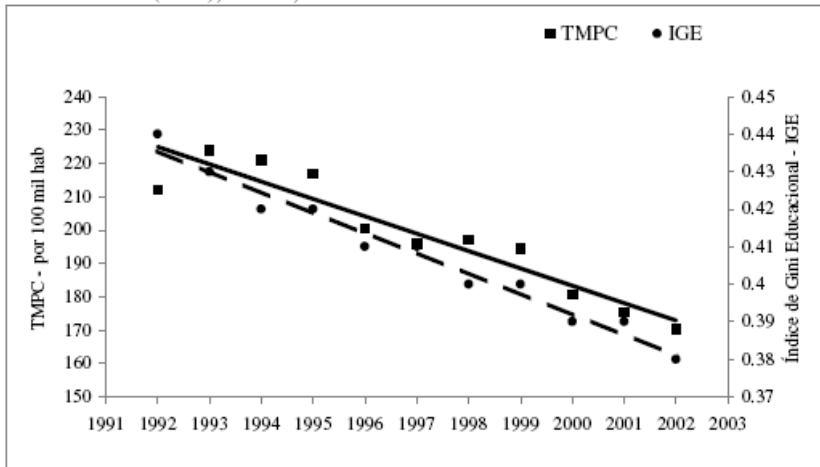
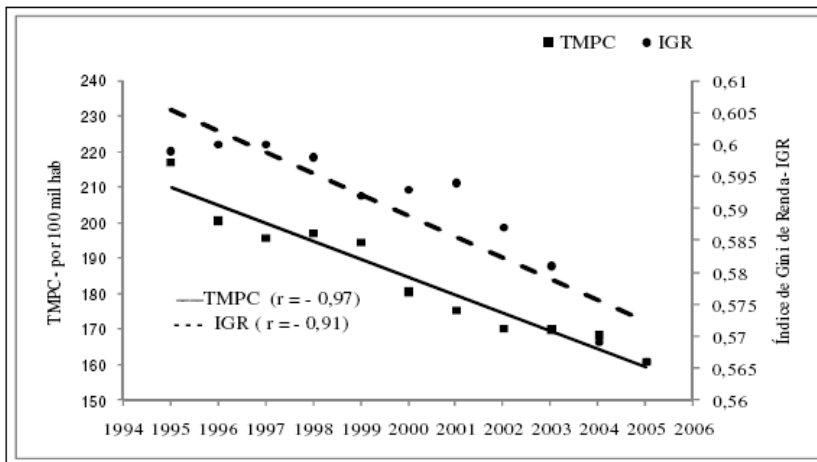


FIGURA 2. Linhas de tendência da Taxa de Mortalidade Padronizada (30-69 anos) por doenças Cardiovasculares (TMPC) e do Índice de Gini de Renda (IGR), Brasil, 2000



Peer Review

4. COMENTÁRIOS, CRÍTICAS E SUGESTÕES

O Brasil encontra-se em pleno processo de transição epidemiológica. O aspecto mais marcante que denota isso pode ser constatado através do fato de que as mudanças no padrão de morbimortalidade vêm ocorrendo à custa da progressiva substituição de doenças infecciosas e parasitárias por doenças crônico-degenerativas e por mortes não naturais (causas externas) como principais causas de morte^{30,31}.

As regiões metropolitanas brasileiras abrigam as maiores concentrações populacionais do país e ostentam os maiores índices de pobreza urbana. De acordo com estudo do IPEA, o Brasil situa-se entre os cinco países do mundo com maior concentração de renda, embora venha, nos últimos anos, experimentando quedas deste indicador³⁵. Conforme já salientado na revisão da literatura, a complexa teia de conflitos, interesses e problemas torna essas regiões em espaços geopolíticos propícios para se engendrar os mecanismos de ação dos determinantes socioeconômicos sobre a saúde individual e coletiva.

O projeto que resultou nesta tese trata do estudo da mortalidade por doença cardiovascular e câncer na população em idade ativa e de suas relações com determinantes socioeconômicos nos grandes aglomerados urbanos do Brasil. Focalizou-se, principalmente, as desigualdades em saúde, que se manifestam de forma mais explícita na insuficiência de recursos materiais (renda) e na falta de aporte mínimo educacional, que dote as pessoas de discernimento quanto às escolhas sobre o estilo de vida e os cuidados preventivos a se adotar para o controle destas doenças.

No projeto original, estava previsto fazer-se comparações temporais entre os anos de 1991 e 2000, por corresponderem a anos de realização de censos demográficos que disponibilizam bancos de dados sobre características populacionais e socioeconômicas na esfera municipal. Como se pretendia trabalhar com as regiões metropolitanas, surgiram problemas de não compatibilização da composição destas regiões para 1991 e 2000. Nesse período, alguns novos municípios foram criados e incorporados a algumas regiões metropolitanas. Tal fato dificultou o exercício da comparação temporal e espacial e, às vezes, impossibilitou-a totalmente.

