

DESIGUALDADES EM SAÚDE NO BRASIL: ANÁLISE COMPARADA DO ACESSO AOS SERVIÇOS DE SAÚDE POR ESTRATOS OCUPACIONAIS

Murilo Fahe1
Jorge Alexandre Barbosa Neves

RESUMO

O argumento central deste artigo propõe que a universalização preconizada pelo Sistema Único de Saúde - SUS, promulgado na Constituição de 1988, não é suficiente para a reversão do modelo assistencial corporativo-estratificado herdado pelo Estado, ocorrendo à manutenção de um quadro de iniquidades no acesso aos serviços de saúde. Para testar essa hipótese, utilizam-se os dados das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares – PNADs – de 1998 e 2003, que contêm suplementos sobre o acesso e utilização dos serviços de saúde com aplicação de modelos estatísticos multivariados: Regressões Logísticas Binomiais. O enquadramento

analítico para operacionalização da hipótese investigativa baseia-se no modelo comportamental de Andersen (1968) que define fatores predisponentes e capacitantes e necessidades em saúde como atributos dos indivíduos na indução da procura pelos serviços de saúde. Os resultados apontam para uma estratificação do acesso aos serviços de saúde entre os trabalhadores formais e informais e os servidores públicos e trabalhadores privados, evidenciando um quadro de desigualdades de acesso aos serviços de saúde no país, colocando em tela o debate sobre a proposição da universalização do acesso preconizada pelo SUS.

PALAVRAS-CHAVE

Desigualdades em saúde; acesso aos serviços de saúde; estratos ocupacionais; SUS; Brasil

INTRODUÇÃO

Nas duas últimas décadas, o Brasil vem estruturando um novo Sistema de Saúde na tentativa de reduzir as disparidades epidemiológicas e assistenciais de saúde. Assim, a criação do Sistema Único de Saúde - SUS, a partir da constituição de 1988, vem consolidando um processo de reforma sanitária no país. Atualmente, o SUS protagoniza uma política pública de saúde pactuada entre as três esferas de governo expressa em um sistema dual público-privado, com o claro objetivo de promoção da universalização da assistência à saúde à população brasileira. Essa prerrogativa recente da Saúde Pública no Brasil apresenta-se com uma perspectiva institucional de reversão do modelo corporativista e estratificado de acesso aos serviços de saúde, até então patrocinado por políticas históricas desde a década de 20.

A atual dicotomia dos usuários do Sistema de Saúde - de um lado, os que apresentam ativos socioeconômicos, regularmente associados à sua inserção laboral formal, e que podem recorrer às ofertas do mercado na área de saúde; e do outro lado, os que dispõem exclusivamente da oferta de serviços públicos - apenas mascara a velha dualidade (contribuintes x não contribuintes), recomposta sob a égide da divisão entre ricos e pobres. No entanto, pode-se afirmar que se instituiu um novo marco regulatório na área de saúde, com a substituição da antiga garantia do trabalhador beneficiário da assistência à saúde, associada à contribuição salarial, pelo direito universal de acesso a todo e qualquer cidadão por meio da estruturação do SUS.

As conquistas alcançadas pelas políticas recentes de saúde são visíveis, identificadas desde o reconhecimento normativo-constitucional como um direito inalienável do cidadão, consagrando a saúde como uma política pública universal e sem qualquer condicionalidade. Com o SUS instituiu-se uma nova ordem político-institucional na área, com a municipalização de responsabilidades de gestão e implementação das políticas de saúde, redesenhando, assim, as relações entre as três esferas de governo com um claro processo de “empoderamento” da esfera municipal. Introduziram-se inovações na área de gestão e despenderam-se esforços importantes no sentido de se proporcionar sustentabilidade a um modelo assistencial de natureza preventiva, com forte escopo social. Desde então, observam-se avanços significativos no campo do acesso aos serviços de saúde, mas ainda há um caminho

longo a ser percorrido para dotar a saúde brasileira de condições aceitáveis de acesso e equidade, mesmo considerando-se as inovações, as formas de gestão mais modernas, os controles mais eficientes e as reconfigurações dos modelos assistenciais.

Embora bastante importante, o avanço político-institucional proporcionado pela universalização da atenção à saúde pelo SUS - inclusive com significativos reflexos regulatórios na área privada associada ao sistema público - parece que não foi suficiente para a reversão do ciclo histórico de segmentação do acesso aos serviços de saúde. Como resultado dessa segmentação, persiste a divisão entre usuários do Sistema de Saúde, com base na nova disjuntiva ricos e pobres, com importantes incidências sobre a qualidade da atenção. Os estratos sociais, com maiores ativos econômicos e políticos, encontram respostas razoáveis às suas demandas de saúde na área privada, enquanto os demais (usuários exclusivos do SUS), além da pluralidade e da pulverização de interesses, encontram barreiras políticas e sociais para expressão e viabilização das suas reivindicações. Portanto, apesar da nova roupagem, continua ocorrendo à reprodução de políticas de proteção social histórica e de natureza regressiva, fortemente vinculada à lógica da formalização/ assalariamento, gerando incentivos seletivos com efeitos adversos em relação à lógica de expansão dos serviços e da universalização da assistência do SUS.

Nesse cenário, o propósito do presente artigo é o desenvolvimento de uma análise do grau de acesso aos serviços de saúde no Brasil considerando o legado histórico das políticas de saúde do Estado brasileiro que proporcionou privilégios assistenciais a determinadas corporações de trabalhadores e, paradoxalmente, propõe a universalização da assistência via SUS com ampliação do contingente de usuários do Sistema Público de Saúde numa perspectiva de reversão do modelo excludente e estratificado hegemônico até a década de 80.

Essas evidências parecem encontrar maior ressonância quando focadas nas condições de acesso da População Ocupada - PO, em virtude de mecanismos de proteção à saúde adotados pelo Estado brasileiro e por parte do setor produtivo privado, gerando uma diferenciação de acesso favorável a determinados estratos ocupacionais, ou seja, parece existirem evidências de acesso diferenciado entre distintos estratos ocupacionais, fomentando uma estratificação do acesso em contraposição às políticas de universalização da clientela proposta pela reforma sanitária implementada no país.

