Desigualdades Socioeconômicas na Saúde*

Maria Dolores M. Diaz**

Sumário: 1. Introdução; 2. Metodologia de análise; 3. Fonte de dados e definição das variáveis; 4. Resultados; 5. Considerações finais.

Palavras-chave: desigualdades na saúde; escalas de equivalência; Brasil.

Código JEL: D30; I12; I18.

Este artigo analisa as desigualdades socioeconômicas na área da saúde no Brasil, por meio da mensuração de índice de concentração para a variável autoavaliação do estado de saúde. Utilizou-se a base de dados originada pela Pesquisa Domiciliar sobre Padrões de Vida - PPV - realizada pelo IBGE no período de março/1996 a março/1997, em convênio com o Banco Mundial. Entre os principais resultados, deve-se destacar a constatação de que existem diferenças estatisticamente significativas entre índices calculados a partir de distintas variáveis caracterizadoras do nível socioeconômico dos indivíduos. Neste caso, em particular, os indicadores calculados a partir da classificação baseada na variável renda indicou, sistematicamente, a presença de desigualdades na saúde ligeiramente superiores àquelas identificadas a partir da utilização das despesas familiares. Constatou-se, ainda, que os resultados obtidos são bastante robustos em relação às distintas ponderações utilizadas na construção das escalas de equivalência entre os indivíduos. Todas as simulações realizadas revelaram a presença de desigualdades que favorecem os indivíduos pertencentes às camadas mais elevadas das escalas socioeconômicas adotadas.

This paper analyses Brazilian socio-economic inequalities in health through the measurement of concentration indices for the variable self-assessed health status. Data used were taken from the 1996/97 Living Standard Measurement Study (LSMS). In summary, as far as socio-economic status variable distinction is concerned, it should be stressed that the degree of inequalities found when stratification

*Artigo recebido em fev. 2001 e aprovado em dez. 2001. A autora agradece as valiosas sugestões e comentários de dois pareceristas anônimos a uma versão preliminar, ressaltando, porém, que os erros e omissões eventualmente remanescentes são de sua exclusiva responsabilidade.

**Departamento de Economia. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Universidade de São Paulo - *campus* Ribeirão Preto. E-mail: madmdiaz@usp.br

was based on household total income per equivalent adult was slightly higher than that found when stratification was based on household total consumption expenditure per equivalent adult. The differences cited were shown statistically significant. With reference to the construction of equivalence scales for each household, one generally finds that the results are robust in relation to the different values used. The indices found for self-assessed health status reveal that health inequalities favour the richer.

1. Introdução

Nos últimos anos observou-se um renovado interesse em torno do tema das desigualdades presentes na área da saúde. Provas deste fato, encontram-se nos inúmeros trabalhos conduzidos por organismos internacionais, como por exemplo a Organização Mundial da Saúde, que dedicou ao tópico, o número inteiro de janeiro de 2000 de sua prestigiosa publicação *Bulletin of the World Health Organization*, a Organização Panamericana da Saúde que patrocinou juntamente com o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento e o Banco Mundial o projeto *EquiLAC* [ver Campino et alii (1999) e Wagstaff e van Dorslaer (1998)], a European Community's Biomet Programme que financiou o projeto *Equity in the finance and delivery of health care in Europe* [ver Kakwani et alii (1997) e van Doorslaer, E. e Wagstaff, A. et alii (1997)].

Estas discussões inserem-se, na verdade, em um contexto mais amplo de crescente preocupação com as precárias condições de vida de enorme parcela da população mundial e a análise do papel das desigualdades socioeconômicas na área da saúde vem assumindo particular importância.

Nos diversos trabalhos dedicados a este tipo de análise, distintas abordagens têm sido adotadas para o tratamento da questão, bem como para as definições, tanto da variável representativa do estado de saúde dos indivíduos como daquela caracterizadora da condição socioeconômica, conforme se pode verificar em resenha de Mackenbach e Kunst (1997).

Entre os estudos mais recentes e desafiadores, têm se destacado aqueles em que predomina a adoção da metodologia apresentada em Wagstaff et alii (1991) e que foi complementada e adaptada em Wagstaff e van Doorslaer (1994) e Kakwani et alii (1997) para calcular os erros-padrão e incorporar os efeitos decorrentes de fatores demográficos.

Deve-se ressaltar, que a preocupação em fornecer subsídios adequados para a tomada de decisão por parte dos gestores que pretendam promover maior equidade na área da saúde vem ganhando espaço na agenda de discussões sobre as desigual-

dades socioeconômicas no estado de saúde dos indivíduos, conforme argumento bem fundamentado de Gwatkin (2000).

Os objetivos básicos deste estudo são, deste modo, buscar evidências da presença de desigualdades socioeconômicas na saúde no Brasil, procurando analisar as implicações da escolha, entre renda e consumo, da variável caraterizadora da condição socioeconômica dos indivíduos. Pretende-se, ainda, avaliar os impactos da utilização de distintas ponderações na construção das escalas de equivalência entre os indivíduos. Finalmente, os resultados são comparados com aqueles reportados para outros países.

2. Metodologia de Análise

Utilizar-se-á o arcabouço teórico proposto em Wagstaff et alii (1991), Wagstaff e van Doorslaer (1994) e Kakwani et alii (1997). A lógica da análise segue a mesma concepção que embasa a construção das curvas de Lorenz e do índice de Gini.

