

CLASSE SOCIAL E DESIGUALDADE DE SAÚDE NO BRASIL*

José Alcides Figueiredo Santos

Investiga-se neste trabalho o poder causal que a estrutura social exerce na distribuição desigual das chances de saúde no Brasil. São caracterizadas as discrepâncias relativas de saúde existentes entre as classes sociais. As divisões de classe social e

* Este estudo beneficiou-se de um auxílio de pesquisa individual do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq e de um auxílio a grupo de pesquisa da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais – Fapemig. Na tarefa de realizar o ajuste ao plano amostral complexo da PNAD beneficiei-me da orientação do estatístico Djalma Pessoa, especialista do IBGE no assunto, a quem registro o meu agradecimento. Três estudantes de ciências sociais, Natália Siqueira, Fabiola Paulino e Larissa Ferreira, tiveram bolsas de iniciação científica nesta pesquisa. Uma versão deste trabalho foi apresentada no GT “Desigualdades: dimensões e evoluções recentes”, durante o 33º Encontro Anual da Anpocs, em 2009.

seus efeitos nas chances de vida decorrem da distribuição desigual de poderes e direitos sobre os recursos produtivos relevantes de uma sociedade. O conceito neomarxista de classe social adotado neste estudo, definido estritamente em termos de relações de propriedade, mantém-se analiticamente distinto de variáveis como educação, renda e bens acumulados, o que permite comparar o poder desta noção sociológica aos marcadores mais convencionais de posição social. A condição de classe é gerada por relações sociais assimétricas com os recursos ou ativos geradores de vantagens e desvantagens materiais. Classe procura demarcar teoricamente os determinantes de resultados, em vez de retratar descritivamente os resultados distributivos em si.¹ As categorias empíricas de classe mobilizadas para a análise, baseadas em noções de mecanismos geradores de efeitos, oferecem por isso pontos de partida explicativos. A classificação socioeconômica para Brasil utilizada na investigação

oferece elementos para observar e interpretar os determinantes da desigualdade de saúde vinculados às relações de propriedade, ao poder social no âmbito da organização do trabalho e à exclusão do controle de recursos valiosos.

No âmbito dos estudos de saúde no Brasil, trata-se da primeira investigação de abrangência nacional no gênero, baseada em levantamento de dados amostrais, que usa um conceito sociológico de classe social, confronta esta solução com os marcadores usuais de posição social e demonstra com evidências empíricas a relevância desta abordagem para a descrição, a previsão e a interpretação das variações de saúde entre grupos da população. Os objetivos fixados no estudo convergem para a validação desta classificação e a demonstração do potencial analítico da mensuração de um conceito de classe social. A estratégia de análise adotada assemelha-se àquela implementada no estudo de desigualdade de saúde realizado com a finalidade de validação de uma classificação socioeconômica europeia baseada também num conceito sociológico de classe social (Kunst e Roskam, 2010). Os resultados alcançados qualificam esta tipologia de classes para o Brasil como um instrumento válido e relevante para a caracterização e o entendimento da desigualdade socioeconômica de saúde no país.

A organização geral do texto distingue a questão teórica e empírica de fundo do estudo, sintetiza uma teoria explicativa geral, equaciona questões metodológicas relativas à passagem dos conceitos às variáveis e finaliza com a análise e a discussão dos resultados. Após esta introdução, o artigo trata do problema central da desigualdade socioeconômica de saúde, situa o acúmulo de evidências que suportam o alcance desta proposição e discute criticamente os modos mais usuais de medir a posição social. Segue-se uma revisão crítica dos estudos de abrangência nacional que focalizaram os condicionamentos socioeconômicos da distribuição da autoavaliação do estado de saúde no país. Adiante apresenta a teoria sociológica das causas fundamentais da saúde que almeja explicar a persistência dinâmica do elo entre posição socioeconômica e saúde em meio aos progressos na capacidade social de controlar as doenças. Ao final do tópico qualifica-se a natureza não linear da associação entre a posição socioeconômica e a dis-

tribuição da saúde. A partir daí argumenta-se a favor dos ganhos de clareza e interpretação que podem advir de uma melhor elaboração teórica dos indicadores de posição social. Enveredando por esta direção são sintetizados alguns elementos-chave da teoria e do esquema de classe que serve de base da classificação socioeconômica usada no estudo. Na parte que trata da variável independente focal da investigação, as categorias de classe social são caracterizadas sucintamente de modo a oferecer ao leitor uma noção substantiva do seu conteúdo social. Como o trabalho está confrontando o conceito de classe aos indicadores usuais de posição social, a parte metodológica apoia-se no estado da arte da literatura internacional para justificar importantes escolhas, como a variável dependente eleita para testar as proposições do estudo e a forma binária de mensuração desta variável. As variáveis socioeconômicas de controle, que representam justamente os indicadores usuais de posição social e, por isso, estão no centro do confronto realizado, são construídas atentando para dois critérios importantes, quais sejam, permitir a manifestação de possíveis efeitos não lineares e minimizar o impacto das diferenças de unidades e escalas nos resultados. A estratégia de comparação dos modelos logísticos estimados é descrita com a finalidade de tornar mais clara a lógica da análise dos resultados. As variáveis de controle introduzidas nos modelos, ao afetarem o efeito original de classe no geral e em categorias particulares, servem para demonstrar o quanto deste efeito é mediado pelos fatores especificados, assim como permitem mostrar se e em que grau as categorias de classe geram efeitos totalmente independentes desses fatores. Nas considerações finais, o artigo destaca a questão das “relações de propriedade” para exemplificar o poder analítico das categorias de classe e são avaliados os ganhos advindos da introdução de uma conceituação e mensuração de classe social na análise da desigualdade socioeconômica de saúde.

Posição socioeconômica e desigualdade de saúde

A sociologia e a epidemiologia social consideram a existência de diferenças sociais na definição da saúde e da doença. A saúde é um estado amplo

do funcionamento e bem-estar humano em que tanto a saúde física como a mental estão entrelaçadas. Uma visão meramente biomédica é inadequada para abordar as desigualdades sociais em saúde (Nettleton, 1995, p. 6). A desigualdade ou disparidade na distribuição do estado de saúde é um tipo particular de diferença ou de importantes fatores influentes que potencialmente podem ser alterados; é uma diferença em que grupos sociais em desvantagem sistematicamente experimentam pior saúde ou maior risco de saúde que grupos em vantagem. Os indivíduos devem ser caracterizados de acordo com marcadores de vantagem social subjacente. A comparação entre grupos é necessária para avaliar equidade; comparações relevantes são entre grupos que diferem em termos de posição social subjacente. A comparação realizada com o estrato social mais privilegiado indica um nível de saúde que já é biologicamente possível nas condições presentes. Abandonar a comparação entre estratos sociais em favor da comparação entre indivíduos em indicadores de saúde específicos solapa as preocupações de justiça distributiva; além disso, é uma ocorrência relativamente rara que o estrato mais privilegiado não tenha o nível mais elevado de saúde (Braveman, 2006).

A existência de desigualdade socioeconômica abrangente na distribuição da saúde e da mortalidade é um fato bem estabelecido e reconhecido por um amplo, rigoroso e cumulativo processo de pesquisas (Marmot, Kogevinas e Elston, 1987; Marmot, Bobak e Smith, 1995; Elo, 2009). As pesquisas sociológicas e epidemiológicas têm demonstrado de modo convergente que as desigualdades socioeconômicas de saúde são grandes e persistentes mesmo em face dos grandes progressos nos níveis gerais de saúde da população e das melhorias na qualidade e na disponibilidade do serviço médico moderno. A invariância das desigualdades em saúde – quanto pior a posição social, tanto pior a saúde – mantém-se verdadeira mesmo nos países mais avançados. A padronização das desigualdades observadas é usualmente bastante clara e a dimensão das desigualdades absolutas é freqüentemente ampla. As discrepâncias de saúde entre os grupos socioeconômicos ascendem a dez ou mais anos de expectativa de vida e alcançam 20 ou mais anos na

idade em que a pessoa experimenta pela primeira vez limitação significativa na saúde funcional. Os grupos mais privilegiados obtêm vantagens na “compressão” da morbidade e limitação funcional em estágios mais avançados do curso de vida. Essas disparidades sociais no modo como a saúde muda com a idade têm crescido notavelmente nos Estados Unidos desde meados dos anos de 1980. O amplo e persistente impacto da posição socioeconômica é explicado pelo grau em que a experiência e a exposição aos principais fatores de risco são estruturadas pela posição socioeconômica. Pessoas de estrato socioeconômico inferior tendem a estar em desvantagem no amplo conjunto de fatores de risco biomédicos, ambientais, comportamentais e psicossociais que medeiam a relação entre as condições sociais e a doença (House *et al.*, 1992, 1994 e 2005; House e Williams, 2000; Lahelma, 2001).

As causas vigentes da morbidade e da mortalidade, especialmente das principais doenças crônicas, são multifatoriais, com a acumulação de muitos fatores sendo tão debilitante ou mortal como um agente infeccioso virulento. Um pequeno conjunto de fatores de risco pode explicar uma pequena fração da associação (10-20%) entre a posição socioeconômica e a saúde. É necessário considerar um amplo conjunto (12-25 ou mais) de fatores de risco para explicar 50-100% da associação (House, 2001, p. 134; House e Williams, 2000, pp. 92-93). As evidências disponíveis, além disso, não atribuem ao cuidado médico dirigido ao indivíduo uma capacidade especial de afetar tanto o padrão de saúde da população em geral como a desigualdade socioeconômica em saúde de modo particular, ao menos nos países desenvolvidos. Investigações que controlam o papel dos indicadores individuais de acesso ou utilização do cuidado de saúde mostram que estes respondem por pouco da associação entre posição social e saúde (Williams, 1990, p. 86; Robert e House, 2000a, pp. 85-87).

Embora a desigualdade vital entre as pessoas possa ser considerada uma das formas de desigualdade mais importantes, pois diz respeito à questão última da saúde, da vida e da morte, tem um papel modesto no debate público e na controvérsia política. Uma notável “invisibilidade” do grupo privilegiado saudável e de vida longa parece surgir da

combinação de personalização, intimidade corporal e abstração estatística (Therborn, 2006, p. 6). Os processos diversificados e cumulativos de incorporação das desigualdades no organismo biológico individual, em um regime predominante de doenças crônicas, tornam menos perceptível a distribuição socialmente seletiva e desigual da saúde e da longevidade. Em um quadro de melhora da qualidade de vida e de expansão da expectativa de vida, a vida mais longa e saudável de uma parcela minoritária não aparece tão claramente como um privilégio vital reservado a um círculo já socialmente privilegiado.

A distinção entre a investigação das causas de variação das chances de saúde entre indivíduos e de variação entre grupos é crucial para o entendimento dos determinantes sociais da saúde (Marmot, 2005). Existem diversos modos de descrever e medir as circunstâncias socioeconômicas que se traduzem em desigualdades em saúde. Um tratamento abrangente da temática relaciona e caracteriza 32 indicadores de posição socioeconômica no nível individual e de área. A maioria dos indicadores no nível individual mensura algum tipo de recurso ou ativo controlado (Galobardes *et al.*, 2006; Galobardes, Lynch e Smith, 2007). Renda e educação aparecem como os dois indicadores de posição social mais usados na literatura de epidemiologia social e mesmo de ciências sociais sobre desigualdade em saúde, especialmente nos Estados Unidos. Indicadores baseados em ocupação são também amplamente utilizados, particularmente no Reino Unido. A renda tem sido usada como indicador considerando o fato de ser um preditor forte e robusto da saúde e porque em determinado grau os impactos de outras variáveis são mediados através dela (Houise e Williams, 2000, p. 84). O uso nos estudos de saúde da simples dicotomia acima e abaixo da linha pobreza, embora útil ao focalizar situações extremas de destituição, pode obscurecer o pleno gradiente das desigualdades na distribuição da renda e da saúde. As diferenças de condições existem em todos os níveis de renda, embora a renda crescente gere provavelmente retornos decrescentes de saúde. Cada passo dado na escala de renda pode acrescentar vantagens capazes de gerar ganhos imediatos e cumulativos (Lynch e Kaplan, 2000, p. 25). Entretanto, não é apropriado usar a renda como simples

variável intervalar, supondo um efeito constante na saúde por cada unidade de mudança da renda, já que pequenas diferenças estão associadas com mudanças muito maiores no *status* de saúde dos pobres quando comparados aos ricos (Krieger, Williams e Moss, 1997, p. 359). Classificações baseadas em renda usam montantes absolutos de renda, assim como grupos de renda relativa, que são construídos em termos de quintis de igual tamanho. Qualquer que seja a forma de mensuração, a renda pode ser extremamente volátil e flutuar consideravelmente no curso de vida, em particular na base da distribuição, pois existem menos empregos estáveis neste estrato. A principal desvantagem desse indicador é a dificuldade de estabelecer relações causais. Se a renda pode ser pensada como um recurso generalizado com poder de contenção dos efeitos do estresse social e ambiental, os ativos acumulados ou a riqueza podem expandir ainda mais esta capacidade. A riqueza aparece como indicador alternativo ou complementar à renda. Entendida como ativos acumulados, representa fonte de segurança econômica e de poder, e atinge dimensões que escapam à aferição do fluxo de renda. O uso desta variável é menos comum na literatura, embora o conhecimento de ativos seja considerado mais descritivo de recursos econômicos que a renda (Krieger, Williams e Moss, 1997, p. 363; Lynch e Kaplan, 2000, p. 25-26; Lahelma, 2001, p. 74).