A abrangência dessa análise é nacional, considerando as especificidades das cinco grandes regiões brasileiras, e foi desenvolvida com o uso das Pesquisas Nacionais de Amostras Domiciliares - PNADS de 1998 e 2003, que contêm o suplemento de saúde, numa perspectiva comparada (IBGE, 1998¹ e 2003²). A propo-

sição é verificar a evolução do grau de acesso aos serviços de saúde no intervalo de cinco anos (comparação intertemporal), tanto do Sistema Público de Saúde quanto do Sistema Privado. Assim, procede-se a análise das desigualdades de saúde por estratos ocupacionais desagregados e agregados como formais/informais e servidores públicos/trabalhadores privados.

ANÁLISES DAS DESIGUALDADES EM SAÚDE

Uma breve revisão da literatura na área pode demonstrar como se realizam as desigualdades em saúde no mundo e, em especial, no Brasil, identificando as interações entre estratificação social e desigualdades em saúde. Assim, as desigualdades em saúde caracterizadas como uma faceta das desigualdades sociais passa a ser objeto de análise teórica e empírica por parte de vários pesquisadores de distintos países.

Análises e estudos na área de saúde no Brasil e em outros países em desenvolvimento ou desenvolvidos denotam a existência de desigualdades em saúde entre a população que também assume características de multideterminação e de distribuição diferenciada entre os estratos sociais.

Importante marco é a publicação do *Black Report* (TOWNSEND & DAVIDSON, 1982³), que apontou para o incremento das desigualdades sociais em saúde na população britânica num esforço investigativo para analisar as diferenças nas condições de saúde e no acesso aos serviços de saúde de acordo com a divisão da população por nível socioeconômico, seja este medido por renda, educação, ocupação ou posição na hierarquia social (PAMUK, 1985⁴; KNUST et al, 1997⁵; MACKENBACK & KUNST, 1997⁶; CHANDOLA, 2000⁷; WAGSTAFF, 2000⁸). Nos Estados Unidos, as desigualdades nas distribuições salariais têm-se mostrado associadas à distribuição desigual das tendências de mortalidade na população norte-americana e as diferenças quanto à renda relativa associadas aos homicídios e ao baixo peso ao nascer (KAPLAN et al, 1996⁹).

Na Europa, o Projeto *Socioeconomic Factors in Health and Healthcare* (MIELCK & GIRALDES, 1993¹⁰) e o Projeto *Socioeconomic Inequalities in Mortality and Morbidity in Europe* (MACKENBACK et al, 1997¹¹) apresentam resultados indicando que a falta de equidade nos setores socioeconômicos afetam a saúde da população. Em países da União Europeia, manifestam-se, sobretudo, no domínio da educação, da nutrição e na utilização dos serviços de saúde, relativos ao funcionamento dos serviços e aos gastos *per capita* em saúde.

No Japão, a despeito dos poucos estudos existentes sobre a temática, Ishida demonstra, entre outras questões que:

... the presence of physical pain, the visit to doctor's office, and the self-reported, are affected by socioeconomic factors... Social class, our primary independent variable, and asset holdings are the two most important factors in predicting people's health condition and perception... Instead, work positions in the labor market and various amenities and resources affect people's physical well-beings (ISHIDA, 2004, p. 18¹²).

As repercussões dessas visões analíticas no Brasil têm implicações em importantes estudos, com desenvolvimento de pesquisas cujos resultados indicaram que a morbidade referida para a população urbana tende a aumentar inversamente a renda familiar *per capita* (TRAVASSOS et al, 1995¹³). Em outro estudo, Travassos et al (2002¹⁴), a partir de dados da PNAD 1998, observa que indivíduos com maior escolaridade, os empregadores ou os assalariados com carteira assinada e os brancos apresentam chances mais elevadas de procurar os serviços de saúde, indicando uma desigualdade social no consumo desses serviços favoráveis aos grupos sociais mais privilegiados. Ainda identificaram que o uso de serviços de saúde por homens e mulheres dependeu do poder aquisitivo das famílias e das características sociais do próprio indivíduo, definindo um perfil de desigualdades sociais.

Numa outra dimensão, a análise da epidemiologia das desigualdades em saúde (CENEPI, 2002¹⁵) aponta para uma polarização nacional e intrarregional das desigualdades sociais em saúde cujos macrodeterminantes seriam a urbanização, a pobreza e os aspectos relacionados à organização dos serviços de saúde.

No Brasil, ainda que a temática da desigualdade social em saúde seja objeto de investigação e gere importante produção científica, ainda observam-se algumas lacunas, entre elas, a insuficiente exploração da relação entre desigualdades em saúde e posição socioeconômica dos indivíduos determinada pela ocupação. Não é o caso da Europa e dos Estados Unidos, onde inúmeros estudos empíricos indicam que as condições de saúde dos indivíduos são associadas à posição socioeconômica, inclusive associando as taxas de mortalidade às classes sociais, à educação e aos níveis de renda.

Análises recentes, em desenvolvimento, realizadas por Santos (2009¹⁶) demonstram que as condições socioeconômicas caracterizam-se como causas fundamentais da saúde e da doença na proporção que são determinantes do acesso a importantes recursos com capacidade de minimizar ou evitar riscos e consequentemente enfermidades. Ainda identifica que as divisões de classe modeladas a partir de uma classificação socioeconômica própria apresentam padrões variados e discrepâncias acentuadas na distribuição das chances de saúde da população

brasileira. A contribuição deste artigo aponta nessa direção numa perspectiva de uma melhor compreensão da relação entre desigualdades em saúde e a estratificação social/ocupacional.