Além do mais, os problemas de compatibilização da CID-9 com a CID-10 foram muito maiores do que aqueles previstos, inviabilizando estudos comparativos entre causas de morte.

Sendo assim, focou-se a doença cardiovascular e o câncer, por serem as causas líderes de mortalidade adulta no Brasil e responsáveis por considerável perda precoce de vidas e por conta dos altos custos que acarretam para o Sistema de Saúde do país. A essência dos objetivos do projeto original foi preservada em favor de uma maior aprofundamento do ponto de vista metodológico e dos resultados obtidos, ao ser incorporada a dimensão social e humana não prevista inicialmente. Dessa forma, foi possível avaliar-se, por técnicas estatísticas apropriadas, a influência de dois dos mais marcantes determinantes de saúde individual e coletiva: a renda, representando a dimensão econômica; e a educação, como dimensão social e humana.

No Brasil, estudos de acompanhamento longitudinal com grande abrangência informacional e geográfica são raros ou inexistentes, o que

dificulta o desenvolvimento de pesquisas que não sejam com dados agregados. Uma estratégia para se contornar tais limitações, poderia ser a de se utilizar, como unidade de observação, objetos (áreas) cada vez menores, de tal sorte que permitisse o máximo controle possível da variação interna das variáveis investigadas. Tal medida possibilitaria também a produção de estudos mais robustos no âmbito individual, eliminando, por conseguinte, problemas decorrentes da falácia ecológica.

Neste estudo foram postas à prova hipóteses que evidenciam o papel do aporte de renda e das desigualdades de renda e educacional sobre o status de saúde da população, ainda não testadas explicitamente no Brasil. Chegou-se a conclusões similares àquelas obtidas para outros países ou para regiões em estágio de desenvolvimento compatível com o do Brasil urbano.

A contribuição mais relevante deste estudo reside no fato de se sido posto à prova, em um mesmo modelo estatístico, a desigualdade de renda, por um lado, e a desigualdade educacional por outro. Desta forma, chegou-se a um resultado que sugere que é a desigualdade educacional e não a desigualdade de renda quem explica os diferenciais no “status” de saúde da população urbana do Brasil.

Como resultados da consecução dos objetivos deste projeto, diversos produtos foram obtidos como: artigos publicados em revista nacional e internacional, apresentação de trabalhos em congressos e orientação de monografia de graduação. Os seguintes artigos foram produzidos: “Relação entre mortalidade adulta e indicadores socioeconômicos nas regiões metropolitanas do Brasil”, publicado na revista *Acta Cir Bras.* 2005;20 Suppl 1: 237-241 e “Income, income inequality in metropolitan regions of Brazil: an

exploratory approach”, publicado na revista Papeles de Población, 2007:53 (3): 225-239. Além destes, foi submetido à Revista Panamericana de Salud Publica o artigo intitulado “Mortalidade adulta por doenças cardiovasculares e por câncer no Brasil urbano: associação com desigualdades educacional e de renda”.

Foram apresentados trabalhos em eventos nacionais, promovidos pela Associação Brasileira de Estudos Populacionais – ABEP, e Simpósio Brasileiro de Probabilidade e Estatística - SINAPE, em 2006. Houve também participação com trabalhos apresentados em eventos científicos internacionais como o XXVI Congreso de la Asociación Latinoamericana de Sociología em Guadalajara, México, em agosto de 2007 e no Octavo Congreso Latinoamericano de Sociedades de Estadística, realizado em Montevideo, Uruguay - outubro de 2008.

Em 2009, foram aceitos e apresentados oralmente mais dois trabalhos. Um no XXVII Congresso de la Asociación Latinoamericana de Sociología – ALAS, que se realizou no mês de setembro, em Buenos Aires, Argentina. E outro, na XXVI International Population Conference, promovido pela International Union for the Scientific Study in Population – IUSSP, que aconteceu em outubro, na cidade de Marrakesh, no Marrocos.

Serão elaborados Projetos de Pesquisa, em parceria com professores do Departamento de Estatística da UFRN e da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, direcionados especificamente à temática das desigualdades em saúde, os quais deverão ser submetidos às Agências Financiadoras,

A imersão sobre a temática das desigualdades sociais em saúde permite compreender que viver de forma saudável ou não morrer precocemente por

doenças evitáveis não é apenas um desígnio do acaso da natureza biológica do ser humano mas, sobretudo, decorrem de implicações das injustiças sociais que negam a tantos o direito de ter acesso aos meios de usufruir de uma vida longa e saudável.

Finalmente, por todos as razões que se possa imaginar, a experiência vivenciada durante o processo de desenvolvimento de um projeto de doutorado semelhante a este é sempre enriquecedora, uma vez que agrega várias dimensões de aprendizagem. Acima de tudo, porque instiga à reflexão e ratifica o quanto a busca do saber é desafiadora e exige comprometimento e seriedade quando o objetivo é contribuir de alguma forma com o processo de construção do conhecimento.