Os estudos nos Estados Unidos frequentemente mostram que a educação é o mais forte preditor socioeconômico isolado de boa saúde (Cockerham, 2007, pp. 85-87). Revisão recente da literatura considera que educação seria o indicador que “mais consistentemente exibe uma associação significativa com várias medidas de saúde e mortalidade por todas as causas e por causa específica em uma ampla variedade de contextos” (Elo, 2009, p. 557). A educação é fácil de mensurar, aplicável a quem não se encontra na população economicamente ativa e está associada com numerosos indicadores de saúde. Entretanto, a estabilidade da educação no período de vida adulta pode comprometer a sua capacidade de capturar como mudanças no bem-estar no curso da vida podem afetar a saúde. Além disso, como a amplitude dos níveis educacionais são relativamente menores, este fator pode ser me-

nos sensível como medida para avaliar a magnitude das desigualdades em saúde. Por outro lado, o nível educacional não tem um significado constante, suas implicações econômicas e de saúde estão relacionadas com idade, coorte de nascimento, posição de classe, raça e gênero. A maior dificuldade analítica trazida por essa variável é a sua distribuição assimétrica entre as coortes ou pessoas nascidas em diferentes épocas (Krieger, Williams e Moss, 1997, p. 364; Lahelma, 2001, p. 73).

Classificações de ocupações são usadas frequentemente nos estudos epidemiológicos de base populacional. Revisão da literatura publicada em três dos principais jornais que veiculam estudos epidemiológicos no período de 1995 a 2000 revela que a informação sobre ocupação foi usada principalmente como indicador de classe social (38%). Entretanto, seu uso nos estudos epidemiológicos está longe de ter a padronização obtida por outras classificações aplicadas no campo. Além disso, a falta de base teórica prejudica a exploração plena da informação sobre a ocupação e limita a otimização da sua confiabilidade (Mannetje e Kromhout, 2003). A ocupação do indivíduo não é difícil de mensurar, está disponível em bases de dados rotineiras, suscita menos resistência para ser levantada e, em certo sentido, é uma medida transferível para outros membros do mesmo domicílio. Entretanto, a ausência de atualização dos esquemas de classificação ocupacional pode comprometer a sua capacidade de dar conta da estrutura ocupacional atual. Além disso, o tratamento dos que não estão ocupados, ainda que comporte soluções derivadas, suscita importantes problemas de adequação e confiabilidade. Classificações ocupacionais tanto medem aspectos particulares como compartilham mecanismos mais genéricos da posição socioeconômica que podem explicar a associação entre a ocupação e as consequências de saúde. Embora esses indicadores compartilhem a mesma variável, justificam e categorizam as ocupações de modo diferente, resultando na diversidade de interpretação (Galobardes *et al.*, 2006, pp. 49-50; Shaw *et al.*, 2007, pp. 124-126).

Os diferentes indicadores socioeconômicos, em graus variados, no geral estão associados uns aos outros porque todos eles medem aspectos da estratificação social subjacente. Entretanto, renda

e educação não devem ser vistas como dimensões intercambiáveis, pois possuem efeitos diferenciados na saúde, e as correlações entre ambas não são tão fortes a ponto de justificar a sua equiparação (Bravemam *et al.*, 2005). Investigações baseadas em estudos longitudinais formulam a proposição de que educação tem um papel mais importante na prevenção da emergência de problemas de saúde, ao passo que renda tem uma influência maior sobre o curso ou progressão dos problemas (House *et al.*, 2005, p. 24; Herd, Goesling e House, 2007). O interesse crescente em determinar os mecanismos específicos das desigualdades socioeconômicas em saúde, em vez de meramente descrever os padrões resultantes, faz com que os indicadores compostos sejam menos usados, o que favorece o uso de uma variedade de indicadores separados. Diferentes medidas podem ter trajetórias comuns ou acionar mecanismos independentes vinculando-as a determinados resultados de saúde. Algumas medidas podem ser particularmente salientes para populações específicas ou subgrupos de uma população, baseados em raça, etnia etc. (Robert e House, 2000a, p. 80; Galobardes *et al.*, 2006, p. 48).

A caracterização da posição social das pessoas, mediante indicadores empíricos convencionais, permitiu estabelecer os “fatos sólidos” da desigualdade de classe em saúde. Além do alto valor de previsão empírica que possuem, eles têm permitido estabelecer demarcações entre fatores que contribuem para a prevenção ou emergência das doenças e os processos que respondem mais pela sua progressão. O uso da variável educação, que é adquirida antes da instalação de doenças crônicas mais graves e permanece estável na vida adulta, desempenhou um papel fundamental em demonstrar que a direção da influência se dá da posição social para o estado de saúde e não o inverso, como muitos economistas da saúde insistiam em afirmar. Entretanto, este estudo pretende testar o valor de um indicador informado conceitualmente por uma teoria sociológica de classe social. Da mesma forma, advoga a importância de se obter um “indicador-principal”, no sentido de refletir um “*status* principal” que seja capaz de enfeixar parte substancial dos efeitos de outros indicadores usuais, ainda que não os use na sua construção.

Tendo em vista os objetivos da presente investigação, focaliza-se agora uma revisão seletiva de estudos populacionais de abrangência nacional que tratam dos determinantes socioeconômicos da distribuição da autoavaliação do estado de saúde no Brasil. Não se ajusta ao escopo do presente estudo reportar aqui trabalhos que possuem como objeto principal o acesso aos serviços de saúde, que usam índices sintéticos de desigualdade para regiões, em vez de indicadores de posição socioeconômica de indivíduos ou famílias, que estudam prioritariamente doenças específicas ou que focalizam apenas um subgrupo da população, como os idosos.

Um estudo sobre desigualdade em saúde apoiado nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD de 1998 concluiu que a idade seria o determinante mais importante na percepção do estado de saúde como ruim ou muito ruim, embora os níveis de educação e rendimento apresentem contribuições adicionais significativas. O estudo explorou igualmente os problemas introduzidos pelo fato de a avaliação do estado de saúde na PNAD poder se feita por outro morador que não a própria pessoa. O julgamento da importância relativa das variáveis pesquisadas, no entanto, reflete o fato de as variáveis independentes estarem mensuradas em diferentes escalas e unidades. Além disso, a posição socioeconômica, mensurada pela renda familiar *per capita*, foi tratada na regressão logística como uma variável linear com valores de 1 a 10, como se os efeitos dos décimos de renda na saúde fossem constantes e equivalentes (Dachs, 2002).

Estudo subsequente, realizado pelo mesmo autor, com os dados da PNAD de 2003, utiliza uma estratégia mais interessante. São usados três indicadores socioeconômicos: renda familiar *per capita*, escolaridade e índice de bens do domicílio. Os dois primeiros são tratados como variáveis binárias múltiplas e o índice de bens como variável contínua nas regressões logísticas estimadas. A variável dependente é a declaração de estado de saúde como ruim ou muito ruim. O estudo conclui que as condições socioeconômicas, medidas tanto pela renda atual como pelo índice de bens – concebido como um indicador de capacidade passada de acumulação – são determinantes independentes do estado de saúde das pessoas. Além disso, a investigação constata

que o nível de escolaridade possui um importante papel mediador no efeito das condições socioeconômicas na percepção do estado de saúde (Dachs e Santos, 2006).

Estudo baseado nos dados do Inquérito Mundial de Saúde, adaptado e aplicado no Brasil em 2003, analisou os determinantes sociodemográficos da autoavaliação da saúde no Brasil. Modelos de regressão logística são usados para avaliar a contribuição da idade, do nível educacional, de um indicador de ativos do domicílio e do *status* de trabalho na autoavaliação de saúde como muito boa ou boa. A posse de ativos no domicílio aparece como um importante fator independente que contribui para a percepção satisfatória da saúde, sendo que cada unidade adicional do indicador de ativos multiplica por 1,375 a chance de percepção de saúde boa ou muito boa. Além disso, idade, sexo, grau de educação e *status* de trabalho (entre os homens) seriam dimensões relevantes na percepção do próprio estado de saúde (Szwarcwald *et al.*, 2005).

Dois estudos baseados na PNAD usam a mesma estratégia metodológica para investigar as associações entre a posição socioeconômica, mensurada pela renda domiciliar *per capita*, e a saúde de idosos e adultos mais jovens brasileiros. Utiliza-se um leque bastante abrangente de indicadores de estado de saúde e de acesso a serviços de saúde. No tratamento dos dados, no entanto, talvez como uma forma de simplificar a apresentação da diversidade de indicadores de saúde, subverte-se a ordem causal apropriada, pois a renda domiciliar é tratada como variável dependente no modelo de regressão logística e os indicadores de saúde como variáveis independentes. Os estudos concluem que as pessoas no estrato de renda mais baixo, nos dois grupos de idade, apresentam as piores condições de saúde. As desigualdades são ainda mais evidentes no uso dos serviços de saúde. As associações da renda tanto com as condições de saúde quanto com o uso de serviços de saúde persistem para adultos e idosos entre os levantamentos de 1998 e 2003. Entretanto, como os estudos contrastam apenas o quintil inferior da distribuição da renda, com o conjunto formado pelos demais valores mais altos, retratam fundamentalmente o efeito da situação extrema de pobreza na saúde, sem considerar o restante do

espectro da posição socioeconômica (Lima-Costa, Matos e Camaro, 2006; Lima-Costa, Barreto e Giatti, 2002).

Causas fundamentais, efeitos não lineares e conceito de classe social

Encontra-se em desenvolvimento nos estudos de saúde uma mudança de paradigma centrada no reconhecimento do papel fundamental e irredutível dos determinantes sociais da saúde e das propriedades causais das estruturas sociais na produção da saúde e da doença. Os fatores sociais exercem poderes causais sobre a doença e a mortalidade, pois são capazes de condicionar o risco de exposição, a suscetibilidade, o curso e o resultado da doença nas suas manifestações infecciosas, genética, metabólica, maligna ou degenerativa (Cockerham, 2007). A percepção um tanto eletrizante dessa mudança de modelo nos países desenvolvidos foi estampa em reportagem do *The New York Times* de 1999, como se estivesse a anunciar o novo paradigma para o século XXI: “Uma explosão de pesquisa está demonstrando que classe social [...] é um dos mais poderosos preditores da saúde, mais poderoso do que a genética, exposição a cancerígenos, mesmo fumo” (Goode, 1999). A sociologia e a epidemiologia social, de modo particular, tiveram um papel destacado na produção de evidências robustas do nexos intrínseco e fundamental entre determinantes socioeconômicos e a distribuição da saúde e da doença. Estabelecido este sólido grau de aceitação empírica, têm-se enfatizado a importância de se avançar no entendimento e na explicação dessas consequências observadas. A abordagem sociológica oferece tanto contexto como conteúdo para a pesquisa das trajetórias e dos mecanismos sociopsicológicos, comportamentais e mesmo psicofisiológicos que vinculam a posição social à saúde. A sociologia fornece uma perspectiva de explicação da “corrente superior” das disparidades em saúde, enfatizando a posição socioeconômica como causa fundamental da saúde, sem se perder na visão apenas dos elos mais próximos ao impacto corporal, com a devida valorização dos fatores macrossociais que moldam a posição socioeconômica e sua dis-

tribuição na sociedade (Robert e House, 2000a, p. 79). A posição socioeconômica, embora observável nos indivíduos, deve ser conceituada também como extra-individual. O controle efetivo dos recursos é assimetricamente distribuído dentro da sociedade, de modo que determinados grupos têm recursos inadequados para enfrentar as demandas e as exposições negativas relacionadas com a saúde (Lynch e Kaplan, 2000, p. 21). A literatura de epidemiologia social sobre determinantes sociais da saúde mantém uma afinidade enorme com a abordagem sociológica. Michael Marmot e Richard G. Wilkinson, reconhecidamente dois dos principais nomes internacionais da epidemiologia social, advogam uma abordagem que prioriza a explicação da desigualdade em saúde com base nos “efeitos psicossociais da hierarquia social” (Marmot, 2004; Wilkinson, 1996 e 2005; Wilkinson e Pickett, 2009). Do ponto de vista teórico e do foco do argumento, esta abordagem da epidemiologia social está ausente deste artigo, porém não por desinformação ou suposto purismo sociológico, mas devido à escolha de um enfoque de controle dinâmico de recursos.

Vem obtendo um reconhecimento crescente no campo disciplinar da sociologia uma interpretação inovadora que tenta dar conta da força e da persistência, em circunstâncias e padrões cambiantes de doenças, fatores de risco e tratamentos, do elo entre posição socioeconômica e vantagens adicionais de saúde e longevidade. Este esquema interpretativo é conhecido como a teoria das condições sociais como causas fundamentais da saúde e da doença. Esta abordagem emerge nos anos de 1990 a partir das reflexões do sociólogo James S. House (1992) e do sociólogo David R. Williams (1990), sob a inspiração da noção de “causas básicas” proposta pelo sociólogo Stanley Lieberman (1985), mas a teoria como uma concatenada formulação interpretativa foi desenvolvida pelos sociólogos Jo C. Phelan e Bruce J. Link no seminal artigo “Social conditions as fundamental causes of disease”, publicado em 1995 no *Journal of Health and Social Behavior*, publicação quinquagenária de “sociologia médica” da Associação Sociológica Americana.

As condições sociais constituem “causas fundamentais” da saúde e da doença, segundo esta teoria sociológica, ao determinarem o acesso a importan-

tes recursos que podem ser usados para evitar riscos ou minimizar as consequências das doenças. Elas afetam múltiplos resultados por meio de diversos mecanismos ou trajetórias de risco e persistem temporalmente em novas circunstâncias. O exame dos determinantes mais amplos que estas causas incorporam é essencial para entendimento da associação entre causas fundamentais e doença.