MATERIAL E MÉTODOS

O Modelo Comportamental de Andersen (1968¹⁷), adotado nesta análise, considera que os fatores determinantes da dimensão predisponente são: i) fatores demográficos; ii) fatores relacionados à estrutura social, iii) fatores culturais. Já os fatores capacitantes, que possibilitam ou impedem o uso dos serviços existentes, implicam na detenção por parte dos indivíduos dos meios e dos conhecimentos necessários para chegar aos serviços e fazer uso deles; bem como a existência de instalações, equipamentos e equipes de saúde disponíveis. As necessidades de serviços de saúde, por sua vez, são aquelas que podem ser autopercebidas (autoavaliadas) e/ou aquelas determinadas pelos profissionais de saúde.

Para fins de operacionalização do modelo analítico proposto, com a devida compatibilização das variáveis representativas de suas dimensões e disponíveis nas PNADS de 1998 e 2003, propõe-se a seguinte distribuição das variáveis componentes do Modelo Comportamental: i) Fatores predisponentes: sexo, raça (cor) e idade; ii) Fatores capacitantes: anos de estudo, estratos ocupacionais, planos de saúde, renda familiar, local de residência e região e; iii) necessidades em saúde: autoavaliação do Estado de saúde e número de doenças crônicas declaradas.

O modelo de análise estatística multivariada empregado será de regressão logística binomial, com processamento de resultados (incremento percentual) encontrados para os anos de 1998 e 2003, devidamente comparados. A regressão é utilizada para medir a taxa de probabilidade de um evento ocorrer, nesse caso ter consultado um médico ou não nos últimos 12 meses de referência, com a mudança das variáveis preditoras (TANSEY et al, (1996) apud NEVES, 2007¹⁸). Para aplicação dos modelos multivariados, é utilizado o peso da amostra das PNADS fornecido pelo IBGE- ponderado pela média do peso de expansão da amostra, conforme descrito por Lee et al (1976¹⁹). Utiliza-se para tais procedimentos o programa SPSS 14.0. Portanto, a escolha do modelo justifica-se em função da sua capacidade de estimação da probabilidade (chances) dos indivíduos (pertencentes a diferentes estratos sociais) terem acesso aos serviços de saúde; bem como a possibilidade de

se detectar as chances de consulta dos portadores de planos de saúde e dos estratos ocupacionais em análise.

No modelo I da regressão logística binomial, são introduzidas, inicialmente, as variáveis sociodemográficas: idade, sexo e raça/cor (Fatores predisponentes); e as variáveis componentes dos Fatores Capacitantes (Anos de Estudo, Renda Familiar, Ocupação e Cobertura de Planos de Saúde). No modelo II, são agregadas as variáveis componentes das Necessidades de Saúde (Número de doenças e estado de saúde) e, no modelo III, as variáveis de natureza territorial conforme descrito na equação de regressão por mínimos quadrados ordinários MQO abaixo:

$$\log p / (1-p) = \beta_0 + \beta_1 X_{1(\text{idade})} + \beta_2 X_{2(\text{sexo})} + \beta_3 X_{3(\text{raça/cor})} + \beta_4 X_{4(\text{anos de estudo})} + \beta_5 X_{5(\text{quintil de renda familiar per capita})} + \beta_6 X_{6(\text{estratos ocupacionais /ocupações na semana de referência})} + \beta_7 X_{7(\text{cobertura de planos de saúde})} + \beta_8 X_{8(\text{números de doença})} + \beta_9 X_{9(\text{auto-avaliação do estado de saúde})} + \beta_{10} X_{10(\text{local de residência - urbano/rural})} + \beta_{11} X_{11(\text{região metropolitana / não metropolitana})} + \beta_{12} X_{12(\text{regiões brasileiras})} + \varepsilon$$

onde: $\log p/(1-p)$ = função de ligação

e p = probabilidade de sucesso.

No Quadro 1, apresentado na página que se segue, registra-se a descrição das variáveis e suas derivadas, desagregadas por conjunto de fatores ou necessidades componentes do modelo de análise multivariada.

Quadro 1

Descrição das Variáveis Componentes dos Modelos Multivariados

Variável Dependente (Binária): consultou médico ou não nos últimos 12 meses

Variáveis Independentes

Fatores Predisponentes

Idade	Variável contínua
Sexo	Binária: homens* e mulheres
Raça (Cor)	Binária : brancos* e não brancos (agregando pretos e pardos). Asiáticos e indígenas foram excluídos, pois representam apenas 1% da população.

Fatores Capacitantes

Anos de estudo	Variável contínua
Renda Familiar	Catégorica: construída para a renda familiar per capita - que exclui agregados e crianças menores de 10 anos. Ela foi agrupada em quintos de renda.(Variável de referência : 1º. Quintil)
Plano de Saúde	Binária: cobertura ou não por Plano de Saúde Público e\ ou Privado (Variável de referência: sem cobertura de planos de saúde)
Estratos Ocupacionais	Catégorica: classificações do Código Brasileiro de Ocupação CBO** (Variável de referência: sem remuneração *)
Região Rural - Urbana	Binária: indica o local de residência: rural* e urbana. A variável rural não possui dados da Região Norte.
Região Metropolitana e NM	Binária: indica o local de residência: metropolitana e não metropolitana*
Regiões Brasileiras	Catégorica: dividida nas regiões Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste

Necessidades de Saúde

Autoavaliação de Saúde	Binária: saúde boa* (agregando muito boa e regular) e ruim (agregando ruim e muito ruim)
Número de Doenças	Catégorica: dividida em não tem doença*, 1 doença, 2 ou 3 doenças e mais de três doenças.

*Variáveis de referência

** As classificações ocupacionais de acordo com o CBO são (1) empregados com carteira; (2) empregados sem carteira; (3) funcionários públicos e militares; (4) empregados domésticos com carteira; (5) empregados domésticos sem carteira; (6) empregadores; (7) trabalhadores por conta própria; (8) trabalhadores para o próprio consumo e uso; (9) sem remuneração (PNAD 1998 e 2003, IBGE) derivadas da variável "ocupação que exercia no trabalho que tinha na última semana de referência".