A opção metodológica pela adoção do índice de desigualdade justifica-se por duas razões. Por um lado, conforme provado por Wagstaff et alii (1991), esta medida satisfaz três exigências mínimas para um índice de desigualdade desta natureza: "(i) reflete a dimensão socioeconômica das desigualdades na saúde dos indivíduos; (ii) reflete a situação do conjunto da população e (iii) é sensível a alterações na distribuição da população entre os diversos grupos socioeconômicos considerados".[1]

Por outro lado, possibilita a comparação dos resultados com aqueles obtidos em outros países [ver van Doorslaer, E. e Wagstaff, A. et alii (1997), Wagstaff e van Dorslaer (1998) e Humphries e van Doorslaer (2000)], o que dada a peculiar situação brasileira, em que as desigualdades socioeconômicas são extremas, assume grande relevância.

Suponha que se tenha uma medida contínua que reflita a "saúde", ou a falta dela, para cada indivíduo. Neste caso, é possível ordenar os indivíduos pela sua condição socioeconômica, verificando qual o nível de saúde de cada indivíduo. Pode-se, deste modo, para conjuntos de indivíduos, agrupados pelo seu padrão socioeconômico, verificar a proporção de "saúde" retida pelo referido conjunto. A

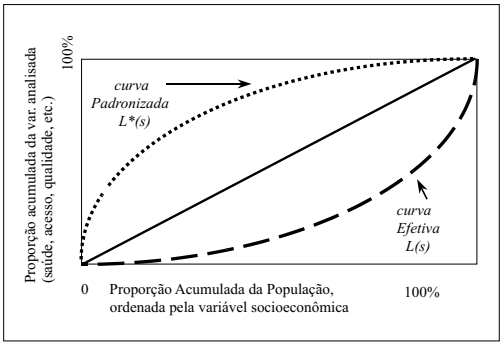
[1]Deve-se notar que, Mackenbach e Kunst (1997), apesar de concordarem com a análise e principais resultados obtidos por Wagstaff et alii (1991), procuraram frisar que, em alguns casos, a terceira exigência pode se tornar desnecessária. Assim, argumentam que, por exemplo, na formulação e avaliação de intervenções mais específicas, medidas que ignoram a distribuição da população entre os diversos grupos socioeconômicos podem ser mais relevantes do que medidas de impacto total.

partir destes resultados, analogamente ao que é feito na curva de Lorenz, é possível construir uma curva de concentração de "saúde".

Na figura 1 observam-se, além da diagonal, duas curvas — a curva de concentração efetiva e a curva de concentração padronizada. A curva de concentração da variável "saúde" — $L(s)$ — resulta da proporção cumulativa da população ordenada pela sua condição socioeconômica, iniciando-se pelos indivíduos que se encontram em situação mais desfavorável, contra a proporção cumulativa da variável "saúde" efetiva. A curva $L^*(s)$ foi construída a partir da variável "saúde" padronizada para incorporar as diferenças de sexo e idade dos indivíduos.

Se a variável caracterizadora do estado de saúde, refletir, por exemplo, a presença de enfermidades, ou seja, se ela assumir valores maiores quanto pior for o estado de saúde do indivíduo e a curva de concentração $L(s)$ situar-se abaixo da diagonal, conforme o exemplo apresentado na figura 1, constata-se a existência de desigualdades na saúde que favorecem os mais pobres. Neste caso, os indivíduos mais pobres reportariam menos a presença de problemas de saúde do que os mais ricos. Se, por outro lado, a curva se situasse acima da diagonal, as desigualdades existentes favoreceriam os indivíduos mais ricos.

Figura 1
Exemplo de Curvas de Concentração na Área da Saúde



Formalmente, define-se o índice de concentração C como:

$$C = 1 - 2\int_0^1 L(s)ds, \text{ sendo que } -1 \leq C \leq 1 \tag{1}$$

ou seja, corresponde ao dobro da área entre a curva efetiva e a diagonal.

Deve-se ressaltar que C será igual a zero quando $L(s)$, ou seja, a curva efetiva coincidir com a diagonal, será positivo quando $L(s)$ situar-se abaixo da diagonal e, diferentemente do que pode ocorrer na mensuração do índice de Gini, assumirá valores negativos quando $L(s)$ situar-se acima da diagonal.

Em relação ao procedimento de padronização, deve-se ressaltar que, conforme fizeram Wagstaff e van Dorslaer (1998), este é necessário pois a simples mensuração do índice de concentração associado a curva efetiva, pressupõe que todas as desigualdades socioeconômicas no aspecto avaliado possam ser eliminadas, o que obviamente não é possível. Não seria razoável, deste modo, considerar, por exemplo, a possibilidade de tornar todo e qualquer idoso tão saudável quanto um jovem. Os autores exemplificam a necessidade da padronização considerando a possibilidade de que os mais idosos se concentrem entre os mais pobres. Neste caso, a curva efetiva associada a uma variável em que maiores valores representam pior estado de saúde, se situará acima da diagonal. Porém, este resultado oculta duas relações: aquela existente entre idade e pior saúde e a associação entre idade e condição socioeconômica. Deste modo, esta situação foge da esfera de atuação dos gestores da área da saúde e seria necessário, portanto, construir uma medida mais específica que indicasse apenas a magnitude das desigualdades "elimináveis".

Define-se o índice de concentração para a curva representativa da variável Padronizada como:

$$C^* = 1 - 2\int_0^1 L^*(s)ds, \text{ sendo que } -1 \leq C^* \leq 1 \tag{2}$$

Duas seriam, as possibilidades de aplicação do procedimento: os métodos direto e indireto de padronização.