5. APÊNDICES

5.1 – Modelos conceituais básicos dos impactos do contexto sobre a saúde

5.2 - Distribuição dos óbitos atribuídos às causas mal definidas

5.3 - Aplicação do método de Ledermann para distribuição dos óbitos atribuídos às causas mal definidas

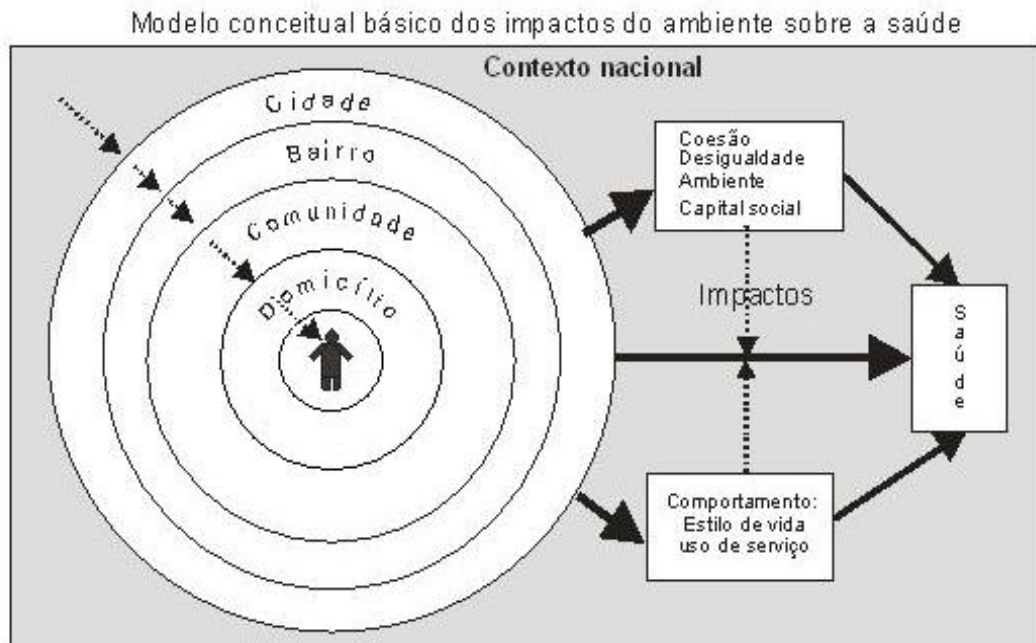
5.4. Método de Ledermann - Regressões ajustadas para o sexo feminino

5.5. Método de Ledermann - Regressões ajustadas para o sexo masculino

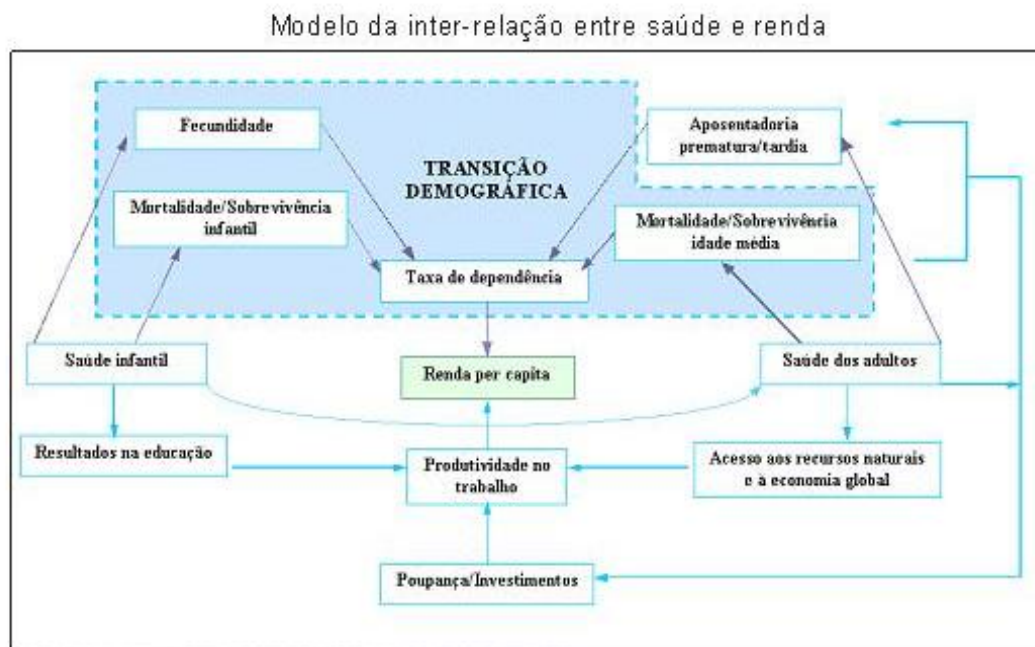
5.6. Gráfico das evidências da sustentação da hipótese da desigualdade de renda

5.7. Gráfico demonstrativo do efeito do retorno diminuído

Apêndice 5.1 - Modelos conceituais básicos dos impactos do contexto e dos indicadores socioeconômicos sobre a saúde



Adaptado de: Measuring The Effects of Education on Health and Civic Engagement- Proceedings of The Copenhagen Symposium - OECD 2006



Fonte: Adaptado de "Health and Development in the 20th Century".