Fonte: Elaboração Própria

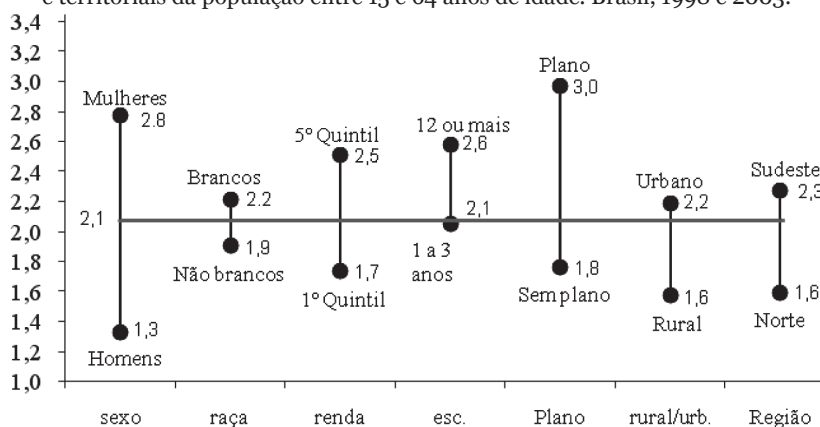
DESIGUALDADES DE ACESSO AOS SERVIÇOS DE SAÚDE

Os dados das PNADs informam que a média de consultas da população brasileira entre 15 e 64 anos de idade saltou de 2,1 consultas/indivíduo em 1998 para 2,4 consultas/indivíduo em 2003, indicando também um nítido aumento do uso dos serviços de saúde.

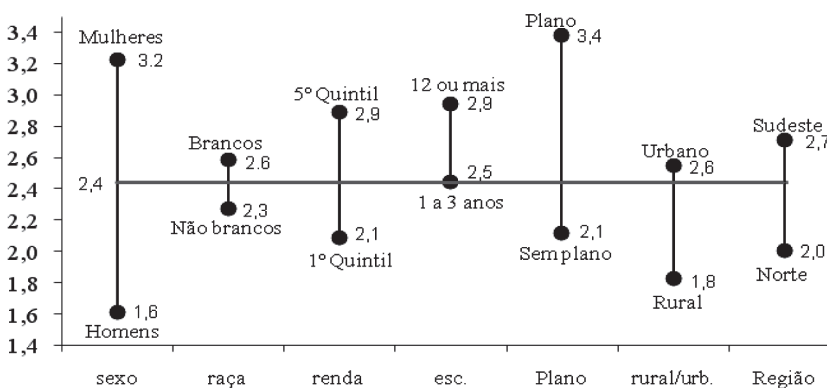
Apesar dos avanços, a expansão do acesso não veio associada a uma distribuição equânime das consultas médicas. A distribuição média de consultas mostra-se diferenciada entre sexo, raça, idade, renda, escolaridade, portadores de plano de saúde, local de moradia (território) e região do país para os dois anos estudados (Gráfico 1).

Gráfico 1

Média de consultas médicas por características sociodemográficas e territoriais da população entre 15 e 64 anos de idade. Brasil, 1998 e 2003.



— Média de consultas - Brasil 1998



— Média de consultas - Brasil 2003

Fonte: PNADS 1998 e 2003, IBGE. Elaboração a partir dos microdados.

A síntese das informações referentes ao impacto dos aspectos demográficos e socioeconômicos no acesso aos serviços de saúde constante no Gráfico 1 que, em 1998, as mulheres, os brancos, os mais ricos, os mais escolarizados, os portadores de plano de saúde, a população urbana e os residentes no Sudeste tiveram maior acesso aos serviços de saúde. As mulheres consultaram médico em média 2,8 vezes, valor que, quando comparado aos homens, representou em média uma consulta e meia a mais. A menor discrepância foi verificada entre os brancos e os não brancos, que consultaram em média 2,2 e 1,9 vezes, respectivamente. Também ocorrem diferenças importantes no acesso entre os quintos de renda, que apresentaram uma diferença de 1,2 consultas médicas em média a mais para o último quinto, quando comparado ao primeiro. Os mais escolarizados com 2,6 consultas em média, os portadores de planos de saúde com 3,0 consultas em média, a população urbana com 2,2 consultas, e os residentes na região Sudeste, com a média de 2,3 consultas por indivíduo, além de apresentarem maior acesso do que seus grupos de comparação, superaram a média nacional de 2,1 consultas.

Para o ano de 2003, foram verificadas as mesmas iniquidades existentes em 1998, indicando a manutenção das características da estrutura de desigualdades em saúde. No entanto, verificou-se um aumento no número médio de consultas realizadas em todos os estratos sociais, o que pode demonstrar uma expansão do sistema de saúde. Essa expansão, embora importante num primeiro momento, não conseguiu reduzir as desigualdades de acesso, uma vez que, em 2003, os homens, os indivíduos do primeiro quintil, os com 1 a 3 anos de estudo, os não cobertos por planos de saúde, a população rural e os residentes no Norte foram os estratos sociais que menos consultaram médico em 2003.

Esses resultados descritivos reforçam a importância da análise da segmentação no acesso entre os trabalhadores da área pública e privada, com uso de modelo multivariado, para corroborar o viés histórico-estrutural de que a universalização é precedida de uma segmentação do acesso para determinadas categorias profissionais.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para o teste das hipóteses desta parte da investigação, com a garantia da condição de controle simultâneo dos efeitos sobre o acesso aos serviços de saúde das diversas variáveis componentes do modelo explicativo proposto, desenvolve-se uma análise multivariada com uso de regressões logísticas binomiais.

A variável explicativa “posição na ocupação” será: i) desagregada por estratos ocupacionais, ii) agregada como formal e informal e, posteriormente, como iii)

servidores públicos e trabalhadores privados, para análise da diferença de probabilidade de acesso aos serviços de saúde dessas categorias estratégicas. A faixa etária considerada para os estratos ocupacionais será de 15-64 anos devido aos aspectos legais do mercado de trabalho e da idade de corte (15 anos) adotada pelo IBGE para aquisição do mínimo educacional.

A TAB. 1 abaixo mostra que em 1998 os resultados para os estratos do empregado sem carteira, doméstica(o) com carteira, doméstica(o) sem carteira e conta própria não são estatisticamente significativos e o mesmo resultado se repete para 2003, com exceção para o estrato doméstica (o) com carteira.