O método direto exige dados agregados para o cálculo das médias da variável caracterizadora da condição de saúde, específicas para cada faixa etária e sexo, e para cada grupo de *status* socioeconômico, consumo ou renda familiar, classe social, etc. Conforme explicitado por Wagstaff e van Dorslaer (1998), o método simplesmente consiste em aplicar "age-sex-specific average ill health rates of each SEG (socioeconomic groups) to the age and gender structure of the population. (...). In effect, the procedure 'corrects' differences in morbidity rates across SEGs for demographic differences by assuming that all SEGs have the same demographic composition, equal to the demographic composition of the population as a whole."

O método indireto de padronização, por outro lado, tem a vantagem de poder ser aplicado aos dados individuais, ou seja, microdados, além de tornar o índice estimado menos vulnerável a *outliers*.[2] Neste caso, o procedimento adotado, con-

[2]Estas vantagens foram mencionadas por Wagstaff e van Dorslaer (1998).

forme argumento de Kakwani et alii (1997), consiste, essencialmente, em substituir, para cada indivíduo i, o grau de "saúde" ou de "enfermidade", de acordo com a definição adotada para a variável saúde analisada, pelo grau de "saúde" ou "enfermidade" apresentado em média por indivíduos de mesma idade e sexo que o indivíduo i.

Wagstaff e van Dorslaer (1998) provam que a variável indiretamente padronizada origina-se dos valores estimados da variável dependente, representativa da "saúde" da população, obtidos a partir de um modelo linear que tem como explicativas as variáveis demográficas.

O índice de desigualdade que já incorpora os efeitos da padronização, corresponde ao dobro da área entre a curva efetiva e a curva padronizada ou à simples diferença entre o índice de concentração calculado para a distribuição efetiva da variável que gerou a curva efetiva e o índice calculado para a distribuição da variável gerada pelo procedimento de padronização. Sendo assim, conforme mostrado por Kakwani et alii (1997), o índice de desigualdade I^* que contempla os efeitos demográficos é formalmente representado pela seguinte expressão:

$$I^* = 2 \int_0^1 [L^*(s) - L(s)]\, ds = C - C^* \tag{3}$$

Cabe notar, ainda, que tanto Kakwani et alii (1997) como Wagstaff e van Dorslaer (1998) frisam que, qualquer que seja o método de padronização adotado, poucas são as diferenças produzidas em termos dos resultados obtidos.

Finalmente, vale destacar ainda que, além da mensuração dos índices de desigualdade é essencial a estimação dos correspondentes erros-padrão. Deste modo, será possível construir intervalos de confiança para cada índice, bem como a realização de teste de hipótese acerca dos mesmos.

Seja $x_i (i = 1, ..., n)$ a variável que se está analisando, e que neste caso é a representativa do estado de saúde de cada um dos indivíduos i e considerando que os indivíduos podem ser ordenados de acordo com sua condição socioeconômica, a variância de C pode ser obtida, conforme Kakwani et alii (1997), do seguinte modo:

$$\mathrm{var}(C) = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^{n} (1/n)\, a_i^2 - (1 + C)^2 \right] \tag{4}$$

onde:

$$a_i = \frac{x_i}{\mu}(2R_i - 1 - C) + 2 - q_{i-1} - q_i \tag{5}$$

Ri é a posição relativa do i'ésimo indivíduo,

$$q_i = \frac{\sum_{j=1}^{i} x_j}{\sum_{j=1}^{i} x_j} \tag{6}$$

$$\mu = (1/n)\sum_{i=1}^{n} x_i \text{ ou seja, a média de } x \tag{7}$$

A expressão da variância de I^* é a seguinte:

$$\text{var}(I^*) = \frac{1}{n}\left[\sum_{i=1}^{n}(1/n)(a_i - a_i^*)^2 - I^{*2}\right] \tag{8}$$

onde:
a_i^* é obtida de forma análoga à de a_i, apenas substituindo a variável efetiva por aquela obtida por meio do procedimento de padronização.

3. Fonte de Dados e Definição das Variáveis

A base de dados utilizada foi a da Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em convênio com The World Bank, entre os anos de 1996 e 1997. O levantamento concentrou-se apenas em duas das grandes regiões em que se divide o país: Regiões Nordeste e Sudeste do País, considerando 10 estratos geográficos, a saber: Região Metropolitana de Fortaleza, Região Metropolitana de Recife, Região Metropolitana de Salvador, restante da área urbana do Nordeste, restante da área rural do Nordeste, Região Metropolitana de Belo Horizonte, Região Metropolitana do Rio de Janeiro, Região Metropolitana de São Paulo, restante da área urbana do Sudeste e restante da área rural do Sudeste. O reflexo desta decisão, dá-se essencialmente sobre o procedimento de expansão dos resultados obtidos a partir da amostra para todo o país, que, neste caso, tornou-se desaconselhável. Porém, vale lembrar que ao todo foram pesquisados 19.409 indivíduos em 4.940 domicílios, o que constitui um contingente considerável.

Por outro lado, para os objetivos deste estudo, a PPV tem uma grande vantagem: contém o levantamento das despesas familiares, próprio das Pesquisas de Orçamentos Familiares, mas incomum nas demais pesquisas domiciliares.