Apêndice 5.2 - Óbitos por causas mal definidas e por todas as causas para as capitais do Brasil segundo o sexo – Média do triênio 1999-2001.

Capital	Causas mal definidas-CMD			Todas as causas-TC			CMD/TC (%)		
	Masc	Fem	Geral	Masc	Fem	Geral	Masc	Fem	Geral
Porto Velho	56	27	72	818	352	2.006	6,89	7,77	3,59
Rio Branco	67	42	90	441	225	1.415	15,19	18,81	6,36
Manaus	301	173	386	2.045	1.030	6.879	14,74	16,80	5,62
Boa Vista	10	3	10	339	148	821	2,85	2,03	1,26
Belém	166	92	212	1.848	1.109	7.138	8,96	8,30	2,97
Macapá	41	19	51	433	167	1.307	9,55	11,18	3,90
Palmas	10	4	14	154	69	425	6,49	6,28	3,22
São Luís	192	117	245	1.132	669	4.106	16,96	17,54	5,96
Teresina	25	19	36	988	527	3.273	2,56	3,61	1,11
Fortaleza	522	283	666	2.924	1.528	10.886	17,84	18,50	6,11
Natal	35	16	48	884	494	3.500	3,92	3,17	1,37
João Pessoa	162	109	213	908	470	3.278	17,80	23,12	6,51
Recife	53	15	61	3.238	1.448	10.075	1,63	1,06	0,60
Maceió	92	64	134	1.338	758	4.660	6,85	8,40	2,88
Aracaju	44	30	61	777	381	2.801	5,71	7,87	2,19
Salvador	164	70	212	3.933	2.170	12.851	4,16	3,24	1,65
Belo Horizonte	165	76	215	3.662	1.955	12.870	4,50	3,89	1,67
Vitória	27	17	39	585	272	1.781	4,56	6,25	2,19
Rio de Janeiro	1.377	878	1.771	13.130	6.764	49.118	10,48	12,98	3,60
São Paulo	282	88	328	21.862	9.453	68.348	1,29	0,93	0,48
Curitiba	42	17	55	2.609	1.376	8.989	1,60	1,24	0,61
Florianópolis	4	0	3	463	237	1.626	0,86	0,14	0,21
Porto Alegre	43	20	53	2.675	1.347	9.941	1,60	1,51	0,54
Campo Grande	43	15	48	1.132	533	3.535	3,83	2,81	1,37
Cuiabá	98	61	133	942	449	2.668	10,40	13,51	4,97
Goiânia	83	38	99	1.776	838	5.427	4,65	4,53	1,83
Brasília	154	87	206	3.028	1.453	8.563	5,09	5,96	2,40
Total	4.255	2.381	5.462	74.064	36.222	248.288

Fonte: Ministério da Saúde – Datasus

Apêndice 5.3 - Aplicação do Método de Ledermann para distribuição das causas mal definidas