TABELA 1

Efeitos Percentuais do modelo logístico binomial para a população de 15 a 64 anos incluindo a variável explicativa estratos ocupacionais. Brasil, 1998 e 2003.

Variáveis	1998						2003					
	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.
Idade	2,31	0,00	0,49	0,00	0,49	0,00	2,23	0,00	0,55	0,00	0,55	0,00
Sexo (Homem)	162,20	0,00	138,31	0,00	137,60	0,00	197,95	0,00	176,40	0,00	175,80	0,00
Cor (Não brancos)	-3,34	0,01	-1,86	0,15	-1,38	0,32	-4,81	0,00	-4,55	0,00	-3,45	0,01
Anos de Estudos	1,51	0,00	3,31	0,00	3,06	0,00	1,97	0,00	3,27	0,00	3,04	0,00
Quartil Familiar (1º)		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00
2º Quartil Familiar	10,30	0,00	12,55	0,00	10,70	0,00	4,59	0,02	3,56	0,09	2,61	0,22
3º Quartil Familiar	9,44	0,00	15,55	0,00	12,48	0,00	4,61	0,02	4,75	0,03	3,16	0,15
4º Quartil Familiar	8,01	0,00	17,54	0,00	13,71	0,00	4,41	0,03	6,84	0,00	5,22	0,02
5º Quartil Familiar	12,68	0,00	28,18	0,00	23,36	0,00	16,25	0,00	23,08	0,00	21,45	0,00
Ocupação (S. rem.)		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00
Empreg. com carteira	36,26	0,00	43,10	0,00	36,36	0,00	46,98	0,00	53,26	0,00	44,84	0,00
Militar/ Funcionário púb.	27,09	0,00	28,77	0,00	24,58	0,00	38,48	0,00	41,10	0,00	33,39	0,00
Empreg. sem carteira	8,52	0,00	7,48	0,01	3,67	0,21	9,84	0,00	9,17	0,00	3,41	0,23
Doméstica (o) com carteira	0,97	0,85	7,58	0,16	1,97	0,71	22,81	0,00	27,90	0,00	20,82	0,00

Doméstica (o) sem carteira	6,15	0,08	8,60	0,02	2,90	0,43	10,68	0,00	10,15	0,00	3,18	0,37
Conta-própria	3,95	0,15	-0,68	0,81	-4,31	0,12	8,97	0,00	6,16	0,03	1,13	0,68
Empregador	20,34	0,00	22,07	0,00	17,86	0,00	22,02	0,00	26,34	0,00	19,38	0,00
Empreg. Cons. próprio	35,22	0,00	22,79	0,00	22,83	0,00	19,57	0,00	9,38	0,02	8,86	0,03
Plano Saúde (S. plano)	128,84	0,00	133,82	0,00	132,33	0,00	122,18	0,00	122,91	0,00	122,42	0,00
N. Doenças (S. doença)												
Uma doença			95,37	0,00	95,64	0,00			109,18	0,00	109,16	0,00
Duas doenças			145,82	0,00	146,56	0,00			206,08	0,00	206,02	0,00
Três ou mais doenças			254,37	0,00	255,83	0,00			350,78	0,00	350,91	0,00
Estado de saúde (Bom)				0,00		0,00				0,00		0,00
Estado de saúde regular			118,78	0,00	119,04	0,00			102,05	0,00	102,16	0,00
Estado de saúde ruim			257,59	0,00	257,21	0,00			207,24	0,00	206,76	0,00
Residência (Rural)					12,69	0,00					15,51	0,00
R. Metrop. (Reg. N Met)					7,26	0,00					-4,36	0,00
Região (Norte)						0,00						0,01
Região Nordeste					21,41	0,00					-0,06	0,98
Região Sudeste					14,50	0,00					-0,11	0,97
Região Sul					20,22	0,00					-5,48	0,05
Região Centro-Oeste					23,59	0,00					-2,97	0,34
N					133122						156181	
Log - Likelihood	169843,49		160627,59		160506,49		193274,05		183561,65		183470,30	
Cox & Snell R2	0,11		0,17		0,17		0,12		0,17		0,17	
Nagelkerke R2	0,15		0,23		0,23		0,16		0,23		0,23	
DF	17		22		28		17		22		28	

Fonte: PNADS 1998 e 2003. Elaboração Própria

Variável Dependente: Não consultou médico nos últimos 12 meses = 0; Consultou médico nos últimos 12 meses = 1.

() = Variáveis de Referência.

Obs.: Resultados estatisticamente não significativos estão em negrito.

Em 1998, para os demais estratos a probabilidade de realização de uma consulta nos últimos 12 meses em relação ao trabalhador sem remuneração é da ordem

de 36,36% (empregado com carteira), 24,58 % (funcionários públicos/militares), 17,86% (empregador) e 22,83% (empregado consumo próprio). No entanto, para 2003, encontramos valores superiores para os três primeiros estratos e inferior para o último. Somente, em 2003, as chances de consultas das domésticas (os) são da ordem de 20,83 em relação aos trabalhadores sem remuneração.

Inicialmente, os resultados informam que o pertencimento a um estrato ocupacional tem implicações na probabilidade de acesso aos serviços de saúde e, que o grau de acesso mostra-se diferenciado por estratos. A formalização é um fator importante para ampliação da probabilidade de acesso nos dois anos pesquisados. Em 2003, observa-se a ampliação das chances de acesso dos estratos ocupacionais formais analisados, o que pode indicar um incremento do processo de estratificação da assistência à saúde intraestratos.

Para o desenvolvimento de uma análise comparativa e, em virtude da assimetria dos efeitos percentuais de probabilidade de acesso encontrados, opta-se agora por uma análise multivariada, agregando trabalhadores formais/informais e servidores públicos/trabalhadores da área privada. Essa proposição encontra também respaldo teórico na emergência e desenvolvimento das políticas de saúde que privilegiaram com suas tendências regressivas aos trabalhadores do setor formal e, entre eles, os servidores públicos.