Teoricamente, vários autores[3] tem defendido a utilização da variável correspondente ao consumo como melhor representação do "bem-estar" familiar ou individual, apoiando-se na hipótese da renda permanente — que essencialmente divide a renda corrente em dois componentes, um de caráter permanente e outro de caráter transitório.[4] Assim, na verdade, o consumo dependeria da parte permanente da renda e não da renda corrente. Desse modo, esta variável mostraria um comportamento mais estável, refletindo de maneira mais efetiva o nível de bem-estar das famílias ou indivíduos. Não parece haver muitas dúvidas quanto ao fato de que no curto prazo ocorre uma certa "suavização" nos movimentos dos gastos correntes dos indivíduos/famílias, em relação às variações na renda. Um exemplo muito claro refere-se aos agricultores ou trabalhadores rurais que tem sua renda vinculada ao comportamento do clima, sendo, portanto, muito mais volátil do que o consumo.

É imprescindível notar, entretanto, que este não é um posicionamento unânime na literatura, como bem destacam Deaton (1997:149) e Medina (1998). Na verdade, as dificuldades práticas na mensuração tanto da renda como do consumo são consideráveis. Os problemas decorrem, por exemplo, da sub ou superestimação deliberada ou acidental (efeito "memória") de algumas fontes de renda ou de algumas despesas (bebidas, tabaco, jogos, etc.) e da existência de eventos excepcionais, tais como festividades, enfermidades, etc. que podem alterar o padrão de consumo familiar.

Deste modo, optou-se por realizar a investigação utilizando as duas variáveis, ou seja, a renda e as despesas totais em consumo do domicílio como medidas de condição socioeconômica.

Outro ponto, que merece um cuidado especial, refere-se ao padrão utilizado para avaliar a condição socioeconômica individual.

É preciso lembrar que os levantamentos domiciliares são estruturados para coletar informações de caráter econômico a nível do domicílio e não dos indivíduos. Algumas informações, tais como, salário podem, eventualmente ser atribuídas a um específico membro da família, porém, outras rendas (aluguel, juros etc.) apresentam dificuldades maiores para serem associadas a cada um dos membros.

---

[3] Ver Glewwe e van der Gaag (1990), para mais detalhes.

[4] A parte permanente consiste na renda média, que cada indivíduo espera receber ao longo do tempo. Enquanto a transitória corresponde aos desvios dessa média esperada. Por exemplo, pode-se considerar que um bom nível educacional garante uma renda permanentemente mais elevada para o indivíduo enquanto um ano com bom tempo garante apenas uma renda transitoriamente mais elevada ao agricultor.

Os problemas são, ainda, maiores em relação à avaliação do consumo individual, já que normalmente, as aquisições são feitas para o domicílio, e não especialmente para cada um de seus moradores. Fica, ainda, mais clara a dificuldade quando tratamos da apropriação individual de bens e serviços públicos.

Utiliza-se, habitualmente, tanto a renda per capita como o consumo per capita. Porém, como bem ressalta Deaton (1997), também é conveniente incorporar o fato de que crianças não tem as mesmas necessidades dos adultos. Além disso, podem aparecer economias de escala no domicílio em decorrência, por exemplo, da utilização de bens duráveis ou de bens públicos que são compartilhados por todos os membros do mesmo domicílio.

Assim, restaria a alternativa de se adotar uma estrutura de pesos — ou de equivalência — para se obter um número "comparável" de membros da família, na verdade, um número de adultos-equivalentes. Conforme bem destacam Deaton (1997), a definição dos pesos adequados a serem utilizados não é trivial. E esta dificuldade é, ainda, maior no Brasil, pela escassez deste tipo de análise.[5]

Formalmente, temos:

$$e_h = (A_h + \alpha C_h)^{\theta} \tag{9}$$

onde e_h é o fator de equivalência para o domicílio h, A_h e C_h correspondem, respectivamente, ao número de adultos e de crianças — menores de 15 anos — no domicílio. O coeficiente α corresponde a um "deflator" do custo das crianças/adolescentes em relação aos adultos e o parâmetro θ define o grau das economias de escala em relação ao tamanho efetivo do domicílio. Ambos os parâmetros encontram-se no intervalo entre zero e um.

A criação da escala socioeconômica proposta depende, então, da definição dos parâmetros (α, θ). Em decorrência da escassez de informações que permitam a definição precisa de (α, θ), optou-se por realizar dez simulações com as seguintes combinações dos referidos parâmetros:

[5] A exceção é o trabalho de Rocha (1998), que procura avaliar os impactos da escolha do critério per capita ou adulto-equivalente na delimitação da população indigente. A autora trabalhou apenas com a variável necessidades calóricas por faixa etária e sexo na definição da escala de equivalência, desconsiderando, deste modo, outras importantes fontes de economias de escala existentes dentro de cada domicílio.

Tabela 1
Combinações de (α, θ)

Simulação	α	θ
1	0.50	0.50
2	0.50	0.75
3	0.50	1.00
4	0.75	0.50
5	0.75	0.75
6	0.75	1.00
7	1.00	0.50
8	1.00	0.75
9	1.00	1.00
10	–	0.0

É interessante notar que a simulação 10 implicará na utilização do consumo ou da renda familiar na definição da condição socioeconômica dos indivíduos. A simulação 9, por outro lado, corresponde à adoção do critério *per capita* na definição da posição socioeconômica dos indivíduos.

Assim, ao final, serão calculados 20 índices, sendo 10 correspondentes às simulações fundamentadas na utilização da variável renda como caracterizadora da condição socioeconômica e mais 10, decorrentes das simulações baseadas na variável consumo.