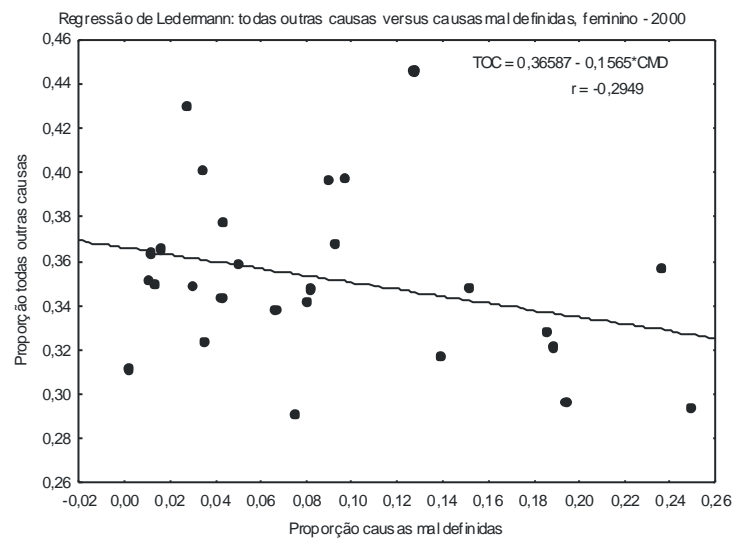
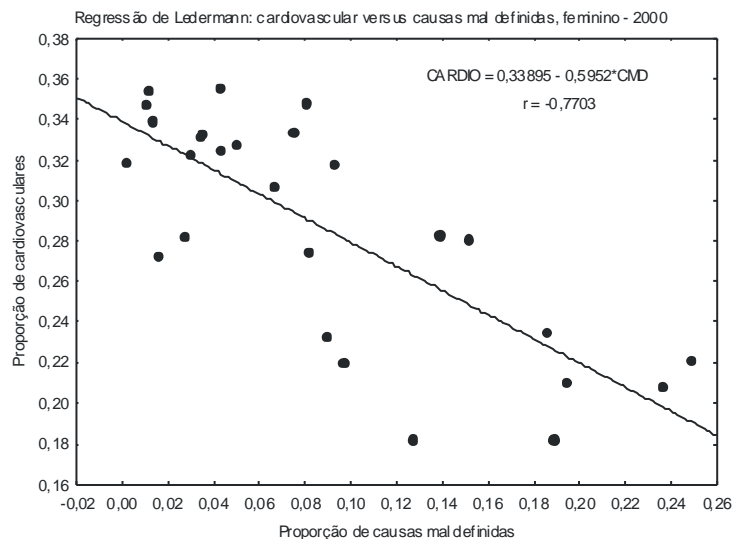
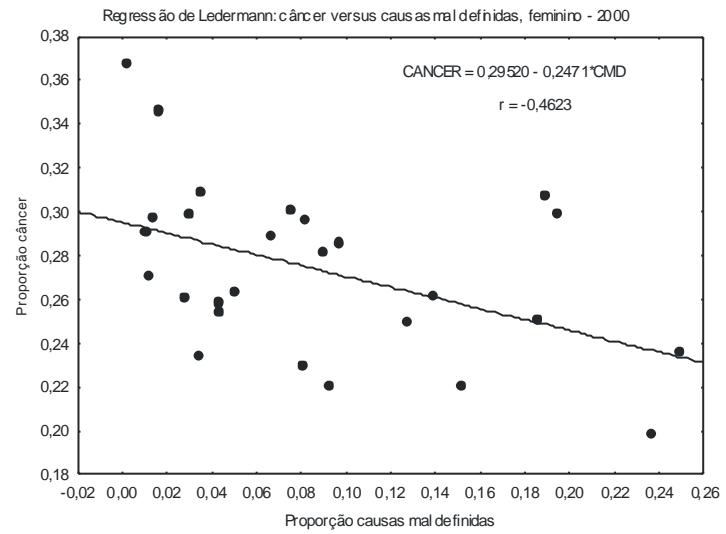
Resultados das Regressões pelo método de Ledermann para as Capitais

Causa/sexo	r	R²	a	b
Masculino				
Câncer	0,4857	0,2359	0,2227	-0,2115
Cardiovascular	0,8199	0,6722	0,3776	-0,5042
Todas outras causas	0,5276	0,2784	0,3997	-0,2843
Soma			1,0000	-1,0000
Feminino				
Câncer	0,4623	0,2138	0,2952	-0,2471
Cardiovascular	0,7703	0,5934	0,3389	-0,5952
Todas outras causas	0,2949	0,0870	0,3659	-0,1565
Soma			1,0000	-0,9987

$Y = a + b X$, onde X = proporção de causas mal definidas e Y= proporção das outras causas

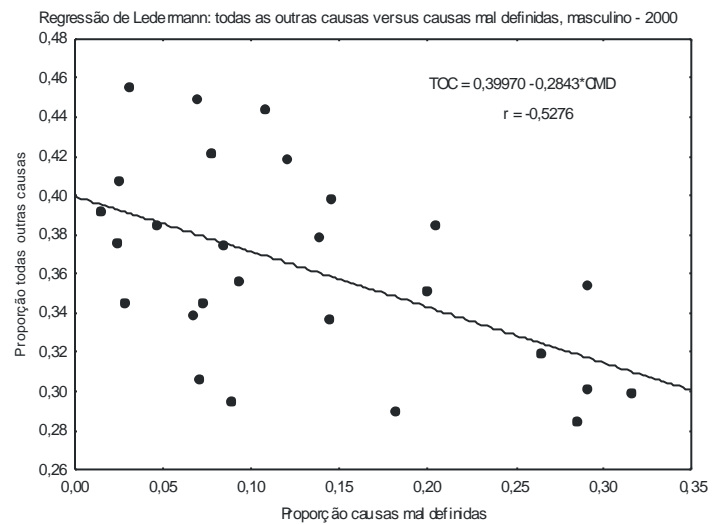
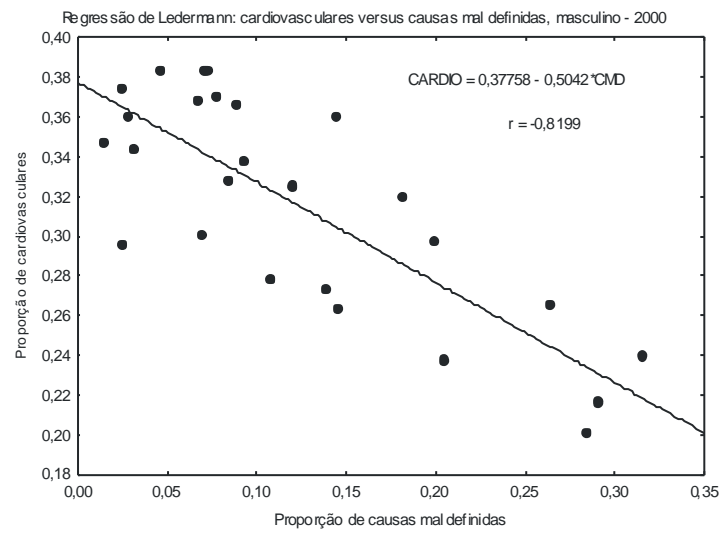
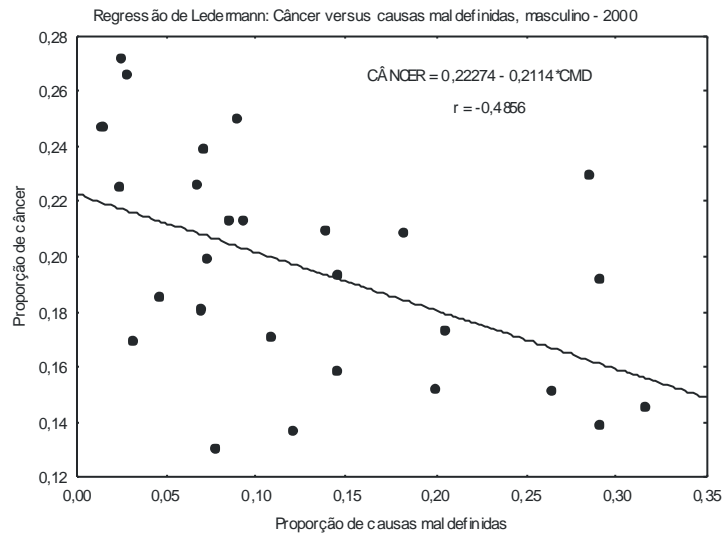
Apêndice 5.4