Os estudos não podem se limitar a focalizar os fatores de risco individuais e os mecanismos mais próximos que conectam as condições sociais à produção da saúde e da doença. A natureza flexível e aplicável a múltiplos fins dos recursos econômicos e sociais faz com que eles possam ser usados de diferentes maneiras em diferentes situações para promover a saúde dos seus detentores. A vantagem de saúde associada à posição socioeconômica mais elevada não é primariamente um efeito secundário e involuntário associado à “boa vida”, mas sim a consequência de processos que envolvem o uso deliberado de recursos por indivíduos e grupos. No contexto de um sistema dinâmico de mudanças nas doenças, tratamentos, riscos e fatores de proteção, a associação entre as condições sociais e a distribuição da saúde e da doença se reproduz no tempo pela transposição das vantagens em recursos de uma situação para a outra e por meio de processos socialmente seletivos de substituição dos mecanismos mediadores mais próximos na cadeia causal que leva à saúde e à doença. As pessoas que possuem recursos como conhecimento, dinheiro, poder e prestígio usam essas vantagens para incrementar a sua saúde e bem-estar não importando quais os fatores de risco e de proteção que estejam em ação em um determinado momento. Quando as pessoas usam vantagens de recursos para obter ganhos de saúde fazem isso dentro do contexto de um sistema estruturalmente desigual. A interseção entre informação e desigualdade de recursos é fundamental para entender as disparidades em saúde. As diferenças de habilidade cognitiva ou inteligência individual, embora envolvam também o uso de capacidades flexíveis de aplicação diversificada, não explicam a conexão entre os recursos socioeconômicos e a saúde (Link e Phelan, 1995, 2000, 2005; Phelan *et al.*, 2004).

Uma característica-chave da teoria da causa fundamental é que ela prevê que as disparidades são

alimentadas como consequência da própria expansão social da capacidade de controlar as condições de saúde. As desigualdades sociais e econômicas existentes fazem com que o benefício da capacidade recentemente desenvolvida seja apropriado com maior sucesso por aqueles segmentos da população que possuem mais recursos. A noção crítica é “quem obtém o quê” em termos de fatores de risco e de proteção e porque estes grupos conseguem tais vantagens (Phelan e Link, 2005). Classe social é considerada um determinante verdadeiro e o efeito da posição social é majoritariamente atribuível às condições materiais. Entretanto, classe social persiste amplamente como uma “caixa preta” de fatores causais e mecanismos. A pesquisa precisa dissecar os componentes da filiação de classe que se traduzem em resultados de saúde. O estatuto explicativo da posição social pode ser pensado como um tipo de metamecanismo, pois a sua associação com a saúde se dá por uma constelação de mecanismos (Carpiano, Link e Phelan, 2008, pp. 242-246).

O conceito de causa fundamental implica não em uma teoria de mecanismos próximos específicos responsáveis pela associação persistente entre posição social e doença, mas antes na noção de *metamecanismo* responsável pelo modo como *mecanismos específicos e variados* são continuamente gerados na vida social e no transcurso do tempo, de tal modo a ser *preservada a direção da associação* duradoura entre a posição socioeconômica e a saúde. Uma relação fundamental acarreta potencial para uma multiplicidade maciça de conexões entre as *realizações de X* (o que explica) e os *modos nos quais Y é realizado* (o que é explicado). Cada conexão real compreende um mecanismo que contribui para a relação observada entre X e Y. Na relação fundamental, nenhum mecanismo individual é tão dominante para se tornar ele sozinho responsável pela maior parte da associação observada entre X e Y. Em vez disso, a associação é o produto da acumulação de um *amplo número de fatores operando majoritariamente na mesma direção*. Na medida em que o resultado de saúde, ou Y, pode ser dividido em diferentes domínios, o efeito da causa social, ou X, deve ser observado na maioria ou em todos eles (Lutfey e Freese, 2005).

Na explicação causal dos processos sociais, além do conhecimento da distribuição das causas

na população e da potência causal de cada fator, requer-se igualmente o entendimento da forma como as causas se traduzem em efeitos (Wright *et al.*, 1993, pp. 233-245). Importantes avanços já foram realizados no entendimento da forma funcional assumida pela relação entre vantagem socioeconômica subjacente e resultados de saúde. O alto nível de posição socioeconômica está associado a melhores níveis de saúde, mas existem também retornos substancialmente decrescentes da posição socioeconômica. Diversos estudos indicam que a relação entre posição socioeconômica e saúde é monotônica, mas não um gradiente linear perfeito, particularmente quando a posição é mensurada por renda.² O aprofundamento do entendimento dos padrões sociais em saúde envolve a conceituação das trajetórias por meio das quais as diferentes dimensões da posição socioeconômica influenciam a saúde tanto separadamente como em combinação. A posição socioeconômica afeta tanto a exposição como a vulnerabilidade a fatores mediadores comportamentais, psicossociais e ambientais. O ocupante de uma posição socioeconômica mais elevada tem, em geral, acesso a todo tipo de recursos que ajudam a evitar riscos e a promover a saúde. As pessoas pertencentes ao estrato socioeconômico superior mantêm uma saúde geral boa até bem tarde na vida, o que cria um efeito de teto, pois existem para esse grupo menos oportunidades para incrementos na saúde média.

Nos países mais desenvolvidos, a aproximação dos limites biológicos da saúde e da longevidade faz com que as melhorias tenham retornos decrescentes e as perdas gerem decréscimos modestos entre as posições privilegiadas de classe. O principal determinante da saúde individual e da população não seria a desigualdade *per se*, quer dizer, o que ocorre no conjunto ou em qualquer nível da distribuição socioeconômica, mas particularmente a posição absoluta e relativa daqueles na base inferior em sentido amplo, ou seja, aqueles grupos que estão até o limite dos 40% a 60% em desvantagem. As pessoas que ocupam uma posição socioeconômica inferior são mais expostas a eventos e condições de vida negativas para a saúde e, em determinado grau, são mais vulneráveis ou suscetíveis às exposições, pois possuem recursos sociais e psicológicos

menos efetivos para lidar com eventos e condições de vida negativas. A melhor posição socioeconômica e então de saúde deste estrato inferior configura-se como o principal atributo de comunidades, regiões e sociedades mais saudáveis. O desenvolvimento de políticas socioeconômicas com este foco na base da pirâmide social constitui hoje como um caminho essencial para o alívio da desigualdade socioeconômica e então da melhoria da saúde individual e da população (Robert e House, 2000a e b; House e Williams, 2000).

Formulam-se determinadas proposições generalizantes acerca do modo como os recursos valiosos se traduzem em resultados de saúde. O efeito na saúde de uma unidade adicional de um recurso, como regra geral, tenderia a diminuir com o montante já disponível deste recurso. Entretanto, os efeitos decrescentes entre os de maior renda e riqueza não necessariamente implicam em efeitos decrescentes de outros recursos, como a educação. Considera-se também a importância do processo de substituição de recurso, quando o efeito na saúde do déficit de um recurso tende a diminuir com o montante de outro recurso disponível. A educação pode ser especialmente importante para o bem-estar das pessoas com menores recursos materiais. A substituição de recursos reflete a realidade básica de que o maior adoecimento e sofrimento estão concentrados no extremo mais baixo da distribuição do *status* social (Mirowsky, Ross e Reynolds, 2000, pp. 58-59).

A lógica explicativa proposta por esta teoria das causas fundamentais não se traduziu ainda na elaboração de um conceito analiticamente preciso de “posição social” ou “classe social” no sentido de orientar a construção de indicadores empíricos que reflitam o seu conteúdo conceitual. Proposições empíricas decorrentes dessa teoria já foram testadas, com um êxito notável, porém estes estudos apoiam-se em indicadores convencionais, que são teoricamente ambíguos (Phelan *et al.*, 2004; Link, Phelan *et al.*, 2008). Diversas vozes têm realçado os limites interpretativos do uso desse tipo de indicador, de amplo curso na literatura, como renda e educação, que possui alto poder preditivo, mas que não traduz ou reflete conceitos analiticamente precisos, inseridos em teorias internamente coerentes

tes, que possam fornecer elementos explicativos das desigualdades constatadas.

A nova ênfase na estrutura social que se delinea na sociologia da saúde e na epidemiologia social realça a importância do trabalho conceitual e de mensuração da posição das pessoas dentro do ordenamento social. Preocupações a respeito de como a estrutura social gera resultados destacam a noção de classe social. Classe social representa justamente um condicionamento abrangente ou “*status* predominante” que vincula os indivíduos à distribuição dos recursos econômicos e sociais e afeta suas oportunidades de saúde. As divisões de classe geram importantes assimetrias na distribuição das chances de saúde e de doença dentro da sociedade. Os recursos controlados e o seu emprego estratégico, as capacidades para ação e as experiências associadas à condição de classe importam para a desigualdade na distribuição da vida saudável e da doença. Um entendimento mais claro dos determinantes sociais da saúde demanda pesquisas teoricamente fundamentadas dos fatores e dos processos conectados às divisões de classe que conformam, especificam e medeiam as desigualdades de saúde observadas.

Um retorno ao conceito sociológico de classe social pode informar e estruturar melhor nosso entendimento das desigualdades (Williams e Collins, 1995, p. 377). A investigação pode ganhar em profundidade ao usar uma medida de posição social enraizada teoricamente e ao promover a interpretação dos resultados de acordo com esta base teórica (Galobardes *et al.*, 2006, p. 48). O uso de indicadores sem uma base teórica clara, ou que permitem justificativas teóricas múltiplas e mesmo contraditórias, tem dificultado a superação dos limites da mera descrição de padrões e o progresso no sentido da explicação. Inconsistências entre estudos surgem e persistem devido às diferenças não examinadas entre as bases conceituais das medidas de posição social que são usadas. Medidas de posição social de base teórica criam a possibilidade de construir “narrativas causais” que ajudam a fazer progredir mais rapidamente o entendimento da desigualdade (Bartley *et al.*, 1999; Bartely, 2004, pp. 33-34). Além disso, o conceito sociológico de classe social e a sua mensuração podem cobrir aspectos da variação so-

cial que não são capturados pelas medidas convencionais de posição social (Muntander *et al.*, 2003; Link e Phelan, 2005). Conceituar classe como uma relação social produz vários *insights* úteis ao entendimento das desigualdades, assim como um enfoque relacional de classe ajuda a explicar a geração, a distribuição e a persistência de uma miríade de trajetórias específicas que conduzem à desigualdade em saúde (Krieger, Williams e Moss, 1997, pp. 356-257).

O presente estudo usa como instrumento de mensuração da posição social uma classificação socioeconômica com uma base teórica claramente formulada. Recorre à noção sociológica de classe social baseada nas contribuições de Erik Olin Wright dentro da tradição marxista de ciência social. Classe social é definida como um tipo especial de divisão social constituído pela distribuição desigual de poderes e direitos sobre os recursos produtivos relevantes de uma sociedade. Os ativos que a pessoa tem condicionam o bem-estar material que ela pode obter e o que deve fazer para conseguir o que obtém. A teorização dos nexos entre classe, ativos, exploração e dominação oferece diagnóstico do processo por meio do qual as desigualdades de recompensas e de capacidades dos atores são geradas por desigualdades de direitos e poderes sobre os recursos produtivos fundamentais. A exploração caracteriza-se pelo fato de uma categoria social se beneficiar economicamente às custas da apropriação dos frutos do trabalho de outro grupo. Estabelece-se então uma relação de dependência do explorador com a *atividade* do explorado. Nesse sentido, a apropriação do esforço de trabalho, para ser concretizada, requer que a atividade de trabalho seja dirigida e controlada. As relações de classe representam, por isso, uma configuração social emergente da “unidade” de relações de apropriação e dominação (Wright, 2005; Figueiredo Santos, 2002 e 2005a).

Elabora-se uma tipologia básica de classe na sociedade capitalista é considerando a propriedade de ativos de capital, o controle de ativos de qualificação e a relação com o exercício de autoridade dentro da organização do trabalho. Essa tipologia incorpora os critérios de divisão de classe entre proprietários e não proprietários, assim como no

interior das categorias de proprietários (contratar ou não trabalho) e de empregados (exercer ou não autoridade e possuir ou não qualificações escassas). O controle de ativos de capital comporta diferenciações em termos de escala e modalidade de divisão do trabalho. O pequeno empregador, por exemplo, constitui um tipo de “localização contraditória” que combina simultaneamente características da classe capitalista e da pequena-burguesia. Os especialistas ou peritos ocupam uma localização privilegiada de apropriação devido à sua posição estratégica na organização da produção, como controladores de conhecimento, e à sua posição na organização dos mercados de trabalho, como detentores de uma forma escassa de força de trabalho. O exercício de autoridade, sob a delegação da organização empregadora, particularmente pelos gerentes, emerge como uma posição de classe na confluência das relações de dominação e exploração. Entre a classe média gerencial-profissional e a classe trabalhadora pura constituem-se as situações ambíguas de classe dos trabalhadores que possuem qualificações, mas não são especialistas, ou que exercem supervisão, mas não são gerentes. A classe trabalhadora restrita ou pura, por sua vez, corresponde aos assalariados, submetidos aos processos de exploração e dominação, que não dispõem de qualificações escassas e de posições de autoridade no trabalho (Wright, 1997). Esta teoria analiticamente sofisticada fornece a orientação geral, porém as soluções construídas para o Brasil evitam transposições mecânicas, visando desenhar categorias de classe que possuam tanto sentido teórico como pertinência empírica para a análise concreta de uma realidade concreta (Figueiredo Santos, 2002 e 2005a). A classificação socioeconômica para o Brasil, ao traduzir e aplicar a noção relacional de classe social para as circunstâncias específicas da realidade nacional, apresenta-se como um instrumento relevante para a estimação de assimetrias quantitativas nos padrões de saúde e a elaboração de narrativas explicativas a respeito de características, inclinações e graduações assumidas pelas discrepâncias socialmente organizadas de oportunidades de bem-estar físico e mental, vida saudável e experiência da doença. Esse tipo de empreendimento se sintoniza com preocupações que vêm sendo crescentemente enfatizadas acerca

da valorização da lógica explicativa nos estudos de desigualdade em saúde.