Para a variável representativa do estado de saúde, utilizou-se a variável autoavaliação do estado de saúde, obtida conforme procedimento explicitado a seguir.

A questão referente à autoavaliação do estado de saúde — Como avalia o seu estado de saúde? — apresenta sete categorias de resposta — 1. excelente, 2. muito bom, 3.bom, 4.regular, 5.ruim, 6. não avaliado, 7. não sabe. Não foram consideradas as observações correspondentes às opções 6 e 7.[6]

Deve-se destacar, que apesar da subjetividade normalmente associada à referida variável, ela tem sido utilizada na maioria dos trabalhos que tem por objetivo avaliar desigualdades na área da saúde, pois vários trabalhos como Gerdthan et alii (1999) e Humphries e van Doorslaer (2000) tem demonstrado que esta variável é uma boa aproximação do efetivo estado de saúde dos indivíduos.

Essencialmente, assumiu-se que subjacente às respostas fornecidas, existe, na verdade, uma variável latente que possui uma distribuição lognormal padronizada. Sendo assim, os escores correspondentes a cada uma das cinco opções examinadas, foram obtidos por meio da divisão da área sob distribuição lognormal padronizada, de acordo com a proporção amostral referente a cada uma das categorias de resposta. Para cada indivíduo foi designado o escore latente, correspondente à sua resposta, conforme método apresentado por Wagstaff e van Doorslaer (1994).

[6]Esta opção implicou na eliminação de 33 observações, ou seja, 0,17% da amostra original.

Cabe lembrar, ainda, que para a variável autoavaliação do estado de saúde também foi calculado o índice indiretamente padronizado, o que permitirá a incorporação dos efeitos demográficos.

A variável padronizada foi obtida por meio de modelo linear com a variável escore do estado de saúde como dependente e com 9 variáveis binárias correspondentes às 10 faixas etárias consideradas (menores de 5, 5-9, 10-19, 20-29, 30-39, 40-49, 50-59, 60-69, 70-79, mais de 80 anos de idade) mais a variável binária caracterizadora do sexo dos indivíduos como explicativas. Os valores estimados pelo modelo para a variável dependente correspondem à variável "saúde" padronizada.

4. Resultados

Encontram-se na tabela 2 os valores dos escores de autoavaliação da condição de saúde, bem como a distribuição de frequência de cada uma das respostas. Para uma melhor compreensão dos resultados obtidos é preciso destacar que quanto maior o valor da variável escores do estado de saúde, pior é, pelo menos do ponto de vista do próprio indivíduo, a sua saúde. Sendo assim, valores negativos para o índice de concentração indicam que os indivíduos mais pobres tendem a optar por valores mais elevados para esta variável, revelando que as desigualdades na saúde favorecem os mais ricos.

Tabela 2
Valores dos escores de autoavaliação do estado de saúde

Categorias	Distribuição de Freqüência	Escores de Autoavaliação do Estado de Saúde
excelente	16.69%	0.2235
muito-bom	25.23%	0.5726
bom	38.77%	1.3510
regular	16.22%	3.5236
ruim	3.10%	9.5287

Na tabela 3 são apresentadas as seguintes informações: o número de observações (N), o índice de concentração (C), o índice de desigualdade (I^*), que incorpora os efeitos demográficos com os correspondentes erro-padrão, estatística-t, p-value ou o nível de significância marginal e o intervalo de confiança.

Tabela 3
Autoavaliação do estado de saúde — Número de observações, índice de concentração, estatística t e intervalos de confiança

Simulação	N	Índice de Concentração Efetivo C	Índice de Desigualdade I^*	Erro padrão de I^*	Estat-t de I^*	$P > \|t\|(p - value)$ de I^*	[95% Intervalo de Confiança] de I^* Limite Inferior	Limite Superior
			Consumo					
1	19376	-0.0975	**-0.1215**	0.0041	-29.3455	0.0000	-0.1296	-0.1134
2	19376	-0.0914	-0.1201	0.0041	-29.0848	0.0000	-0.1282	-0.1120
3	19376	-0.0845	-0.1173	0.0041	-28.3659	0.0000	-0.1254	-0.1092
4	19376	-0.0938	-0.1210	0.0041	-29.2409	0.0000	-0.1291	-0.1129
5	19376	-0.0859	-0.1192	0.0041	-28.8650	0.0000	-0.1273	-0.1111
6	19376	-0.0774	-0.1160	0.0041	-28.0132	0.0000	-0.1242	-0.1079
7	19376	-0.0905	-0.1204	0.0041	-29.1106	0.0000	-0.1285	-0.1123
8	19376	-0.0811	-0.1182	0.0041	-28.6004	0.0000	-0.1263	-0.1101
9	19376	**-0.0712**	**-0.1146**	0.0042	-27.6141	0.0000	-0.1227	-0.1065
10	19376	**-0.1050**	-0.1189	0.0042	-28.3261	0.0000	-0.1271	-0.1106
			Renda					
1	18135	-0.1127	**-0.1359**	0.0042	-32.4803	0.0000	-0.1441	-0.1277
2	18135	-0.1065	-0.1351	0.0042	-32.3771	0.0000	-0.1432	-0.1269
3	18135	-0.0992	-0.1326	0.0042	-31.7203	0.0000	-0.1408	-0.1244
4	18135	-0.1086	-0.1350	0.0042	-32.2923	0.0000	-0.1432	-0.1268
5	18135	-0.1004	-0.1336	0.0042	-32.0238	0.0000	-0.1418	-0.1254
6	18135	-0.0913	-0.1304	0.0042	-31.1585	0.0000	-0.1386	-0.1222
7	18135	-0.1051	-0.1341	0.0042	-32.0968	0.0000	-0.1423	-0.1259
8	18135	-0.0952	-0.1320	0.0042	-31.6392	0.0000	-0.1402	-0.1238
9	18135	**-0.0845**	**-0.1283**	0.0042	-30.5750	0.0000	-0.1365	-0.1201
10	18135	**-0.1193**	-0.1316	0.0043	-30.9658	0.0000	-0.1400	-0.1233

Obs: em negrito, encontram-se os valores mínimo e máximo de cada um dos indicadores.