Regressões de Ledermann - Feminino



Apêndice 5.5

Regressões de Ledermann - Masculino

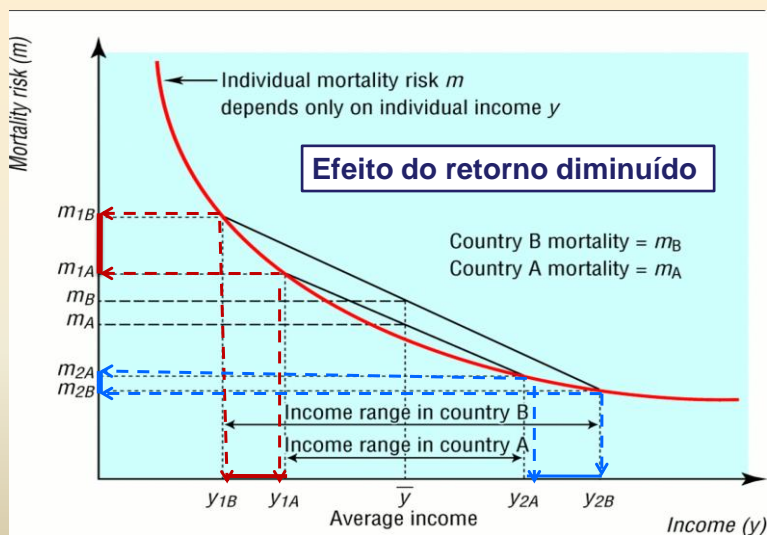


APÊNDICE 5.6 - Classificação de 168 análises de artigos revisados de 155 países, quanto à correlação entre desigualdade de renda e “status” de saúde da população – Evidências da sustentação da hipótese da desigualdade de renda



Fonte: Wilkinson, G. K et al. Social Science & Medicine 62 (2006) 1768-1784.

Apêndice 5.7 - Efeito do incremento na desigualdade de renda sobre o risco de mortalidade da população



Adaptado de : Gravelle, H. BMJ 1998;316:382-385

6. ANEXO

6.1- Evidências empíricas da não linearidade entre indicadores socioeconômicos e de saúde

Anexo 6.1

Evidências empíricas da relação não linear entre indicadores socioeconômicos e saúde

Figure 1. The Preston Curve in 2000

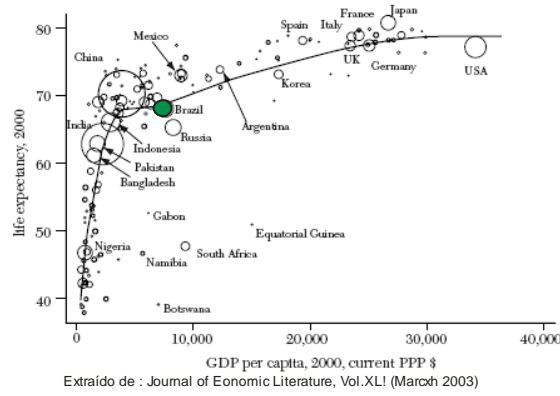


Figure 2. The relationship between education and life expectancy across countries