Os resultados relevantes da regressão logística confirmam as mesmas tendências encontradas para a análise anterior e mostram com nitidez que a condição de formalidade é uma condição preditora importante para o acesso aos serviços de saúde, ou seja, as chances de um trabalhador formal realizar uma consulta médica eram de 29,81% (1998) e 35,97% (2003) maiores do que as de um trabalhador informal (TAB 2).

Tabela 2

Efeitos Percentuais do modelo logístico binomial para a população de 15 a 64 anos, setor formal / setor informal, Brasil, 1998 e 2003

Variáveis	1998						2003					
	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.
Idade	2,20	0,00	0,38	0,00	0,38	0,00	2,18	0,00	0,51	0,00	0,52	0,00
Sexo (Homem)	155,83	0,00	133,12	0,00	132,43	0,00	191,44	0,00	169,29	0,00	168,80	0,00
Cor (Pretos)	-3,20	0,01	-1,68	0,21	-1,10	0,43	-4,99	0,00	-4,60	0,00	-3,63	0,00
Anos de Estudo	1,38	0,00	3,19	0,00	3,00	0,00	1,91	0,00	3,22	0,00	3,01	0,00
Quintil Familiar (1º)		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00
2º Quintil Familiar	7,33	0,00	11,55	0,00	9,97	0,00	4,40	0,04	4,25	0,06	3,25	0,15

3º Quintil Familiar	5,56	0,02	13,81	0,00	11,40	0,00	4,56	0,03	5,74	0,01	4,21	0,07
4º Quintil Familiar	4,50	0,05	16,15	0,00	13,31	0,00	3,92	0,07	7,46	0,00	5,98	0,01
5º Quintil Familiar	10,43	0,00	28,21	0,00	24,59	0,00	16,22	0,00	24,57	0,00	23,16	0,00
Setor Formal (Informal)	22,29	0,00	30,79	0,00	29,81	0,00	29,84	0,00	36,61	0,00	35,97	0,00
Plano Saúde (S. plano)	131,53	0,00	135,93	0,00	134,99	0,00	124,48	0,00	125,11	0,00	124,93	0,00
N. Doenças (S. doença)				0,00		0,00				0,00		0,00
Uma doença			94,81	0,00	95,06	0,00			107,91	0,00	107,99	0,00
Dois doenças			145,88	0,00	146,53	0,00			205,83	0,00	206,00	0,00
Três ou mais doenças			263,26	0,00	265,08	0,00			342,95	0,00	343,81	0,00
Estado de saúde bom				0,00		0,00				0,00		0,00
Estado de saúde regular			117,76	0,00	118,00	0,00			99,46	0,00	99,59	0,00
Estado de saúde ruim			257,12	0,00	257,01	0,00			197,12	0,00	196,80	0,00
Residência (Rural)					10,23	0,00					15,03	0,00
R. Metrop. (Rg. N Met)					6,96	0,00					-4,97	0,00
Região (Norte)						0,00						0,02
Região Nordeste					21,37	0,00					0,78	0,77
Região Sudeste					12,83	0,00					-0,16	0,95
Região Sul					19,25	0,00					-4,76	0,10
Região Centro-Oeste					22,00	0,00					-3,66	0,25
N					124970						147407	
Log - Likelihood	158918,43		150244,69		150144,21		181895,70		172870,03		172789,15	
Cox & Snell R2	0,11		0,17		0,17		0,12		0,17		0,17	
Nagelkerke R2	0,14		0,22		0,22		0,16		0,23		0,23	
DF	10		15		21		10		15		21	

Fonte: PNADS 1998 e 2003. Elaboração Própria

Variável Dependente: Não consultou médico nos últimos 12 meses = 0; Consultou médico nos últimos 12 meses = 1

() = Variáveis de Referência.

Obs.: Resultados estatisticamente não significativos estão em negrito.

Os resultados encontrados para os servidores públicos (inclusive militares) em relação aos trabalhadores privados (TAB.3) indicam uma probabilidade de acesso favorável aos primeiros. No modelo, confirma-se a maior probabilidade de acesso dos servidores públicos (6,53% em 1998 e 9,4% em 2003), demonstrando um leve crescimento no segundo ano pesquisado. Além da confirmação da estratificação do acesso aos serviços de saúde entre servidores públicos e trabalhadores privados, esses parâmetros sinalizam o crescimento dessas desigualdades para o ano de 2003.

Tabela 3

Efeitos percentuais do modelo logístico binomial para a população de 15 a 64 anos, setor público / setor formal privado, Brasil, 1998 e 2003.

Variáveis	1998						2003					
	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.	Mod. 1	Sig.	Mod. 2	Sig.	Mod. 3	Sig.
Idade	2,16	0,00	0,39	0,00	0,39	0,00	2,10	0,00	0,48	0,00	0,49	0,00
Sexo (Homem)	149,35	0,00	128,59	0,00	126,69	0,00	187,93	0,00	166,99	0,00	165,04	0,00
Cor (Pretos)	-3,45	0,01	-1,94	0,15	-1,73	0,23	-5,16	0,00	-4,50	0,00	-4,32	0,00
Anos de Estudo	1,69	0,00	3,57	0,00	3,30	0,00	2,27	0,00	3,64	0,00	3,37	0,00
Quartil Familiar (1º)		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00
2º Quartil Familiar	13,92	0,00	19,81	0,00	16,83	0,00	9,65	0,00	11,16	0,00	9,25	0,00
3º Quartil Familiar	12,93	0,00	23,73	0,00	18,97	0,00	12,01	0,00	15,27	0,00	12,15	0,00
4º Quartil Familiar	12,96	0,00	27,80	0,00	21,87	0,00	12,30	0,00	18,12	0,00	14,65	0,00
5º Quartil Familiar	16,83	0,00	36,68	0,00	29,79	0,00	21,94	0,00	31,89	0,00	28,37	0,00
Set. Púb./ Set. Priv. (Priv.)	6,08	0,02	5,13	0,05	6,52	0,01	9,44	0,00	9,09	0,00	9,40	0,00
Plano Saúde (S. plano)	144,32	0,00	153,08	0,00	150,54	0,00	137,51	0,00	140,52	0,00	139,44	0,00
N. Doenças (S. doença)				0,00		0,00				0,00		0,00
Uma doença			93,58	0,00	93,96	0,00			107,15	0,00	106,91	0,00
Dois doenças			144,61	0,00	145,61	0,00			204,13	0,00	203,54	0,00
Três ou mais doenças			250,41	0,00	252,71	0,00			327,94	0,00	327,23	0,00