A análise das desigualdades socioeconômicas para a variável autoavaliação do estado de saúde indica a inequívoca presença de desigualdades que favorecem os indivíduos pertencentes às camadas mais elevadas na escala socioeconômicas adotada. Deve-se ressaltar, ainda, que em todas as simulações os indicadores mostraram-se estatisticamente significativos.

Os Índices de Desigualdade (I^*)[7], oscilaram entre -0.1146 e -0.1215, quando se utilizou a variável Consumo como definidora da posição socioeconômica dos indivíduos. Situaram-se em patamares ligeiramente superiores, ou seja, no intervalo -0.1283 e -0.1359, quando se utilizou a Renda. Os índices não-padronizados (C) situaram-se entre -0.0712 e -0.1050 e entre -0.0845 e -0.1193, quando da utilização do Consumo e da Renda, respectivamente.

Pode-se notar, ainda, na tabela 3 que em todas as simulações, o índice padronizado é menor (mais negativo) que o não padronizado, indicando que quando se consideram os efeitos dos fatores demográficos, a desigualdade socioeconômica aumenta. Este resultado contrasta fortemente com aquele encontrado por Kakwani et alii (1997), uma vez que na avaliação da situação nos Países Baixos a aplicação do procedimento de padronização produziu índices inferiores em módulo àqueles originados pelas variáveis efetivas. Segundo os autores, este fato evidenciaria apenas que "(...) some of the inequality in crude morbidity rates is unavoidable and due simply to the age structure of the sample". No caso brasileiro, pode-se, deste modo, concluir que as desigualdades encontradas no índice efetivo acabam por encobrir níveis mais elevados de iniqüidades "evitáveis".

Conforme mencionado anteriormente, as diferenças existentes entre as várias simulações decorrem da utilização de distintas combinações de α e θ na construção da escala de equivalência dos indivíduos.

A simples observação dos resultados levanta a questão acerca da significância estatística das diferenças obtidas. Para dirimir a dúvida realizaram-se testes ("t" de Student) de diferença, usando os erros-padrão calculados, entre o maior e o menor dos Índices de Desigualdade (I^*). Assim, foram realizados dois testes: um entre o maior e o menor índice obtido a partir da classificação gerada pela Renda e outro, entre o maior e o menor dos índices obtido a partir da classificação gerada pelo Consumo. A hipótese nula do teste é não haver diferença estatística entre os índices extremos.

[7]Deve-se esclarecer que quanto maior for o índice em valores absolutos maior será a desigualdade identificada.

Na tabela 4 encontram-se os valores do desvio-padrão conjunto, da diferença entre os índices, da Estatística-t e do p-value ou o nível de significância marginal.

Tabela 4
Testes de Diferença: Efeito das distintas combinações de α e θ

Simulação		Índice de	Desvio-padrão	Diferença entre		$P > \|t\|$
α	θ	Desigualdade (I^*)	conjunto	os Índices	Estat-t	(p-value)
			Consumo			
0.50	0.50	-0.1215				
1.00	1.00	-0.1146	0.0059	0.0069	1.1732	0.2407
			Renda			
0.50	0.50	-0.1359				
1.00	1.00	-0.1283	0.0059	0.0076	1.2811	0.2002

Verifica-se que, em ambos os casos, não se pode rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os índices. Deste modo, constata-se que os resultados obtidos são bastante robustos em relação à ponderação utilizada na construção das escalas de equivalência.[8]

Finalmente, surge a questão: será que as diferenças existentes entre os índices obtidos a partir da adoção da Renda ou do Consumo como variável definidora da condição socioeconômica dos indivíduos são estatisticamente significativas? Para responder esta questão, também foram feitos testes ("t" de Student) de diferença entre os Índices de Desigualdade (I^*), usando os erros-padrão calculados. Assim, testou-se, para cada simulação, a hipótese nula de não haver diferença estatística entre o índice obtido a partir da classificação gerada pela Renda e pelo Consumo. Na simulação 1, por exemplo, testou-se a existência de igualdade estatística entre -0.1215 e -0.1359, na simulação 2 testou-se a existência de igualdade estatística entre -0.1201 e -0.1351, e assim sucessivamente. Na tabela 5 encontram-se os valores do desvio-padrão conjunto, da diferença entre os índices, a *Estatística-t* e o $p - value$ ou o nível de significância marginal.

[8]Deve-se mencionar que foram realizados testes de diferença entre várias das demais combinações, e conforme era de se esperar, todos levaram à não-rejeição da hipótese nula. Por esta razão, optou-se por apresentar apenas aquele que testa a diferença entre os índices extremos.