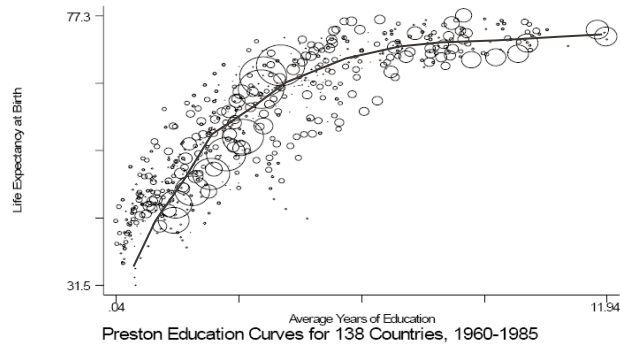
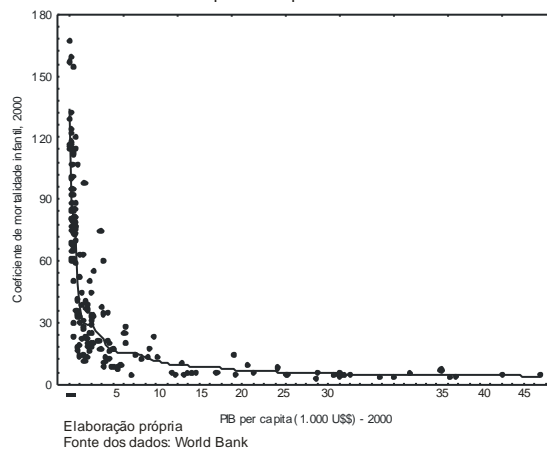


Figura 3. Relação entre Mortalidade Infantil e PIB per Capita para 190 países - 2000



7. REFERÊNCIA

1. França MC. A cidade como palco da diversidade demográfica: o caso da cidade do Natal-RN. Anais XXIV General Population Conference IUSSP/ABEP 2001.
2. World Bank. World Development Report. World Bank.1993. Washington, D.C.
3. World Bank. World Development Indicators 2000. World Bank. Washington, D.C.
4. Rodgers GB. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *Popul Stud.*1979;33:343-351. Reprinted in: *Int J Epidemiol.* 2002;31:549-551.
5. Bassanesi SL, Azambuja MI, Achutti A. Mortalidade precoce por doenças cardiovasculares e desigualdades sociais em Porto Alegre: da evidência à ação. *Arq. Bras. Cardiol* 2008;90(6):403-412. Disponível em: <http://lib.bioinfo.pl/pmid;185920> em 17/11/2008.
6. Wilkinson RG. Divided we fall. The poor pay the price of increased social inequality with their health. *BMJ.*1994;308:1113-1114.
7. Wildman L. The impact of income inequality on individual and societal health: absolute income, relative income and statistical artefacts. *Health Econ.* 2001;10(4):357-361
8. Preston SH.The changing relation between mortality and of economic development. *Popul Stud.*1975; 29:231-248.
9. Wilkinson RG. Health inequalities: relative or absolute material standards? *BMJ.*1997;314:591-595.

10. de Barros RP, Mendança, RSP. Os determinantes da desigualdade no Brasil, Ricardo Paes de Barros e R.S.P Mendonça 1996, IPEA).
11. Graunt J. Natural and political observations mentioned in following index, and made upon the Bills of mortality. Republied withan introduction by Benjamim in the Journal of the Institute of Actuaries, London: 1964; 20(3):513-85.
12. Kaplan, GA, Keil, JE. Socioeconomic factors and cardiovascular disease: a review of the literature. *Circulation*. 1993;88:1973-1998.
13. Kawachi, I, Kennedy, BP, Lochner, K et al. Social capital, income inequality, and mortality. *Am. Journal Public Health*. 1997;87:1491-1498.
14. Sloggett A, Young H, Grundy E. The association of cancer survival with four socioeconomic indicators: a longitudinal study of the older population of England and Wales 1981 – 2000. *BMC Cancer* 2007;7:pp. Disponível em <http://www.biomedcentral.com/1471-2407/7/7/20> em 09/11/2008.
15. Kaplan, GA, Pamut, E, Lynch, JW et al. Income inequality and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *BMJ*. 1996;312:999-1003.
16. Faggiano F, Lemma P, Costa RG, Pagnanelli F. Cancer mortality by educational level in Italy. *Cancer Causes & Control* 1995;6(4):pp. Disponível em: <http://www.jstor.org/pss/3552986>.
17. Cerqueira CA. Mortalidade por causas nas capitais brasileiras e associações com indicadores socioeconômicos. 1998; Tese de Mestrado UFPe
18. Mackenbach JP, Stribu I, Roskan AR et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Eng J Med* 2008; 358:2468-2481.