Estado de saúde bom		0,00	0,00		0,00	0,00
Estado de saúde regular	116,40	0,00	116,82	0,00	97,19	0,00
Estado de saúde ruim	263,21	0,00	263,06	0,00	192,83	0,00
Residência (Rural)			14,38	0,00		19,14
R. Metrop. (R. N Met)			8,94	0,00		-4,04
Região (Norte)				0,00		0,04
Região Nordeste			21,32	0,00		1,12
Região Sudeste			15,20	0,00		3,13
Região Sul			22,09	0,00		-1,07
Região Centro-Oeste			23,98	0,00		-2,52
N			120318			142156
Log - Likelihood	152798,73	144760,99	144623,57	175553,41	167193,52	167092,23
Cox & Snell R2	0,11	0,16	0,16	0,12	0,17	0,17
Nagelkerke R2	0,14	0,22	0,22	0,16	0,22	0,22
DF	10	15	21	10	15	21

Fonte: PNADS 1998 e 2003. Elaboração própria.

Variável Dependente: Não consultou médico nos últimos 12 meses = 0; Consultou médico nos últimos 12 meses = 1.

() = Variáveis de Referência.

Nota: Resultados estatisticamente não significativos estão em negrito.

Em síntese, os resultados encontrados nas análises multivariadas, confirmam as hipóteses pleiteadas por essa investigação, pois os estratos ocupacionais, desagregados ou agregados, contribuem para o processo de estratificação do acesso à assistência à saúde no país. Em outras palavras, como as políticas de saúde desenvolvidas pelo Estado brasileiro privilegiou a condição de formalidade dos trabalhadores e, “em entre esses”, a categoria de servidores públicos e militares, mesmo com a implantação do SUS, mantém-se as desigualdades no acesso desfavoráveis aos amplos setores de trabalhadores informais inseridos no mercado de trabalho no período de 1998 e 2003.

CONCLUSÕES

Os achados empíricos desta investigação demonstram que não houve a superação do paradigma da estratificação do acesso à assistência médica à saúde dos usuários do sistema brasileiro, mesmo com a implantação do SUS desde 1988.

A primeira constatação genérica elucidada que, como esperado, o acesso estratificado aos serviços de saúde reproduz as estratificações existentes na estrutura social, existindo, portanto, uma alta correlação entre desigualdades sociais e desigualdades em saúde. Nesse sentido, a expectativa comprovada é que os determinantes sociodemográficos, econômicos e territoriais das desigualdades encontradas no substrato social reflitam na modelagem das desigualdades em saúde, contribuindo para a definição dos contornos de um sistema estratificado de saúde.

Como proposto pelo modelo analítico aqui utilizado, ficou demonstrado que os fatores predisponentes (características sociodemográficas), os fatores capacitantes (renda, cobertura de plano de saúde, aspectos territoriais) e as necessidades de saúde (autoavaliação e problemas de saúde) são determinantes da estratificação do acesso às consultas médicas.

Conforme os parâmetros estimados à condição de pertencimento aos estratos ocupacionais formal e público (inclusive militares), auferiu maior grau de acesso aos serviços de saúde do que a condição de informal e de trabalhadores privados, respectivamente. Em princípio, esses resultados corroboram a estratificação ocupacional do acesso aos serviços de saúde, confirmando a continuidade da segmentação da assistência à saúde e a insuficiência da universalização do SUS.

Os resultados auferidos pelos trabalhadores formais e pelos públicos ocorrem, em parte, em função de eles serem públicos-alvos de determinadas políticas protecionistas na área de saúde. No caso dos servidores públicos, é evidente essa constatação e, em relação aos trabalhadores formais, tal proteção ocorre pela via de ações empresariais diretas e também por meio de subsídios do Estado.

Há que considerar que a capacidade instalada (oferta de serviços) do sistema de saúde e sua distribuição desigual pelas regiões e cidades brasileiras (desigualdades regionais) também afetam de maneira importante o acesso. Se a estratégia das políticas governamentais na área de saúde, no período analisado, foi a de focalizar no universalismo com o duplo objetivo de preservar uma base universalista e reduzir as chances da reprodução das desigualdades (Skocpol, 1991²⁰), pode-se deduzir um êxito parcial nessa direção, êxito esse insuficiente, entretanto, para uma ruptura do modelo assistencial estratificado e, portanto, reproduzidor das desigualdades em saúde. As inovações do SUS – com a prioridade por ações básicas de maior impacto social, mediante o investimento na atenção primária e o mecanismo do uso do critério *per capita* de financiamento para transferência de recursos da

União para os municípios e regiões, por exemplo - mostraram-se insuficientes para a reversão dessa estratificação assistencial.

A focalização no interior da universalização deve melhorar o impacto redistributivo (DRAIBE, 2003²¹) das políticas de saúde, pois, além de ser um eixo estruturador do desenvolvimento, deve cumprir um papel de enfrentamento da pobreza e, em específico, das desigualdades em saúde. Assim, se não há condições políticas e estruturais de implementação de um sistema de saúde único e universal no país, com cobertura e qualidade adequada para todos os cidadãos, resta diversificar o atual padrão de universalização dos serviços de saúde e buscar, cada vez mais, uma focalização (ação seletiva) no escopo da universalização para efetiva redução das desigualdades em saúde.