Tabela 5
Testes de Diferença: Índices de Desigualdade calculados a partir da classificação socioeconômica definida a partir do Consumo e a partir da Renda

Simulação	Desvio-padrão conjunto	Diferença entre os Índices	Estat-t	$P > \|t\|$ (p-value)
1	0.0059	0.0144	2.4471	0.0144
2	0.0059	0.0149	2.5400	0.0111
3	0.0059	0.0153	2.5920	0.0095
4	0.0059	0.0140	2.3794	0.0173
5	0.0059	0.0144	2.4439	0.0145
6	0.0059	0.0144	2.4416	0.0146
7	0.0059	0.0137	2.3256	0.0186
8	0.0059	0.0138	2.3526	0.0186
9	0.0059	0.0137	2.3194	0.0204
10	0.0060	0.0128	2.1338	0.0329

Os resultados indicam que em todas as simulações pode-se rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os índices.

Verifica-se, deste modo, que os resultados são influenciados pela escolha da variável caracterizadora do nível socioeconômico dos indivíduos. Neste caso, em particular, a escolha da renda indicou, sistematicamente, a presença de desigualdades na saúde em patamares ligeiramente mais elevados do que aquelas encontradas com a utilização das despesas familiares.

4.1 Comparações internacionais

As comparações deste tipo devem, obrigatoriamente, ser feitas com muita cautela em decorrência do elevado risco de se produzir relações e conclusões equivocadas. Por esta razão, optou-se por analisar apenas os resultados obtidos a partir da aplicação da mesma metodologia aqui adotada.

Na tabela 6 encontram-se os índices de concentração calculados a partir da variável saúde autoavaliada para um conjunto de países, juntamente com os índices padronizados (I^*) calculados para o Brasil. Optou-se pela comparação dos índices obtidos a partir da utilização tanto da renda como do consumo como variáveis definidoras da condição socioeconômica dos indivíduos e do emprego da combinação $\alpha = 0.75$ e $\theta = 0.75$ na construção da escala de equivalência dos indivíduos.

Tabela 6
Índices de Concentração e Intervalos de Confiança

País	Ano	Fonte	Índice de Desigualdade	[95% Intervalo de Confiança] Limite Inferior	Limite Superior
Jamaica	1989	Survey of Living Conditions	-0.0345	-0.0451	-0.0239
Suécia	1990	LNU Level of Living Survey	-0.0347	-0.0590	-0.0105
Alemanha Oriental	1992	Socio Economic Panel Survey	-0.0436	-0.0564	-0.0308
Finlândia	1987	Health and Social Security Survey	-0.0566	-0.0815	-0.0317
Alemanha Ocidental	1992	Socio Economic Panel Survey	-0.0571	-0.0831	-0.0311
Países Baixos	1986–88	Health Interview Survey	-0.0660	-0.0964	-0.0357
Suíça	1982	SOMIPOP Survey	-0.0696	-0.0882	-0.0510
Espanha	1987	Health Interview Survey	-0.0732	-0.1019	-0.0444
Reino Unido	1985	General Household Survey	-0.1148	-0.1447	-0.0849
Brasil (simulação 5 – consumo)	1996–97	Pesquisa sobre Padrões de Vida	-0.1192	-0.1273	-0.1111
Brasil (simulação 5 – renda)	1996–97	Pesquisa sobre Padrões de Vida	-0.1336	-0.1418	-0.1254
Canadá	1994	Canadian National Population Health Survey	-0.1214	-0.1571	-0.0857
Estados Unidos	1987	National Medical Expenditure Survey	-0.1360	-0.1824	-0.0896

Fonte para outros países: van Doorslaer, E. e Wagstaff, A. et alii (1997) e Humphries e van Doorslaer (2000)

Antes de prosseguir, é essencial, entretanto, explicitar as diferenças técnicas existentes nos valores a serem comparados. A primeira, refere-se à variável utilizada para a realização da classificação socioeconômica — no caso de Brasil e Jamaica os indivíduos foram ordenados pelas despesas totais em consumo do domicílio por adulto equivalente em vez da renda domiciliar por adulto equivalente. No caso do Canadá, a classificação baseou-se na renda domiciliar bruta. No caso dos demais países a classificação baseou-se na renda domiciliar disponível por adulto-equivalente. A mesma escala de equivalência foi utilizada para Brasil e Jamaica, diferindo, entretanto, daquelas utilizadas nos demais trabalhos. É interessante notar que van Doorslaer, E. e Wagstaff, A. et alii (1997) procuraram frisar que a adoção de diferentes escalas de equivalência permitiria a adequada incorporação das eventuais diferenças de economias de escala e de necessidades de gastos entre os indivíduos de diferentes faixas etárias e sexo existentes entre os países. Porém, deixam em aberto a questão dos diferentes índices de desigualdade na saúde encontrados acabarem, na verdade, refletindo simplesmente as diferenças de escalas de equivalência adotadas.

A última diferença decorre do método utilizado para a realização da padronização. No caso do Brasil e Jamaica, os resultados foram obtidos a partir do método indireto de padronização enquanto para os demais países, aplicou-se o método direto.

Finalmente, deve-se destacar que em todos os casos utilizou-se a variável saúde auto-avaliada, medida como variável latente, conforme metodologia apresentada anteriormente e utilizada no cálculo dos indicadores brasileiros, como definidora do estado de saúde dos indivíduos.

O fato que mais chama a atenção em todos os resultados apresentados é que apesar dos contrastes acentuados no nosso país, o índice obtido reflete um nível de desigualdade na mesma faixa daquele presente nos Estados Unidos, Canadá e Reino Unido.