19. Drumond Jr. M, de Azevedo MBB. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no município de São Paulo. Rev. Bras. Epidemiol. 1999; 2(1/2):34-45.
20. Oliveira GMM, Klein CH, de Souza e Silva NA. Mortalidade por doenças cardiovasculares em três estados do Brasil de 1980 a 2002. Rev. Panam Salud Publica. 2006;19(2):85-93.
21. Ishitani, LH, Franco, da Conceição, G, Perpétuo, IHO e França, E. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. Rev. Saúde Pública. 2006; 40(4):684-691.
22. Asafu-Adjaye, J. Income inequality and health: a multi-country analysis. 2004;31:195-207.
23. Diez-Roux, AV, Link, BG and Northridge, ME. A multinivel analysis of income inequality and cardiovascular disease risk factors. Social Science & Medicine. 2000;50:673-687.
24. Mayer D. The long-term impact of health on economic growth in Latin America. World Development. 2001;29:1025-1033.
25. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: A review and explanation of the evidence. Social Science & Medicine. 2006; 62:1768-1784.
26. Ghosh S, Kulkarni P. M. Does the pattern of causes of death vary across socioeconomic classes within a population? An exploratory analysis for India. Genus 2004; LX, No.2:55-81.
27. Lynch JW, Davey GS, Kaplan GA et al. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. BMJ 2000;320:1200-1204.

28. Albano JD, Ward E, Jemal A et al. Cancer mortality in the United States by education level and race. *J Natl Cancer Inst* 2007;99:1384-1394.
29. Prata, PR. A transição epidemiológica no Brasil. *Cad. Saúde. Públ.* 1992;8(2):168-175.
30. Omram AR. 2001. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. *Bulletin of the World Health Organization.* 2001;79(2):161-170.
31. Bobadilla JL, Possas CA. 1993. Health policy issues in three Latin American Countries: Implications of the epidemiological transition, In: *The Epidemiological Transition: Policy and Planning Implications for Developing Countries* (JN Gribble & SH Preston, ed.), pp. 145-169, Washington, DC: National Academy Press.
32. Reichenhein, ME. & Werneck, GLA. Adoecer e morrer no Brasil dos anos 80: Perspectivas de novas abordagens. In: Guimaraes R e Tavares R. (Org). *Saúde e Sociedade no Brasil: anos 80.* Rio de Janeiro: Relume Dumará, 1994.
33. Gravelle H, Wildman J, Sutton M. Income, income inequality and health: what can we learn from aggregate data? *Soc Sci Med.* 2002;4:577-589.
34. Daly, MC, Duncan, GJ, Kaplan GA et al. Macro-to-micro links in relation between income inequality and mortality. *Milbank Quarterly.* 2001;315-339.
35. Paes R, Nathan M, Ulysseas G. (org). *Desigualdades de renda no Brasil: uma análise da queda recente.* IPEA 2006; vol.1:446.
36. Vallin J. Seminário sobre causas de morte: aplicação al caso de Francia. Instituto Nacional de Estudos Demográficos e CELADE, 1987; Série E, No. 31, Santiago-Chile.

37. Cerqueira CA. Mortalidade por causas nas capitais brasileiras e associações com indicadores socioeconômicos. 1998; Tese de Mestrado UFPe
38. Paes NA. A mortalidade por causas no Brasil: qualidade e comportamento dos dados. Anais do X Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, Caxambú-MG. 1996; v.4:1945-1970.
39. Paes NA. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos Estados brasileiros em 2000. Rev Saúde Pública 2005; 39 (6):882-890.
40. Paes NA. Avaliação das estatísticas vitais para estudos de causa de morte dos adultos para estados e capitais do Brasil, 2000. Anais do XIV Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, Caxambú-MG. 2006; 20-24.

8. ABSTRACT

This study aims to investigate the relationship between mortality (ages 10 through 60) from cardiovascular diseases, cancer and socioeconomic indicators in the metropolitan regions and Brazilian capitals in 2000. This is a cross-sectional ecological study that considers the metropolitan regions and the Brazilian capitals as units of observation. Set up models of multiple linear regression was used as dependent variables indicators of mortality, such as life expectancy at birth (LEB) and the standardized mortality rates for cardiovascular disease (SMRCD) and Cancer (SMRC). As independent variables were used in the model Log (GDP *per capita*), the Family Income *per Capita* (FIPC), the Gini index, the Ratio of Income Inequality (RII) and the Ratio of Educational Inequality (REI). It was used the average of deaths between 1999 and 2001, taken from DATASUS/SIM and the population from Demographic Census of the IBGE in 2000. In general, the results suggest that the absolute income (average income) was significant in explaining the variation in mortality rates. Contrary to the income inequality, only educational inequality was statistically significant. Therefore, it is confirmed for Brazil the hypothesis of absolute income rather than the hypothesis of relative income, in agreement with the results for many poor and developing countries. The new fact revealed in this study was attributed to the importance of education inequality that acted more as a population health determinant than an income inequality.

Keywords: Mortality. Cardiovascular disease. Cancer. Educational inequality. Inequality of income. Brazil.