Conversão dos conceitos em variáveis empíricas

Considerando o amplo uso dos indicadores convencionais na pesquisa de saúde e o objetivo de demonstrar inquestionavelmente o efeito independente de classe social, este estudo procurou se cercar de uma série de cuidados, que podem parecer excessivos, pois expandem esta parte metodológica, quando estamos acostumados a um estilo mais “leve” de pesquisa social. Procurou-se suporte rigorosamente estabelecido na literatura internacional para justificar a escolha da variável dependente e sua forma de mensuração; descreve-se de forma detalhada a mensuração dos indicadores convencionais, pois estes são peças-chave no teste empírico da proposição central do trabalho, ao entrarem como covariáveis independentes de controle, sem falar no ajuste ao desenho complexo da amostra utilizada, que vem se tornando procedimento padrão nos estudos de saúde baseados em levantamentos dos dados amostrais.

Base de dados e ajuste à estrutura do plano amostral

O estudo utiliza os microdados da PNAD do ano de 2003, cujo suplemento especial investigou as características de saúde dos moradores dos domicílios brasileiros, sendo que a amostra com informações válidas para as variáveis usadas totaliza mais de 182 mil casos. Este suplemento, no entanto, não possui informações sobre características de estilo de vida e comportamentais – como hábito de fumar, consumo de bebida alcoólica, massa corporal e prática de exercícios –, de sorte que não se dispõe da possibilidade de mensurar a contribuição destes fatores de risco à saúde (IBGE, 2004).

A análise de levantamento de dados (*survey*) é conduzida muitas vezes como se todas as observações da amostra fossem independentemente selecionadas com iguais probabilidades. Entretanto, na prática, a seleção amostral viola esses pressupostos.

Qualquer levantamento de dados que se distancie da amostragem aleatória simples com reposição possui um desenho complexo e requer considerações analíticas especiais. O desenho complexo da amostra afeta as estimativas dos erros padrões e, portanto, deve ser incorporado à análise (Lee e Forthofer, 2006). A PNAD adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um, dois ou três estágios de seleção, a depender do estrato. Incorpora todos os elementos que definem um plano amostral complexo: estratificação, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção e ajustes dos pesos amostrais. Os dados gerados não podem ser tratados como se fossem observações independentes e com probabilidades iguais (Silva, Pessoa e Lila, 2002).³ Os modelos estatísticos foram implementados usando as capacidades especiais do programa Stata, versão 10, para a análise de levantamentos de dados complexos, incorporadas no comando *svy*.

Variável independente focal

Apresenta-se aqui uma breve explicação da classificação socioeconômica para o Brasil, que mensura o conceito de classe social nas condições concretas do país. Esta tipologia foi submetida a um processo de validação de constructo, que demonstrou que classe altera (intensifica ou reduz) o efeito de raça na renda e que parte do efeito de raça se faz através de classe (Figueiredo Santos, 2005b e 2006b). A origem deste instrumento de mensuração da noção de classe social encontra-se no livro *Estrutura de posições de classe no Brasil* (Figueiredo Santos, 2002). As categorias empíricas desta última versão aperfeiçoada foram tanto justificadas teórica e analiticamente como caracterizadas operacionalmente num artigo escrito com esta finalidade (Figueiredo Santos, 2005a e 2006a). No anexo pode ser encontrada a distribuição percentual das categorias de classe, que informa o seu peso relativo no Brasil em 2003.

A classificação retratada aqui incorpora critérios teóricos explicitamente formulados na constituição das categorias que compõem as várias regiões da estrutura social. O instrumento delineado potencializa uma das virtudes principais da mensuração de classe por meio de um sistema de ca-

tegorias, que é a delimitação de fronteiras sociais baseadas em princípios explicativos, ou seja, na definição de mecanismos geradores de efeitos. No plano mais geral, reflete elementos de convergência nos estudos de classe ao valorizar as dimensões de propriedade, organização/autoridade e qualificação/perícia como fatores diferenciadores de classe no capitalismo contemporâneo. Em termos de soluções operacionais utiliza categorias empíricas de classe baseadas no *status* do emprego, grupo ocupacional, número de empregados e ativos no empreendimento; de modo particular, compatibiliza suas orientações com o formato dos dados gerados pelas estatísticas sociais nacionais, como o PNAD e o Censo Demográfico.

A noção de classe é definida e mensurada basicamente em termos de relações de propriedade, ou seja, direitos e poderes sobre vários tipos de ativos produtivos. O critério teórico de propriedade de ativos de capital, com as suas diferenciações em termos de escala e modalidade de divisão de trabalho, delimitam as posições de capitalista, pequeno empregador e autônomo com ativos. A situação diferenciada da pequena produção agrícola, onde existe o controle da terra como ativo produtivo, porém sem a contratação de trabalho assalariado, fica preservada na categoria de autônomo agrícola. A região social das localizações privilegiadas de classe média, constituídas no interior de trabalho assalariado ou no âmbito da atividade autônoma, encontra sua materialização nos especialistas autônomos, gerentes e empregados especialistas. Como parte integrante de uma configuração de classe trabalhadora ampliada, baseando-se na noção de ordem de dominância, a classificação delimita as situações ambíguas de classe dos empregados qualificados e supervisores. Preserva-se na classificação o grande agregado de trabalhadores típicos que possuem uma posição claramente subordinada nas dimensões de perícia/credenciais e autoridade na esfera do trabalho, cujas relações de trabalho, porém, preservam mais claramente as interdependências assimétricas características dos processos de exploração e dominação. A classificação específica e qualifica o grande agregado de posições destituídas que se constituem tanto no interior como fora do âmbito do trabalho assalariado. As categorias de

trabalhadores elementares e empregados domésticos retratam situações de destituição associadas à forte depreciação econômica das tarefas de trabalho simples e às circunstâncias assimétricas de exercício do trabalho assalariado. Os autônomos precários são trabalhadores destituídos na prática de ativos de capital e de qualificação que reproduzem a sua atividade nos interstícios dos mercados de produtos e serviços.⁴ A classificação retrata, por fim, os trabalhadores de subsistência, que não possuem renda, e representam um segmento altamente “desconectado” do sistema econômico que existe no meio rural.⁵ Já os trabalhadores excluídos ou excedentes são integrados pelos desempregados no sentido lato.⁶ O emprego do qual a pessoa é excluída é concebido como um ativo ou recurso básico para a obtenção de meios de vida acima do nível de destituição ou de dependência de transferências do Estado (Westergaard, 1995, p. 31).

Variável dependente

O estudo focaliza a existência de discrepâncias de classe social na distribuição da autoavaliação do estado de saúde da pessoa. A literatura internacional considera este um indicador poderoso de saúde. Existe concordância entre diversos estudos que lhe atribuem a qualidade de relevante fator de predição de risco de mortalidade, particularmente para o homem (Idler e Benyamini, 1997; Payne, 2006, pp. 69-75). Tal indicador possui a vantagem de capturar a saúde média da população, em vez da prevalência de condições específicas ou de alto risco. Além do mais, mostra-se associado a múltiplos fatores sociais de risco à saúde e é útil para as necessidades de avaliação e intervenção de saúde pública (Borrell *et al.*, 2004, p. 1872). A avaliação geral pelo indivíduo do seu estado de saúde é uma medida que pode ser aplicada e servir para aferir riscos à saúde em diferentes estágios da vida, a exemplo de indicar saúde ruim em idades mais jovens quando a mortalidade é rara. Evidências acumuladas revelam que a medida está associada com boa forma, morbidade, consultas à saúde, além de predição de mortalidade (Manor *et al.*, 2000, p. 149). A autoavaliação do estado de saúde é provavelmente a medida mais acessível, abrangente e informativa em

estudos populacionais, que captura dimensões que não são apreendidas por questões mais detalhadas e dirigidas (Jylha, 2009, p. 313). Entretanto, existem questionamentos sobre a validade do uso de medidas autorreportadas de saúde para países em desenvolvimento. Pessoas em desvantagem social podem não perceber e reportar sua deficiência em saúde, pois a avaliação individual depende da experiência social, o que pode obscurecer a verdadeira extensão da privação de saúde (Sen, 2002). Entretanto, estudo recém-publicado questiona tal ceticismo, ao mostrar que os menos educados têm mais chances de reportar morbidades específicas, adoecimento e saúde geral pobre na Índia, confirmando a validade de face dos indicadores de saúde autorreportados quando avaliados por sua relação com a posição socioeconômica (Subramanian *et al.*, 2009).

A força do poder preditivo da autoavaliação de saúde não parece ser distorcida pelas demarcações de subgrupos da população. Estudo de grande envergadura abarcando o acompanhamento da trajetória de 170 mil pessoas concluiu que a medida é um poderoso preditor de mortalidade na Suécia entre diferentes grupos socioeconômicos, grupos de idade, no curso do tempo e para pessoas com ou sem doenças limitantes de longa duração (Burstrom e Fredlund, 2001). A análise da relação entre saúde autoavaliada e mortalidade por classe social ocupacional mostrou que este fator prediz mortalidade de modo similar tanto na classe manual como não manual, não se constatando evidências de uma interação entre classe social e autoavaliação seja no homem seja na mulher (McFadden *et al.*, 2009).

O indicador foi tratado como uma variável binária com o objetivo de lidar com a distribuição assimétrica das respostas de autoavaliação do estado de saúde (Miech e Hauser, 2001, p. 79). Esta assimetria fica patente no fato de que apenas 2,17% declarou saúde ruim e somente 0,34% das pessoas avaliam sua saúde como muito ruim, entre aqueles que possuem uma posição de classe assinalada. Optou-se pela prática usual de diferenciar o estado de saúde “não bom” (categoria designada), que reúne as respostas de “ruim”, “muito ruim” e “razoável”, onde estão 21,83% dos casos, em contraste com o estado de saúde definido como “bom” ou “muito bom” (categoria de referência), que perfaz 78,16%

dos respondentes. Este processo de dicotomização, embora válido, implica em perda de informação e em desconsideração da natureza ordinal da variável. Entretanto, a mensuração binária do estado de saúde “menos que bom” não distorce os resultados, em termos de tamanho e significância dos efeitos principais, tipos de associação e efeitos interativos (Mannor *et al.*, 2000).⁷ Por fim, existem evidências de subestimação das respostas mais negativas sobre autoavaliação do estado de saúde na PNAD. O Inquérito Mundial de Saúde realizado em 2003 no Brasil registra 9% de pessoas com autoavaliação ruim ou muito ruim, contra apenas 4,3% da PNAD do mesmo ano, para aqueles que têm 14 anos ou mais de idade (Dachs e Santos, 2006, p. 893). A opção pela forma binária da variável dependente, com recorte na saúde “não boa”, permite contornar este problema de mensuração.

Variáveis independentes de controle

O estudo lança mão de dez modelos estatísticos com diferentes combinações de variáveis de controle.⁸ A variável idade foi mensurada ao nível intervalar e varia de 10 a 99 anos na amostra, com média 35,8 e desvio padrão 13,6 anos.⁹ Gênero foi incluído da forma usual. Criou-se uma variável binária para controlar o uso pela PNAD de respondente substituto para informar o estado de saúde da pessoa.¹⁰ Foram construídas três categorias para mensurar a variável raça ou cor agregando branco e amarelo na categoria omitida, pardo e indígena em outra e preto em separado, pois amarelo e indígena representam proporções ínfimas de casos.¹¹ O variável macrorregião diferencia Sudeste, Sul, Nordeste, Centro-oeste e Norte.

As variáveis independentes de natureza socioeconômica e educacional foram mensuradas usando o mesmo número de categorias (dez), com o objetivo de minimizar o impacto da existência de diferentes escalas e unidades de mensuração nas estimativas ajustadas que serão confrontadas. Educação foi mensurada em termos de categorias de anos de estudo completos, em vez de variável intervalar, considerando a existência de uma relação não linear entre educação e saúde, pois determinados pontos da distribuição educacional, como a aquisição de

escolaridade superior, contribuem mais para as diferenças de saúde (Herd, Goesling e House, 2007, pp. 229-230; Backlund, Sorlie e Johnson, 1999). Dez categorias foram criadas para representar transições importantes na aquisição de credenciais educacionais no Brasil: não sabe ler e escrever, nenhum ano de estudo completo, porém sabe ler e escrever, um a três anos, quatro anos, cinco a sete anos, oito anos, nove a dez anos, onze anos, educação superior incompleta e educação superior completa. A variável educação ocupacional foi construída com a finalidade de representar o grau de exigência educacional necessário para ter acesso às ocupações ou o conteúdo educacional associado ao desempenho da ocupação. Estudos comparativos de diferentes índices sugerem que a educação ocupacional seria um poderoso indicador de *status* socioeconômico (Miech e Hauser, 2001, p. 77). Estimou-se para a sua operacionalização o nível médio de anos de estudos completos dos grupos ocupacionais da PNAD no seu menor nível de detalhamento. Os valores de escolaridade variam de zero a 15 na amostra, com média 7,32 e desvio padrão de 2,96. A categoria de trabalhador excluído, sem definição ocupacional, foi considerada como um único grupo ocupacional.