Considerando os pressupostos anteriores, verifica-se a necessidade de redirecionamento das políticas de saúde para atendimento aos indivíduos e às regiões com maior vulnerabilidade, não se restringindo a medidas administrativas (descentralização) ou à economia de saúde (distribuição equânime de gastos), mas com redesenho das ações e programas de saúde, visando a uma atenção focalizada nos indivíduos homens (e não apenas mulheres) com baixa escolaridade, pobres, integrantes dos estratos ocupacionais desprotegidos (informais e formais sem planos de saúde) e outros.

AGRADECIMENTOS

À Fapemig - Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais pelo financiamento desta investigação através do Programa de Pesquisa para o Sistema Único de Saúde - PPSUS e a Fundação João Pinheiro – Escola de Governo pelo apoio logístico.

Aos bolsistas do PPSUS-Fapemig Carolina Portugal e Eduardo Caldeira Pimentel por suas contribuições técnicas no processo de sistematização dos dados.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSEN R. 1968. "Behavioral model of families use of health services", Chicago: Center for Health Administration Studies, University of Chicago, *Research series*.
- CENEPI, Centro Nacional de Epidemiologia. 2000. *Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório*. Brasília: FUNASA/ Ministério da Saúde.
- CHANDOLA T. 2000. "Social class differences in mortality using the new UK national statistics socio-economic classification". *Social Science and Medicine*, 50: 641-9.

- DRAIBE S. 2003. "A política social no período FHC e o sistema de proteção social". São Paulo: *Revista tempo social*, 15(2): 63 -101.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). 1998. *Pesquisa nacional por amostra domiciliar: suplemento acesso e utilização dos serviços de saúde*. Rio de Janeiro: IBGE [CD-ROM].
- _____. 2003. *Pesquisa nacional por amostra domiciliar: suplemento acesso e utilização dos serviços de saúde*. Rio de Janeiro: IBGE [CD-ROM].
- ISHIDA H. 2004. *Socio-economic differentials in health in Japan*. Tokyo: University of Tokyo.
- KAPLAN G, PAMUK E, LYNCH R. 1996. "Inequality in income and mortality in the United States; analysis of mortality and potential pathways." California: *BMJ*, 312: 999-03.
- KNUST A, GEURTS J, VAN DEN BERG J. 1997. "International variation in socioeconomic inequalities in self reported health." *Journal of epidemiology and community health*, 49 (2):117-23.
- LEE EU, FORTHOFFER RN, LORIMOR RJ. 1976. "Analysing Complex Survey Data". *Quantitative Application in the Social Science series Number 07-071*, New Delhi: Sage Publication.
- MACKENBACK J, KNUST A. 1997. "Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: overview of available measures illustrated with two examples from Europe". Rotterdam: *Social Science Medicine*, 44(6):757-71.
- _____, _____. A. 1997. "Socio-economic inequalities in morbidity and mortality in western europe". *The Lancet*, 349: 256-66.
- MILCK A, GIRALDES, M R. 1933. *Inequalities in health and health care: review of selected publications from 18 western european countries*. Münster: Waxmann.
- NEVES J, HELAL D. 2007. "Associativismo, capital social e mercado de trabalho" in: Aguiar N. organizadora, *Desigualdades sociais, redes de sociabilidade e participação política*. Belo Horizonte: Ed. UFMG.
- PAMIK, E. 1985. "Social class and inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales." *Populations Studies*, 39:17-31.
- SANTOS A. 2009. "Classe social e desigualdade em saúde no Brasil". Disponível em: http://sec.adtevento.com.br/anpocs/admin/pro_lista_programa.asp?eveId=1&strConsultar=S paper referente ao 33º Encontro Anual da Associação Nacional de Pós-graduação e Pesquisa em Ciências Sociais (Anpocs) sessão de Grupo de Trabalho 13 Desigualdades: dimensões e evoluções [texto.doc com cerca de 03 páginas].
- SKOCPOL T. 1991. "Targeting within Universalis: politically viable policies to combat poverty in the United States". In: Jencks C, Peterson P. organizadores. *The urban underclass*. Washington: The Brookings Institution.
- TOWNSEND P, DAVIDSON N. 1982. *Inequalities in health: the Black report*. London: Penguin Books.
- TRAVASSOS C, FERNANDEZ C, PÉREZ M. 1995 "Desigualdades sociais, morbidade e consumo de serviços de saúde no Brasil". Rio de Janeiro: *Série estudos: política, planejamento e gestão em saúde*, 4:5-26.
- _____, VIACAVAL F, PINHEIRO R, BRITO A. 2002. "Utilização dos serviços de saúde no Brasil: gênero, características familiares e condição social". *Rev Panam Salud Publica*, 11(5-6), 365-73
- WAGSTAFF A. 2000. "Socioeconomic inequalities in child mortality; comparisons across nine developing countries". *Bulletin of the World Health Organization*, 78:19-29.

ABSTRACT

The central argument of the present article, which claims that the universalization commended for the Unique Health System - UHS promulgated by 1988's Federal Constitution, is not enough for reversing that corporative-stratified assistance model inherited by the State, maintaining a scenario of iniquities in the access to healthcare services. In order to test that hypothesis, data from the National Researches by Households Sampling - PNADs of 1998 and 2003 were used, containing supplements on the access and use of health services collect by the application of multi-varied statistical models: Binomial Logistic

Regressions. The analytical frame for operationalizing the investigative hypothesis is based on Andersen (1968) behavioral model, which defines predisposing and enabling factors and healthcare needs the individuals' attributes in the induction of the search for healthcare services. The results indicates the stratification of access to healthcare services between the formal and informal workers, civil servants and private sector workers, evidencing a picture of inequalities on the access to health in the country, putting on the spot the debate on the proposition the universalization of access commended for UHS.

KEYWORDS

Inequalities in health
access to health services
occupational strata
SUS
Brazil

RECEBIDO EM
Janeiro de 2008

APROVADO EM
Outubro de 2010

Murilo Fahe1

Doutor em sociologia pela UFMG e Professor/ Pesquisador da Fundação João Pinheiro

Jorge Alexandre Barbosa Neves

Doutor em sociologia pela Universidade de Wisconsin-Madison e Professor do Departamento de Sociologia e Antropologia da UFMG.