Este resultado acompanha aquele obtido para a Jamaica, cujo nível de desigualdades é o menor entre os países analisados e, a princípio, poder-se-ia argumentar na direção da existência de diferenças na percepção sobre a própria saúde decorrente do ambiente em que o indivíduo está inserido e, mesmo de acordo com o nível de conhecimento e de informação à sua disposição [ver Wagstaff e van Dorslaer (1998)].

Pode-se, por outro lado, considerar que, no caso brasileiro, a grande diferença esteja, na verdade, na própria sobrevivência dos indivíduos. A este respeito, o trabalho de Wagstaff (2000) é bastante ilustrativo. O autor identificou, para o Brasil, também a partir da PPV 96/97, índices de concentração para mortalidade infantil e para menores de 5 anos de idade, respectivamente, de -0.284 e -0.322. Estes valores evidenciam um nível extremamente elevado de desigualdades favoráveis aos mais ricos nas taxas de mortalidade infantil e para menores de 5 anos de idade.

Assim, estes resultados parecem sinalizar que, na verdade, entre os mais pobres sobrevivem apenas aqueles que, efetivamente, apresentam condições mais favoráveis de saúde. Isto poderia justificar o baixo nível das desigualdes identificadas relativamente às encontradas nos países desenvolvidos.

5. Considerações Finais

Os principais objetivos deste trabalho foram verificar se existiriam desigualdades socioeconômicas na saúde no Brasil, bem como comparar os resultados com aqueles reportados para outros países.

Essencialmente, a análise da variável saúde autoavaliada para o conjuntos dos indivíduos analisados evidenciou que aqueles oriundos de classes economicamente mais desfavorecidas apresentavam uma pior autoavaliação do seu estado de saúde.

Porém, considerando a ótica dos *policy-makers* deve-se lembrar que recentemente foi promulgada pelo Congresso Nacional emenda constituicional que vincula recursos da União, Estados e municípios para a saúde, garantindo maior estabilidade no financiamento da área. Deste modo, este momento é, precisamente, o mais apropriado para a concretização de um trabalho de definição explícita de um objetivo adicional a ser incorporado aos programas realizados na área de saúde: eliminação ou ao menos redução das desigualdades socioeconômicas "evitáveis".

Referências

Campino, A. C. C., Diaz, M. D. M., Paulani, L. M., Piola, S., & Oliveira, R. G. (1999). Equity in health in LAC - Brazil. In *EquiLAC Project and Poverty and Equity in Health in Latin American and Caribbean: Results of Country-Case Studies from Brazil, Ecuador, Guatemala, Jamaica, Mexico and Peru*. The World Bank (HNP-Health, Nutrition and Population), Washington D. C. Programa Das Nações Unidas Para O Desenvolvimento e Organização Panamericana da Saúde.

Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. World Bank, Washington D. C.

Deaton, A. & Paxson, C. (1997). *Poverty Among Children in Developing Countries*. Princeton University. Research Program in Development Studies - working paper 179. *http : //www.wws.princeton.edu/˜rpds/working.htm* [capturado em 03 Feb 2000].

Gerdthan, U. G., Johannesson, M., Lundberg, L., & Isacson, D. (1999). A note on validating Wagstaff and van Doorslaer's health measure in the analisys of inequalities in health. *Journal of Health Economics*, (18):117–124.

Glewwe, P. & van der Gaag, J. (1990). Identifying the poor in developing countries: Do different definitions matter? *World Development*, 18(6):803–814.

Gwatkin, D. R. (2000). Health inequalities and the health of the poor: What we know? what can we do? *Bulletin of the world health organization*, 78(1):3–18.

Humphries, K. & van Doorslaer, E. (2000). Income-related health inequality in Canada. *Social Science & Medicine*, 50(5):663–671.

Kakwani, N., Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. (1997). Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. *Journal of Econometrics*, (77):87–103.

Mackenbach, J. P. & Kunst, A. E. (1997). Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: An overview measures illustrated with two examples from Europe. *Social Science & Medicine*, 44(6):757–771.

Medina, F. (1998). El ingresso y el gasto como medida del bienestar de los hogares: Una evaluación estadística. In *NU. CEPAL. Segundo Taller Regional Sobre Medición Del Ingreso En Las Encuestas de Hogares*, pages 341–371. Santiago: CEPAL.

Ravallion, M. (1992). Comparaciones de pobreza: Una guía sobre conceptos y métodos. Documento de trabajo LSMS número 88. Reproduzido para o ler Curso Regional del programa MECOVI - Diseño, Implementación y Análisis de encuestas de hogares sobre condición de vida.

Rocha, S. (1998). Renda e pobreza: Medidas per capita versus adulto-equivalente. Rio de Janeiro. Texto para discussão, n. 609.

van Doorslaer, E. & Wagstaff, A. et alii (1997). Income-related inequalities in health: Some international comparisons. *Journal of Health Economics*, (16):93–112.

Wagstaff, A. (2000). Socioeconomic inequalities in child mortality: Comparisons across nine developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 78(1):19–29.

Wagstaff, A., Paci, P., & van Doorslaer, E. (1991). On the measurement of inequalities in health. *Social Medicine & Medicine*, 33(5):545–557.

Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (1994). Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators. *Health Economics*, (3):281–291.

Wagstaff, A. & van Dorslaer, E. (1998). Inequalities in health: Methods and results for Jamaica. Paper prepared for the Human development department of the world bank. Washington D. C.