Baseados nos décimos da renda familiar *per capita* foram construídos dez grupos de renda relativa. Medidas de renda sob a forma categórica são consideradas mais apropriadas, pois refletem a relação não linear entre renda e saúde, em que a maior parte está concentrada na base inferior da distribuição da renda (Herd, Goesling e House, 2007, pp. 229-230; Backlund, Sorlie e Johnson, 1999). Na mensuração da variável de riqueza ou valor do domicílio foram usadas dez categorias que variam de até 2 mil reais a mais de 100 mil reais, com a inclusão de “não sabe informar” como uma categoria à parte. Na condição de propriedade do domicílio foram diferenciadas as categorias de próprio – já pago, próprio – ainda pagando, alugado, cedido e outro. Além disso, foi construído um indicador alternativo computando os bens disponíveis no domicílio. O indicador mensura a presença ou ausência da propriedade própria do domicílio, garagem (*proxy* de carro), televisão colorida, telefone fixo, geladeira, geladeira de duas portas, freezer, computador, telefone celular e máquina de lavar. Atribuiu-se um

peso a cada item baseado no complemento da sua frequência relativa apurada em toda a amostra, de modo a aumentar o peso dos itens mais escassos (Szwarcwald *et al.*, 2005, pp. 55-56). O índice de bens varia na amostra de zero a 5,29, com média 1,90 e desvio padrão 1,35, e foi transformado em dez categorias baseados nos décimos da sua distribuição por motivo de ajuste para comparação com outros indicadores socioeconômicos.

Efeitos de classe social

O estudo atual foi concebido e desenhado com o objetivo de testar a capacidade da classificação socioeconômica para o Brasil de demarcar seletividade social e assimetrias na distribuição do estado de saúde da população brasileira. Privilegia-se na condução da investigação o enfoque de causalidade fundamental que valoriza o uso estratégico de vantagens materiais na produção da desigualdade em saúde entre os grupos sociais. Avalia-se a partir daqui a existência e a relevância de efeitos adicionais de saúde das circunstâncias de classe, captados pela classificação socioeconômica, que independem e vão além tanto dos fatores materiais considerados, notadamente renda e bens acumulados, como da combinação de vantagens materiais e educacionais. A investigação pretende também aferir a contribuição relativa, tanto isolada como conjunta, das vantagens e desvantagens de renda, bens e educação, associadas às divisões de classe, para a formação dos padrões observados.

Modelos de regressão logística múltipla são estimados para determinar a relação entre a posição de classe e o estado de saúde “não bom”. Estima-se como padrão de referência um modelo básico, cujos controles estão em todos os modelos subsequentes, que ajusta os efeitos das posições de classe por idade, gênero, informante do estado da saúde (pessoa ou outra), raça e macrorregião de residência. A partir daí o estudo gera uma série de “experimentos estatísticos” ao incorporar indicadores alternativos de posição social como variáveis independentes de controle com o objetivo de entender os principais fatores e tipos de recursos que especificam ou medeiam a relação entre as categorias

de classe e os resultados de saúde. Foi utilizado o método de seleção hierárquico com a introdução de diferentes blocos de variáveis independentes determinados pela estratégia analítica. Os efeitos das posições de classe foram estimados na forma de chances relativas (*odds ratio*) ajustadas.¹²

Todos os coeficientes nas tabelas foram expressos em termos de mudanças percentuais nas chances relativas (*odds ratio* – 1 * 100) (Pampel, 2000, p. 23). Como estratégia de comparação entre os modelos estima-se a percentagem de mudança (redução) nos percentuais decorrentes dos acréscimos dos novos controles, quando as chances estimadas pelo modelo ampliado decrescem (Aneshensel, 2002, p. 180). A redução nos efeitos estimados foi calculada conforme a expressão: (modelo básico – modelo ampliado)/ modelo básico * 100. O coeficiente original (*odds ratio*) equivale a um termo multiplicativo que varia entre zero e 1 quando a associação é negativa, pois o valor 1 (um) equivale a zero na forma não multiplicativa, e varia de 1 a mais infinito quando a associação é positiva. O cálculo adequado do montante da mudança (redução) do efeito original deve ser feito com os coeficientes já convertidos em termos de mudança percentual, pois o uso do coeficiente na forma original multiplicativa distorceria a aferição do montante de redução.¹³ Foi computada igualmente, para efeito de comparação dos modelos, a percentagem de redução média entre as categorias de classe das estimativas estatisticamente significativas, ou seja, o resultado médio excluindo-se as situações em que ocorreu aumento do efeito original ou cujos coeficientes não são estatisticamente significativos ao nível de 0,05. A categoria de referência no cálculo da razão entre chances (*odds ratio*) é a condição de capitalista e fazendeiro, que representa a posição de classe mais privilegiada em termos de recompensas materiais e de estado de saúde. A percentagem padronizada por idade de saúde “não boa” entre os capitalistas é de apenas 6,8% (ver anexo).

O modelo 1 mostra a existência de contrastes de classe bastante marcantes na distribuição relativa das chances de saúde. A posição mais privilegiada de classe, o capitalista, ostenta o melhor estado de saúde, pois todas as demais categorias apresentam percentagem positiva de saúde não boa. Entre as

demais posições privilegiadas de classe, apenas o especialista autônomo mostra uma diferença estatisticamente não significativa. Isto quer dizer que o especialista autônomo tem um privilégio de estado de saúde equivalente ao capitalista. Em todas as demais categorias de classe, conforme mostra o modelo 1, a chance de ter uma saúde “não boa” em comparação ao capitalista, aumenta de 61%, no caso do gerente, a 529% para o trabalhador de subsistência. O ordenamento de classe existente entre os detentores de ativos de capital se reflete nos padrões de saúde, com a saúde não boa aumentando do pequeno empregador ao autônomo com ativos. O grande conjunto de trabalhadores típicos mostra um indicador pior que as posições de empregados qualificados e supervisores, que possuem determinado acesso a ativos de qualificação e ao exercício de autoridade. Todas as posições destituídas de classe, que vão do trabalhador elementar ao trabalhador excedente, revelam um quadro de saúde muito pior em relação ao capitalista. Ao lado disso, nota-se entre os destituídos, que compõem um conjunto à parte, graduações internas que desfavorecem o trabalhador excedente (desempregado), de inserção mais urbana, e o trabalhador de subsistência, de inserção exclusivamente rural, ambos com renda individual zero.

A escolha do modelo 1 como base de comparação, com a inclusão das variáveis raça e região, representou a opção por uma estimativa mais conservadora das consequências independentes de classe social para os resultados de saúde.¹⁴ O modelo em questão serve, portanto, como padrão de referência para entender a natureza dos elos das categorias de classe com os resultados de saúde. Os modelos subsequentes introduzem um ou mais “fatores de teste”, gerando um tipo de experimento estatístico, com o objetivo de aferir a força e especificar a contribuição desses fatores para a relação observada. Foram calculadas as percentagens de redução dos efeitos de classe originais geradas por cada um dos “modelos ampliados”. A redução dos efeitos originais promovida pelo controle da variabilidade das variáveis acrescentadas expressa o montante da sua contribuição para os padrões anteriormente observados. Estas percentagens são comparáveis, pois representam alterações ou diferenças em relação ao mesmo modelo básico.

O modelo 2 controla o impacto no resultado de saúde da distribuição e da potência causal dos graus de anos de estudo. O enfraquecimento da relação original que ocorre na maioria das categorias revela a relevância do seu papel. Em duas das categorias privilegiadas que detêm justamente credenciais especiais a discrepância de saúde a favor do capitalista aumenta e passa a ser estatisticamente significativa para o especialista autônomo. Este resultado realça a importância do controle de capital para as oportunidades de saúde, pois entre estas duas outras categorias as credenciais educacionais estavam servindo como um contrapeso que neutralizava o efeito da vantagem de capital. A categoria de gerente não é afetada pelo controle dos anos de estudo, o que realça o papel diferenciado do exercício de autoridade. As discrepâncias de saúde reduzem-se menos em duas outras categorias que controlam também ativos de capital, o pequeno empregador e o autônomo com ativos, mostrando que, nestes casos, a educação importa relativamente menos não só para a renda, mas igualmente para a saúde. Os empregados qualificados continuam a manter quase as mesmas desvantagens em relação aos capitalistas, o que pode refletir o fato de ambas as categorias serem igualmente escolarizadas. O contraste entre capitalista e trabalhador típico, cujo nexos conjuga interdependência e exploração, sofre uma redução inferior a 50%. As credenciais educacionais jogam um papel menos importante para o entendimento das discrepâncias de saúde que emergem da relação entre capitalista e trabalhador típico. O conjunto da classe trabalhadora geralmente não se beneficia de processos de reserva de oportunidades baseados em credenciais educacionais que caracterizam justamente as posições de classe média (Wright, 2009). Já entre as posições destituídas as discrepâncias das chances de saúde em relação ao capitalista dependem mais da educação. Entretanto, considerando o conjunto das categorias, a maior parte do efeito original não se altera, pois as taxas de mudança são inferiores a 50%. Isso significa que o efeito principal contido na desigualdade de saúde entre o capitalista e as demais posições de classe independe da distribuição e do poder causal das credenciais educacionais.

O modelo 3 introduz as categorias formadas pelos décimos da renda familiar *per capita*. A va-

riável traduz as diferenças na distribuição de bem-estar material entre os contextos familiares em que as pessoas estão inseridas. Trata-se de uma espécie de ordenamento da renda relativa dos décimos mais pobres aos mais ricos. O controle da renda relativa gera a redução mais forte do efeito original (64%) entre os cinco modelos introduzidos na Tabela 1. Nos especialistas e gerentes a discrepância torna-se estatisticamente não significativa, o que significa que a vantagem de saúde do capitalista em relação a eles é totalmente devida à renda relativa. Em oito posições de classe a taxa de redução fica em torno do patamar de 70%.¹⁵ Entretanto, persistem em média 35% dos efeitos de classe social que independem totalmente da renda familiar.

As diferenças de riqueza são controladas no modelo 4, que mensura o valor e a condição de propriedade do domicílio. As mudanças nas chances relativas são importantes, porém representam as menores alterações entre os cinco modelos estimados, exceto em duas categorias de classe, o que pode ser consequência da elevada ausência de informação sobre o valor do domicílio.¹⁶ O modelo 5 contempla um índice de bens possuídos no domicílio. A utilização deste indicador alternativo, com um grau muito pequeno de não resposta nos itens componentes, serve para avaliar de modo mais confiável o grau de associação entre os bens acumulados e os resultados de saúde. O controle deste fator gera uma redução superior ao modelo anterior. Embora ambos os modelos mostrem efeitos médios próximos, o que revela a utilidade dos dois indicadores, o indicador do modelo 5 parece beneficiar-se da vantagem de incorporar informação mais completa. O modelo de renda familiar *per capita* suplanta seu efeito, mas os bens do domicílio aparecem como um elemento importante nas discrepâncias socioeconômicas de chances de saúde.

Na Tabela 2 são estimados modelos que combinam variáveis de controle, tanto afins quanto diferenciadas, com o objetivo de avaliar a contribuição relativa desses grupos de fatores. O modelo 6 agrega aos anos de estudo o critério de educação ocupacional. Este indicador retrata o nível educacional típico associado ao ingresso na ocupação ou a qualificação educacional requerida para o desempenho ocupacional. Esta variável gera uma redução

adicional do efeito do modelo básico, mas o efeito independente da educação ocupacional altera pouco (3%) a redução já introduzida pelo controle dos anos de estudo (modelo 2).

O controle simultâneo de renda, valor e propriedade do domicílio, introduzido no modelo 7, mostra o quão predominantes são os recursos materiais como mecanismos de constituição das discrepâncias de estado de saúde entre as posições de classe, quando comparadas ao capitalista. A importância da conjugação destes fatores coloca-se ainda mais forte em todas as posições destituídas e para o autônomo agrícola que se aproxima delas justamente no critério de renda familiar inferior. Merece destaque, por fim, o fato de que as discrepâncias se tornam estatisticamente não significativas em todas as categorias relacionadas com o controle de qualificações escassas e de exercício de autoridade, ainda que num grau parcial, como os empregados qualificados e os supervisores. As discrepâncias de vantagens materiais parecem não deixar espaço para a manifestação de efeitos independentes de conteúdo extramaterial, vinculados à educação e ao exercício de dominação sobre os outros.

O modelo 8 fornece forte evidência de que os dois indicadores de recursos acumulados estariam captando efeitos equivalentes. Além de a redução percentual dos contrastes de chances relativas de saúde ocorrer em proporção semelhante ao modelo 7, observam-se igualmente nas categorias destituídas e no autônomo agrícola as alterações mais significativas. As estimativas tornam-se também estatisticamente não significativas em todas as categorias relacionadas com o controle de qualificações escassas e de exercício de autoridade. Na verdade, quase todas as estimativas ficam bastante próximas entre os dois modelos. Deve-se ponderar, por fim, que os indicadores de recursos ampliam em média apenas 5% (domicílio) e 7% (bens) a redução já promovida pela renda relativa.

A combinação de credencial e renda feita no modelo 9 gera uma redução muito expressiva de 77% em relação ao modelo base. Considerando que o modelo 3, com o controle da renda, reduz o efeito original em 64%, a agregação dos anos de estudo gera uma ponderável redução adicional. Entretanto, o acréscimo de renda relativa à educação

Tabela 1
Varição de Classe Social nas Chances Relativas (%) de Saúde “não boa”,
conforme Modelos com Controles Separados, Brasil, 2003

Categoria de Classe	Modelo 1 (idade, gênero, informante, raça, região)	Modelo 2 (credencial)	% de Redução	Modelo 3 (renda relativa)	% de Redução	Modelo 4 (valor domicílio)	% de Redução	Modelo 5 (bens)	% de Redução
Capitalista (cat. ref.)	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Especialista autônomo	26 ***	85	–	18 ***	–	18 ***	–	21 ***	–
Empregado especialista	30 **	73	–	16 ***	–	14***	–	19 ***	–
Gerente	61	62	–	24 ***	–	31 **	49	34 **	44
Pequeno empregador	150	90	40	83	47	97	35	93	38
Autônomo com ativos	218	117	46	93	57	130	40	120	45
Autônomo agrícola	351	138	61	102	71	175	50	154	56
Empregado qualificado	106	103	3	36 **	66	52 *	51	53 *	50
Supervisor	143	80	44	46 *	68	73	49	71	50
Trabalhador típico	219	116	47	69	68	116	47	102	53
Trabalhador elementar	345	135	61	98	72	175	49	146	58
Autônomo precário	389	180	54	117	70	216	44	188	52
Empregado doméstico	351	135	61	104	70	187	47	154	56
Trab. subsistência	529	215	59	154	71	278	47	239	55
Trab. excedente	414	216	48	114	72	237	43	204	51
Valor médio****	254	139	45	92	64	147	42	129	49
Teste Wald ajustado	385,36	304,72	–	303,83	–	255,51	–	284,43	–

Notas: Mudança percentual de OR (Odds Ratio, chances relativas). *Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 0,01. **Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 0,05. ***Coeficiente estatisticamente não significativo (mais de 0,05). Todos os demais coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 0,001 ou mais. ****Valor médio das estimativas estatisticamente significativas em que ocorrem reduções das chances relativas em relação ao modelo básico.

Modelo 1: ajustado por idade, gênero, informante do estado da saúde (pessoa ou outra), raça e macrorregião; Modelo 2: modelo 1 mais controle de credenciais educacionais; Modelo 3: modelo 1 mais controle de décimos da renda familiar *per capita*; Modelo 4: modelo 1 mais controle do valor do domicílio e condição de propriedade; Modelo 5: modelo 1 mais controle de bens do domicílio.

Tabela 2
Varição de Classe Social nas Chances Relativas (%) de Saúde “não boa”,
conforme Modelos com Controles Combinados, Brasil, 2003

Categoria de Classe	Modelo 6 (credencial, edu. ocup.)	% de Redução	Modelo 7 (renda e domicílio)	% de Redução	Modelo 8 (renda e bens)	% de Redução	Modelo 9 (credencial e renda)	% de Redução	Modelo 10 (credencial e bens)	% de Redução
Capitalista (cat. ref.)	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–
Especialista autônomo	96	–	14***	–	16***	–	57**	–	67	–
Empregado especialista	82	–	8***	–	11***	–	45*	–	52	–
Gerente	66	–	13***	–	16***	–	32**	47	41*	33
Pequeno empregador	87	42	65	57	65	57	61	59	65	57
Autônomo com ativos	111	49	72	67	71	67	65	70	78	64
Autônomo agrícola	118	66	72	79	69	80	53	85	76	78
Empregado qualificado	108	–	21***	–	23***	–	50	53	65	39
Supervisor	77	46	29***	–	30***	–	32***	–	47*	67
Trabalhador típico	111	49	48*	78	46*	79	49	78	67	69
Trabalhador elementar	118	66	69	80	64	81	50	85	73	79
Autônomo precário	167	57	90	77	87	78	75	81	112	71
Empregado doméstico	121	65	76	78	70	80	54	85	75	79
Trab. subsistência	187	65	117	78	112	79	89	83	129	76
Trab. excedente	209	49	90	78	86	79	88	79	138	67
Valor médio****	131	48	78	69	74	71	59	77	78	69
Teste Wald ajustado	295,55	–	223,43	–	240,88	–	242,63	–	233,59	–

Notas: Mudança percentual de OR (Odds Ratio, chances relativas). *Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 0,01.

Coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 0,05. *Coeficiente estatisticamente não significativo (mais de 0,05).

Todos os demais coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 0,005 ou mais. ****Valor médio das estimativas estatisticamente significativas em que ocorrem reduções das chances relativas em relação ao modelo básico. Modelo 6: modelo 1 mais controle de credencial e educação ocupacional; Modelo 7: modelo 1 mais controle de décimos de renda, valor e propriedade do domicílio; Modelo 8: modelo 1 mais controle de décimos da renda familiar *per capita* e bens do domicílio; Modelo 9: modelo 1 mais controle de credenciais e décimos da renda; Modelo 10: modelo 1 mais controle de credenciais e bens do domicílio.

produz um efeito muito maior (32%) do que o inverso (13%). Os anos de estudo projetam uma elevada incidência na trajetória dos efeitos na saúde das posições de classe destituídas e do autônomo agrícola, pois ocorrem aí mudanças mais fortes. Na verdade, o resultado da combinação de recursos valiosos, de diferentes tipos, renda e bens (modelos 7 e 8), renda e credencial (modelo 9), ou credencial e bens (modelo 10), mostra o papel do acúmulo conjugado de vantagens e desvantagens estruturalmente demarcadas na acentuação das assimetrias nas chances de saúde entre as posições extremas na estrutura social.

O controle conjunto de credencial e bens do domicílio promovido no modelo 10 remove uma percentagem relativamente menor do efeito do modelo base, quando comparado ao modelo 9, que representa a combinação mais potente de recursos vantajosos para a saúde. Em termos do contraste entre os efeitos de bens e educação, educação agrega um efeito um pouco menor aos bens (20%) do que o inverso (24%). A dimensão de bens complementa mais o poder transmissor de efeitos da educação do que o contrário, embora a diferença seja pequena. Entretanto, no que toca às posições destituídas e ao autônomo agrícola o papel mediador das credenciais educacionais, expresso no seu impacto redutor, revela-se bem mais substancial, conforme mostram as diferenças entre as respectivas percentagens de redução entre o modelo 5 (bens) e o modelo 10 (credencial acrescida aos bens), a exemplo da categoria de empregado doméstico, em que a alteração entre os dois modelos sobe de 56% para 79%.

Conclusões gerais

Toda a análise empírica foi baseada no contraste com a posição de classe mais privilegiada em termos materiais e de saúde, pois esta comparação indica um nível de saúde biologicamente factível nas condições presentes. Trata-se de um dos poucos estudos de base populacional nacional sobre desigualdade na distribuição do estado de saúde autorreportado, que preserva e prioriza a comparação com a categoria claramente diferenciada de capitalista.

Muntaner e colegas aplicaram o esquema de classes de Erik Wright em uma investigação dos determinantes de classe da saúde geral e mental em Barcelona, Espanha, cujas conclusões evidenciam que não é tanto a educação em si que favorece a saúde, mas o acesso que a educação dá às posições de classe mais vantajosas. Entretanto, o pequeno número de casos de capitalistas na amostra comprometeu o poder de teste envolvendo relações de propriedade. Os capitalistas revelam chances maiores de ter saúde não boa que os gerentes e supervisores especialistas, mas o resultado não é estatisticamente significativo em nenhum dos modelos (Muntaner *et al.*, 2003, p. 955). As evidências apresentadas no estudo atual mostram que o controle de capital faz uma diferença importante para a saúde. Um desdobramento mais complexo seria entender, a partir deste indicador conceitualmente delimitado, o que existe nas relações de propriedade que alimenta vantagens tão destacadas de saúde. As vantagens materiais que os capitalistas obtêm do tipo especial de ativos que possuem e do que fazem com o que têm revelam-se como mecanismos decisivos. Esta constatação depreende-se do fato de o controle da renda e dos bens tornarem as discrepâncias estatisticamente não significativas nos contrastes com as categorias de especialista autônomo, empregado especialista, gerente, empregado qualificado e supervisor. Estes mesmos controles, além disso, reduzem em 80% as discrepâncias originais em oito dos dez coeficientes que permanecem estatisticamente significativos. Entretanto, os modelos 7 e 8 de ativos combinados deixam em média 30% do efeito de ser capitalista ainda por explicar. O contraste entre duas categorias que se caracterizam essencialmente por controlar ativos de capital, o próprio capitalista e o pequeno empregador, pode ajudar a lançar luz ao problema explicativo. No caso do pequeno empregador, o controle isolado de vários tipos de ativos na Tabela 1 afeta sempre menos de 60% do efeito original. Da mesma forma, os controles combinados introduzidos na Tabela 2 têm consequências bem mais modestas quando comparadas aos contrastes realizados com outras categorias de classe. Uma diferença significativa na saúde emerge da passagem da condição de pequeno empregador para capitalista, que não pode ser explicada

por educação, renda familiar e bens acumulados. A contribuição restrita dessas vantagens usuais remete a atenção para as características diferenciadas das relações de propriedade capitalistas. Este quadro se ajusta à expectativa da teoria marxista de que um limiar crítico de acúmulo de capital e a modalidade de divisão do trabalho fazem do capitalista um tipo social qualitativamente distinto do pequeno empregador (Figueiredo Santos, 2005a, p. 34). Esta ínfima minoria capitalista, circunscrita a 0,5% da estrutura social, é capaz de reservar para si um privilégio vital incomparável, reportando apenas 6,8% de saúde “não boa” (ver anexo).

Além das análises comparativas dos modelos, que confrontam os efeitos de classe com as variáveis convencionais, foram focalizadas particularmente as discrepâncias do capitalista com as posições de classe média, as posições destituídas, o trabalhador típico e o pequeno empregador. Uma classificação construída de modo teoricamente informado abre a possibilidade de explorar diversos tipos de contrastes substantivamente relevantes, que são muito mais informativos do que as comparações baseadas em indicadores usuais, a exemplo do contraste entre décimos da distribuição da renda. Procedendo-se à redefinição da categoria de referência na regressão logística podem ser exploradas diversas discrepâncias teórica e empiricamente relevantes, como o confronto entre gerente e trabalhador típico (relações de dominação dentro da produção), trabalhador típico e posições destituídas (relações de exploração *versus* relações de destituição), autônomo com ativos e autônomo precário (o efeito da posse de ativos entre a enorme massa de autônomos), e entre empregado especialista (perícia) e gerente (autoridade) dentro da classe média.¹⁷

As divisões de classe captadas pela classificação mostram discrepâncias acentuadas, com padrões específicos, na distribuição das chances de saúde na população brasileira. De um lado, as ocorrências de estados negativos de saúde são minimizadas pelas relações de propriedade, o exercício de autoridade e a posse de qualificações escassas. De outro, as vantagens se associam ao trabalho submetido aos processos de exploração e, com ênfase ainda maior, às situações de exclusão do controle de recursos econômicos.

As discrepâncias de classe na saúde em comparação à posição mais privilegiada são mediadas predominantemente por fatores materiais associados à renda e aos bens acumulados. Como o capitalista foi escolhido como a categoria de referência, visto que a sua vantagem de classe depende menos de conhecimento perito, as discrepâncias constatadas em relação às outras categorias têm menos relação com fatores educacionais. Os recursos educacionais são fatores relevantes nos efeitos de classe na saúde, mas a sua intervenção como um tipo diferenciado de efeito cultural, comportamental ou cognitivo revela-se menos forte do que a vantagem trazida pela renda familiar. Isso não quer dizer que os recursos educacionais não exerçam esses efeitos em conjunção com os contextos de classe ou ao estabelecerem distinções internas às categorias que, por sua vez, afetam a saúde. A teoria das causas fundamentais, por sinal, considera que a combinação de desigualdade de recursos e uso de informação assume papel-chave para entender as disparidades em saúde.

A classificação socioeconômica mostrou a sua validade e relevância como um indicador de posição social para aferir e analisar a desigualdade de estado de saúde no Brasil. O estudo demonstra que a mensuração do conceito de classe social para o Brasil faz emergir uma importante fonte de variação na distribuição das chances de saúde que é independente e adicional aos indicadores de posição social usuais nos estudos de saúde, como grupos de renda relativa, bens acumulados e educação, sejam estes indicadores usados em separado ou em diferentes combinações.¹⁸ As evidências obtidas acerca dos efeitos de classe na saúde são favoráveis à proposição sociológica de que esta divisão social fundamental é capaz de enfiar múltiplas dimensões e trajetórias que determinam resultados de saúde.

Notas

- 1 O que a pessoa obtém (renda) depende do que ela tem (recursos geradores de renda). Já a educação ou a escolaridade adquirida pelo indivíduo, embora possa habilitar alguém para o acesso ao emprego de especialista, mas ser relativamente menos importante para conseguir o “emprego” de capitalista, não é estritamente um

sinônimo da relação de emprego de especialista e do modo como esta posição cria uma reserva de oportunidades para seus ocupantes baseada no controle de “conhecimento perito” ou de “credenciais”. Processos dependentes do controle de conhecimento perito e de ativos de qualificação, por sinal, caracterizam apenas três das quinze posições de classe usadas neste estudo. Na classificação socioeconômica do Reino Unido, assim como no protótipo para a União Europeia, o conceito de classe social é também analiticamente distinto de fatores como a educação e a renda, o que permite relacionar classe com o nível educacional (*input* para o trabalho) e com a renda (*output* do trabalho), assim como relacionar estes três fatores com outros resultados, como a distribuição da saúde (Rose e Pervalin, 2000; Rose e Harrison, 2010). As categorias empíricas de classe baseadas na propriedade e no comando sobre ativos não devem ser confundidas com os indicadores de renda e escolaridade. O nível educacional e a renda estão associados à atividade de trabalho, porém de diferentes maneiras, e são analiticamente distintos do emprego, ocupação ou classe social. Renda, bens acumulados e educação podem ser incorporados à análise tanto como variáveis com efeitos independentes diferenciados, que captam distinções dentro das categorias de classe ou não devidamente mensuradas por estas categorias, quanto como elos antecedentes, intervenientes e/ou coadjuvantes na cadeia causal dos efeitos de classe social na saúde da população.

- 2 Uma função é chamada de *monotônica*, ou *monótona*, se puder ser classificada como crescente, estritamente crescente, decrescente ou estritamente decrescente. Já uma função linear cresce ou decresce a uma *taxa constante*.
- 3 A partir de 2002 o IBGE passou a incluir na base de microdados da PNAD as variáveis derivadas que definem a estrutura do plano amostral. A variável que define Estrato tem código v4617 e a que define PSU (Primary Sampling Unit) tem código v4618. O peso pós-estratificado, dado pela variável v4611, incorpora todos os estágios de seleção da amostra. No cálculo de variâncias, o IBGE utiliza o método de Conglomerado Primário (Ultimate Cluster), que só incorpora informação de Estrato e PSU. A aproximação obtida é a favor da segurança, de modo que as estimativas de variâncias tendem a ser maior que os valores reais.
- 4 Os autônomos precários desenvolvem a sua atividade sem dispor de capital sob a forma de estabelecimento fixo ou veículo automotor usado como meio principal do empreendimento e são destituídos de ativos

de qualificação (Figueiredo Santos, 2005a). Foram considerados autônomos com ativos e transferidos para esta categoria aqueles “autônomos precários”, conforme o critério operacional original, cujo contexto familiar, porém, os situa entre os dois décimos superiores da distribuição da renda familiar *per capita*. Duas justificativas fundamentaram este procedimento: a dominância do contexto familiar na definição da circunstância de classe e os problemas de mensuração apresentados pela PNAD do critério teórico de ausência de controle de ativos produtivos, a exemplo da posse de ativos por autônomos cujos empreendimentos ficam no próprio domicílio. Este procedimento não distorce as estimativas dos efeitos de classe na saúde, conforme explica a nota 15, adiante.

- 5 Esta categoria corresponde à posição na ocupação, originária da PNAD, de “trabalhador na produção para o próprio consumo”. São pessoas que se dedicam pelo menos uma hora por semana para garantir a subsistência de algum membro do domicílio. Não possuem renda e estão engajados em atividade de subsistência material direta. Ver documentação do IBGE (2004). Foram excluídos da categoria os indivíduos cujo contexto familiar os situa entre os dois décimos superiores da distribuição da renda familiar *per capita*.
- 6 Foram operacionalizados aqui como as pessoas sem trabalho que tiveram alguma iniciativa de procurar trabalho no período de captação de 305 dias ou que se declaram na PNAD como um “trabalhador na construção para o próprio uso”. Foram excluídos da categoria os indivíduos cujo contexto familiar os situa entre os dois décimos superiores da distribuição da renda familiar *per capita*.
- 7 Além disso, o modelo Logit ordenado, usado no caso de variável dependente ordinal, assume um pressuposto crítico que é frequentemente violado. Trata-se do requisito de inclinações paralelas ou de chances proporcionais. Em essência, esta suposição considera que os coeficientes que vinculam os valores das variáveis independentes aos diferentes resultados são os mesmos em todas as categorias da variável dependente. O modelo logístico ordenado estima uma medida sumária baseada na suposição de que todas as comparações implícitas produzem a mesma razão de chances. Esse pressuposto foi testado e rejeitado com o uso do procedimento Omodel elaborado para o ambiente do programa Stata (Borooah, 2001, p. 6; Hoffmann, 2004, pp. 70-1; Long e Freese, 2006, p. 199).
- 8 A maioria delas são variáveis categóricas operacionalizadas sob a forma de múltiplos contrastes binários. No anexo ver a distribuição relativa das categorias na

amostra e as percentagens padronizadas por idade de pessoas que declaram saúde “não boa”. Tendo em vista o tamanho da amostra da PNAD as frequências absolutas não são apresentadas. Não são fornecidos também os coeficientes estimados de todas as variáveis usadas em diferentes arranjos em todos os modelos, pois isso exigiria um enorme volume de espaço e teria pouca utilidade para julgar os resultados da investigação. São apresentadas todas as variáveis incorporadas ao estudo e as soluções operacionais adotadas.

- 9 Foram realizadas estimativas dos modelos 1 e 2 apenas para os adultos, de 18 a 64 anos, que apresentaram resultados bastantes semelhantes, sendo que em duas posições destituídas os efeitos de classe na saúde tornam-se ainda mais fortes.
- 10 Estudo realizado para a população idosa mostrou que o uso de respondente substituto nas PNADs de 1998 e 2003 não modifica a distribuição da percepção da saúde, assim como os fatores associados à ela (Lima-Costa *et al.*, 2007).
- 11 Os amarelos (0,43%) possuem vantagens mais próximas dos brancos e os indígenas (0,20%) aproximam-se mais dos pardos por estarem em regiões rurais. Ambos somados representam apenas 0,63% do total.
- 12 A noção de chance (*odds*) representa a razão entre a frequência de estar e de não estar em uma determinada categoria. Isto equivale a comparar duas probabilidades formando a razão entre elas. As razões (*ratio*) entre chances, por sua vez, representam uma forma útil de comparar duas chances calculando a razão entre elas. Quando as chances contrastadas forem idênticas, a razão entre as chances (*odds ratio*) resultará no valor 1 (um), o que equivale à inexistência de associação estatística. Valores menores que 1 (um) implicam em uma associação negativa e maiores que 1 (um) em uma associação positiva (Pampel, 2000, pp. 11-13). Quanto maior a distância do coeficiente estimado em relação a 1 (um), tanto maior é o efeito da variável independente de interesse, que equivale a mudanças *multiplicativas* nas chances, em vez de probabilidades, de se produzir o resultado em questão (Pampel, 2000, pp. 21-23; Cohen *et al.*, 2003, p. 492).
- 13 Em trabalhos publicados são encontrados os dois procedimentos que produzem resultados bastante diferentes, como o autor veio a perceber depois de seguir a solução baseada na forma multiplicativa original. Devido ao fato de o coeficiente original (*odds ratio*) corresponder a um fator multiplicativo, o modelo ampliado produz uma redução de 100% apenas quando o valor se aproximar de zero: $(4,93 - 0) / 4,93 * 100$ = 100%. Por exemplo, ocorrerá uma redução de 84% se o coeficiente (positivo) de 4,93 for transformado num coeficiente (negativo) de 0,8, conforme o cálculo: $(4,93 - 0,8) / 4,93 * 100 = 84\%$. Uma enorme desvantagem de saúde de uma categoria de classe, depois dos acréscimos das variáveis de controle, teria que se transformar numa desvantagem da outra categoria! Não pode ser considerada adequada uma forma de comparação e avaliação da magnitude de mudança que supõe este tipo radical de reversão na posição relativa das categorias.
- 14 As associações de raça e região às divisões de classe podem fazer com que o “controle” dos seus efeitos na regressão logística remova uma parte do efeito de classe, pois os efeitos não são totalmente independentes uns dos outros. Existe uma interseção muito forte entre classe e raça, pois ambas as divisões pressupõem a exclusão do acesso a recursos valiosos (Figueiredo Santos, 2005b). O desenvolvimento desigual do capitalismo gera um desequilíbrio ou variação regional na distribuição diferenciada das posições de classe e nas distâncias de recompensas entre as posições.
- 15 Cabe destacar que estes resultados não são distorcidos pelas supressões ou reclassificações de casos realizadas em três categorias destituídas cujas famílias estão nos dois décimos superiores da distribuição geral da renda familiar *per capita*. Estimativas em separado do modelo 3 sem estas alterações mostram que a mudança percentual nas chances relativas (*odds ratio*) do autônomo com ativos ficam em 91%, do autônomo precário em 113%, do trabalhador de subsistência em 152% e do trabalhador excedente em 112%, ou seja, muito próximas dos resultados estampados na Tabela 1 para estas categorias.
- 16 A variável sobre o valor estimado do domicílio tem um grau elevado de não resposta (31,1%). Esta situação foi incorporada como uma categoria específica da variável.
- 17 Este detalhamento adicional da análise, no entanto, por envolver a estimativa de blocos distintos de modelos para cada contraste foi deixado para outro artigo, a ser publicado em 2011 no *International Journal of Health Services*, que usa os novos dados do suplemento de saúde da PNAD de 2008.
- 18 A demonstração de que classe social tem um poder explicativo que vai além dos indicadores convencionais de *status* socioeconômico realça a relevância de se incorporar medidas aperfeiçoadas de classe social nos levantamentos de dados sobre saúde (Bollen, Glanville e Stecklov, 2001, p. 179).

BIBLIOGRAFIA

- ANESHENSEL, Carol S. (2002), *Theory-based data analysis for the social sciences*. Thousand Oaks, Pine Forge Press.
- BACKLUND, Eric, Sorlie, Paul & Johnson, Norman. (1999), "A comparison of the relationships of education and income with mortality. *Social Science and Medicine*, 49: 1373-1384.
- BARTLEY, Mel. (2004), *Health inequality: an introduction to theories, concepts and methods*. Cambridge, Polity.
- BARTLEY, Mel *et al.* (1999), "Understanding social variation in cardiovascular risk factors in women and men: the advantage of theoretically based measures". *Social Science & Medicine*, 49: 831-845.
- BRAVEMAN, Paula. (2006), "Health disparities and health equity: concepts and measurement". *Annual Review of Public Health*, 27: 167-194
- BRAVEMAN, Paula *et al.* (2005), "Socioeconomic status in health research: one size does not fit all. *Jama: The Journal of the American Medical Association*, 294 (22): 2879-2888.
- BOLLEN, Kenneth A.; Glanville, Jennifer L. & Stecklov, Guy. (2001), "Socioeconomic status and class in studies of fertility and health in developing countries". *Annual Review of Sociology*, 27: 153-185.
- BOROOAH, Yani K. (2001), *Logit and probit: ordered and multinomial models*. Thousand Oaks, Sage.
- BORRELL, Carme *et al.* (2004), "Social class and self-reported health status among men and women: what is the role of work conditions, household material standards and household labor?". *Social Science & Medicine*, 58: 1869-1887.
- BURSTROM, B & FREDLUND, P. (2001), "Self rated health: is it good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes?". *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55: 836-840.
- CARPIANO, Richard M.; LINK, Bruce L. & PHELAN, Jo C. (2008), "Social inequality and health: future directions of the fundamental cause explanation", in Annette Lareau e Dalton Conley (ed.), *Social class: how does it work?*, Nova York, Russel Sage.
- COCKERHAM, William C. (2007), *Social causes of health and disease*. Cambridge, Polity.
- GOOD, Érika. (1999), "For good health, it helps to be rich and important". *The New York Times*, June 1.
- COHEN, Jacob; COHEN, Patricia; WEST, Stephen G. & AIKEN, Leona S. (2003), *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. 3 ed. Mahwah, Lawrence Erlbaum.
- DACHS, J. Norberto W. (2002), "Determinantes das desigualdades na auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/1998". *Ciência e Saúde Coletiva*, 7 (4): 641-657.
- DACHS, J. Norberto W. & SANTOS, Ana Paula Rocha dos. (2006), "Auto-avaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/2003". *Ciência e Saúde Coletiva*, 11 (4): 887-894.
- ELO, Irma T. (2009), "Class differentials in health and mortality: patterns and explanations in comparative perspective". *Annual Review of Sociology*, 35: 553-572.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2002), *Estrutura de posições de classe no Brasil: mapeamento, mudanças e efeitos na renda*. Belo Horizonte/Rio de Janeiro, Editora da UFMG/ Iuperj.
- _____. (2005a), "Uma Classificação Socioeconômica para o Brasil". *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 20 (58): 27-45.
- _____. (2005b), "Efeitos de classe na desigualdade racial no Brasil". *Dados: Revista de Ciências Sociais*, 48 (1): 21-65.
- _____. (2006a), "A socioeconomic classification for Brazil". *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 2, Special Edition, disponível em <<http://socialsciences.scielo.org/>>.
- _____. (2006b), "Class effects on racial inequality in Brazil". *Dados: Revista de Ciências Sociais*, Special Edition, disponível em <<http://socialsciences.scielo.org/>>.
- GALOBARDES, Bruna *et al.* (2006), "Indicators of socioeconomic position", in J. Michael

- Oakes e Jay S. Kaufman, *Methods in social epidemiology*, San Francisco, Jossey-Bass.
- GALOBARDES, Bruna; LYNCH, John & SMITH, George Davey. (2007), "Measuring socio-economic position in health research". *British Medical Bulletin*, 81-82: 21-37.
- HERD, Pamela; GOESLING, Brian & HOUSE, James. (2007), "Socioeconomic position and health: the differential effects of education versus income on the onset versus progression of health problems". *Journal of Health and Social Behavior*, 48: 223-238.
- HOFFMANN, John P. (2004), *Generalized linear models: an applied approach*. Boston, Allyn and Bacon.
- HOUSE, James S. (2001), "Understanding social factors and inequalities in health: 20th Century progress and 21st Century prospects". *Journal of Health and Social Behavior*, 43: 125-142.
- HOUSE, James *et al.* (1992), "Social stratification, age, and health", in K. W. Schaie, D. Blazer e J. S. House (eds.), *Aging, health behaviors, and health outcomes*. Hillsdale, Erlbaum.
- HOUSE, James *et al.* (1994), "The social stratification of aging and health". *Journal of Health and Social Behavior*, 35: 213-234.
- HOUSE, James *et al.* (2005), "Continuity and change in the social stratification of aging and health over the life course". *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 60B, Special Issue II: 15-26.
- HOUSE, James S. & WILLIAMS, David R. (2000), "Understanding and reducing socioeconomic and racial/ethnic disparities in health, in Brian D. Smedley e S. Leonard Syme (eds.), *Promoting health: intervention strategies from social and behavioral research*, Washington, National Academy Press.
- IBGE. (2004), *Pesquisa nacional por amostra de domicílios – 2003*. Microdados. Rio de Janeiro, IBGE.
- IDLER, E. L. & Benyamini, Y. (1997), "Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies". *Journal of Health and Social Behavior*, 38: 21-37.
- JYLHA, Marja. (2009), "What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model". *Social Science & Medicine*, 69: 307-316.
- KRIEGER, K.; Williams, D. R. & Moss, N. E. (1997), "Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines". *Annual Review of Public Health*, 18: 341-78.
- KUNST, Anton & ROSKAM, Albert-Jan. (2010), "Using the ESeC to describe socio-economic inequalities in health in Europe, in David Rose e Eric Harrison, *Social class in Europe: an introduction to the European socio-economic classification*, Londres, Routledge.
- LAHELMA, Eero. (2001), "Health and social stratification", in William Cockerham (ed.), *The blackwell companion to medical sociology*, Oxford, Blackwell, pp. 64-93.
- LINK, G. Bruce & PHELAN, Jo. (1995), "Social conditions as fundamental causes of disease". *Journal of Health and Social Behavior*, Extra Issue: 80-94.
- _____. (2000), "Evaluating the fundamental cause explanation for social disparities in health, in Chloe E. Bird, Peter Conrad e Allen M. Fremont, *Handbook of medical sociology*, 5 ed., Upper Saddle River, Prentice Hall.
- _____. (2003), "The concept of fundamental causes in explaining social inequities in health, in Ann Maney e Juan Ramos, *Socioeconomic conditions, stress and mental disorders*, Mental Health Statistics Improvement Program. Disponível em <http://www.mhsip.org/nimhdoc/socioeconmh_home.htm>.
- _____. (2005), "Fundamental sources of health inequalities, in D. Mechanic, L. B. Rogut *et al.* (eds.), *Policy challenges in modern health care*, New Brunswick, Rutgers University Press.
- LINK, G. Bruce; PHELAN, Jo *et al.* (2008), "The resources that matter: fundamental social causes of health disparities and the challenge of intelligence". *Journal of Health and Social Behavior*, 49: 72-91.
- LEE, Eun Sul & FORTHOFER, Ronald N. (2006), *Analyzing complex survey data*. 2 ed. Thousand Oaks, Sage.
- LIEBERSON, Stanley. (1985), *Making it count: the improvement of social research and theory*. Berkeley, University of California Press.

- LIMA-COSTA, Maria Fernanda *et al.* (2007), “A Influência de respondente substituto na percepção da saúde de idosos: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (1998, 2003) e na coorte de Bambuí, Minas Gerais, Brasil”. *Cadernos de Saúde Pública*, 32 (8): 1893-1902.
- LIMA-COSTA, Maria Fernanda; Barreto, Sandhi & Giatti, Luana. (2002), “A situação socioeconômica afeta igualmente a saúde de idosos e adultos mais jovens no Brasil? Um estudo utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD 98)”. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7 (4): 285-296.
- LIMA-COSTA, Maria Fernanda; MATOS, Divane Leite; CAMARANO, Ana Amélia. (2006), “Evolução das desigualdades sociais em saúde entre idosos e adultos brasileiros: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD 1998, 2003)”. *Ciência & Saúde Coletiva*, 11 (4): 941-950.
- LONG, J. Scott & FREESE, Jeremy. (2006), *Regression models for categorical dependent variables using stata*. 2 ed. College Station, Stata Press.
- LUTFEY, Karen & FREESE, Jeremy. (2005), “Toward some fundamentals of fundamental causality”. *American Journal of Sociology*, 110 (5).
- LYNCH, John & KAPLAN, George (2000), “Socioeconomic position”, in Lisa F. Berkman e Ichiro Kawachi, *Social epidemiology*, Oxford, Oxford University Press.
- MCFADDEN, E. *et al.* (2009), “Does the association between self-rated health and mortality vary by social class? *Social Science & Medicine*, 68 (2): 275-280.
- MANNETJE, A. & KROMHOUT, H. (2003), “The use of occupation and industry classifications in general populations studies”. *International Journal of Epidemiology*, 32: 950-958.
- MANOR, Orly; MATEHEWS, Sharon & POWER, Chris. (2000), “Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class”. *International Journal of Epidemiology*, 29: 419-428.
- MARMOT, Michael. (2004), *The status syndrome: how social standing affects our health and longevity*. Nova York, Times Books.
- _____. (2005), “Historical perspective: the social determinants of disease – some blossoms”. *Epidemiologic Perspectives & Innovations*, 2 (4).
- MARMOT, Michael; BOBAK, Martin & SMITH, George Davey. (1995), “Explanations for social inequalities in health”, in Benjamin C. Emick *et al.*, *Society and health*, Oxford, Oxford University Press.
- MARMOT, Michael; Kogevinas M. & Elston, M. A. (1987), “Social/economic status and disease”. *Annual Review of Public Health*, 8: 111-135.
- MIECH, Richard A. & HAUSER, Robert M. (2001), “Socioeconomic status and health at midlife: a comparison of educational attainment with occupational-based indicator”. *Annals of Epidemiology*, 11 (2).
- MUNTANDER, Carles *et al.* (2003), “The associations of social class and social stratification with patterns of general and mental health in a Spanish population”. *International Journal of Epidemiology*, 32 (6): 950-958.
- MYROWSKY, John; ROSS, Catherien & REYNOLDS, John. (2000), “Links between social status and health status, in Chloe E. Bird, Peter Conrad e Allen M. Fremont, *Handbook of medical sociology*. 5 ed., Upper Saddle River, Prentice Hall.
- NETTELETON, Sarah. (1995), *The sociology of health and illness*. Cambridge, Polity Press.
- PAMPEL, Fred C. (2000), *Logistic regression: a primer*. Thousand Oaks, Sage.
- PAYNE, Sarah. (2006), *The health of men and women*. Cambridge, Polity Press.
- PHELAN, Jo. *et al.* (2004), “Fundamental causes of social inequalities in mortality: a test of the theory”. *Journal of Health and Social Behavior*, 45: 265-285.
- PHELAN, Jo & LINK, G. Bruce. (2005), “Controlling disease and creating disparities: a fundamental cause perspective”. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 60B, Special Issue II: 27-33.
- ROBERT, Stephanie & HOUSE, James. (2000a), “Socioeconomic inequalities in health: an enduring sociological problem”, in Chloe E. Bird, Peter Conrad e Allen M. Fremont, *Handbook of medical sociology*. 5 ed., Upper Saddle River, Prentice Hall.

- dbook of medical sociology*. 5 ed., Upper Saddle River, Prentice Hall.
- _____. (2000b), "Socioeconomic inequalities in health: integrating individual, community and societal level theory and research", in Gary Albrecht, Ray Fitzpatrick e Susan C. Scrimshaw, *Handbook of social studies in health and medicine*, Londres, Sage.
- ROSE, David & HARRISON, Eric. (2010), *Social class in Europe: an introduction to the European socio-economic classification*. Londres, Routledge.
- ROSE, David & PEVALIN, D. J. (2000), "Social class differences in mortality using the national statistics socio-economic classification – too little, too soon: a replay to Chandola". *Social Science and Medicine*, 51: 1121-1127.
- SEN, Amartya. (2002), "Health: perception versus observation". *British Medical Journal*, 324 (7342): 860-861.
- SHAW, Mary et al. (2007), *The handbook of inequality and socioeconomic position: concepts and measures*. Bristol, The Policy Press.
- SILVA, Pedro Luís do Nascimento; PESSOA, Djalma Galvão Carneiro & LILA, Maurício Franca. (2002), "Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral". *Ciência & Saúde Coletiva*, 7 (4): 659-670.
- SUBRAMANIAN, S. V. et al. (2009), "Are self-reports of health and morbidities in developing countries misleading? Evidence from India". *Social Science & Medicine*, 68 (2): 260-265.
- SZWARWALD et al. (2005), "Socio-demography determinants of self-rated in Brazil". *Cardernos de Saúde Pública*, 21, Suplemento: 54-64.
- Therbon, Goran (ed.). (2006), *Inequalities of the world*. Londres: Verso.
- WESTERGAARD, John. (1995), *Who gets what? The hardening of class inequality in the late Twentieth Century*. Cambridge, Polity.
- WILKINSON, Richard. (1996), *Unhealthy societies: the afflictions of inequality*. Londres, Routledge.
- _____. (2005), *The impact of inequality: how to make sick societies healthier*. Nova York, The New Press.
- WILKINSON, Richard & PICKETT, K. (2009), "Income inequality and social dysfunction". *Annual Review of Sociology*, 35: 493-511.
- WILLIAMS, David R. (1990), "Socioeconomic differential in health: a review and redirection". *Social Psychology Quarterly*, 53 (2): 81-99.
- WILLIAMS, David R. & COLLINS, Chiquita. (1995), "US socioeconomic and racial differences in health: patterns and explanations". *Annual Review of Sociology*, 21: 349-386.
- WRIGHT, Erik Olin. (1997), *Class counts: comparative studies in class analysis*. Cambridge, Cambridge University Press.
- _____. (2005), "Foundations of a neo-marxist class analysis", in _____ (ed.), *Approaches to class analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- _____. (2009), "Understanding class: towards an integrated analytical approach". *New Left Review*, 60: 1-16.
- WRIGHT, Erik Olin et al. (1993), *Reconstruindo o marxismo: ensaios sobre a explicação e teoria da história*. Rio de Janeiro, Zahar.

Anexo

**Distribuição das Categorias e Percentagem Padronizada por Idade da Saúde “não boa”,
para pessoas com posição de classe definida. Brasil, 2003**

Variáveis categóricas	Distribuição (%)	Saúde não boa (% padronizada)*
Categorias de classe (%)	Entre categorias	Na categoria
Capitalista e fazendeiro (referência)	0,5	6,8
Especialista autônomo	1,0	7,8
Gerente	2,3	9,6
Empregado especialista	3,1	8,9
Pequeno empregador	3,3	14,5
Autônomo com ativos	7,6	18,7
Autônomo agrícola	5,0	26,5
Empregado qualificado	6,0	13,3
Supervisor	1,3	14,1
Trabalhador típico	29,3	18,3
Trabalhador elementar	9,8	24,5
Autônomo precário	7,7	27,2
Empregado doméstico	7,3	26,3
Trabalhador de subsistência	3,7	36,3
Trabalhador excedente	12,1	28,1
Informante do estado de saúde (%)	Entre categorias	Na categoria
A própria pessoa	46,3	23,0
Outra pessoa (referência)	53,7	19,4
Gênero (%)	Entre categorias	Na categoria
Homem (referência)	57,4	19,2
Mulher	42,6	23,7
Macro região (%)	Entre categorias	Na categoria
Sul	16,9	19,3
Sudeste (referência)	45,3	17,0
Centro-Oeste	7,6	24,3
Norte	5,5	28,2
Nordeste	24,8	27,4
Raça ou cor (%)	Entre categorias	Na categoria
Branco e amarelo (referência)	54,0	17,6
Pardo e indígena	39,4	25,8
Preto	6,5	22,5
Categorias educacionais (%)	Entre categorias	Na categoria
Não sabe ler e escrever	8,8	31,6
Zero ano completo (sabe ler e escrever)	2,2	27,9
Um a três anos	9,9	27,7
Quatro anos (quarta série)	11,6	25,9
Cinco a sete anos	16,5	22,9
Oito anos (fundamental)	10,3	18,9
Nove a dez anos	7,3	18,9

Onze anos (segundo grau completo)	21,5	14,7
Superior incompleto	4,8	11,7
Superior completo (referência)	7,2	8,2
Valor do domicílio (%)	Entre categorias	Na categoria
Até 2 mil reais	4,1	31,2
Mais de 2 a 5 mil	8,4	29,7
Mais de 5 a 10 mil	10,0	28,0
Mais de 10 a 15 mil	7,8	25,0
Mais de 15 a 25 mil	9,87	21,5
Mais de 25 a 35 mil	7,58	18,3
Mais de 35 a 50 mil,	7,5	15,1
Mais de 50 a 100 mil	8,5	12,4
Mais de 100 mil reais (referência)	4,8	7,8
Não sabe informar	31,5	21,5
Décimos da renda familiar per capita (%)	Entre categorias	Na categoria
1	10,0	31,3
2	10,0	28,9
3	10,0	27,9
4	10,0	26,1
5	10,0	23,8
6	10,0	20,9
7	10,0	18,2
8	10,0	16,9
9	10,0	12,8
10 (referência)	10,0	8,3
Propriedade do domicílio (%)	Entre categorias	Na categoria
Próprio – já pago (referência)	68,8	21,3
Próprio – ainda pagando	5,5	17,4
Alugado	15,1	18,8
Cedido	10,0	24,4
Outro	0,6	28,6
Décimos do índice de bens do domicílio	Entre categorias	Na categoria
1	10,0	29,0
2	10,0	29,0
3	10,0	27,0
4	10,0	26,3
5	10,0	22,2
6	10,0	21,4
7	10,0	19,2
8	10,0	16,9
9	10,0	13,8
10 (referência)	10,0	8,2

Nota: *As percentagens foram ajustadas por idade usando um processo de padronização direta com o comando *proportion*, do Stata.

Fonte: IBGE PNAD 2003 – Microdados (elaboração própria).

CLASSE SOCIAL E DESIGUALDADE DE SAÚDE NO BRASIL

José Alcides Figueiredo Santos

Palavras-chave: Classe social; Desigualdade de saúde; Sociologia da saúde; Classificação socioeconômica.

O trabalho investiga as assimetrias de classe social na distribuição do estado de saúde da população brasileira. Modelos de regressão logística são estimados para determinar a relação entre a posição de classe e a autoavaliação do estado de saúde. De um lado, as relações de propriedade, o exercício de autoridade e a posse de qualificações escassas minimizam as ocorrências de estados negativos saúde, assim como, de outro lado, o trabalho tipicamente explorado e a exclusão do controle de recursos econômicos geram desvantagens relativas de saúde. As categorias de classe social fazem emergir uma importante fonte de variação na distribuição das chances de saúde que é independente e adicional aos indicadores de indicadores usuais nos estudos de saúde, como grupos de renda relativa, bens acumulados e educação. As evidências obtidas são favoráveis à proposição sociológica de que esta divisão social fundamental é capaz de enfeixar múltiplas dimensões e trajetórias que determinam consequências de saúde.

SOCIAL CLASS AND INEQUALITY ON HEALTH IN BRAZIL

José Alcides Figueiredo Santos

Keywords: Social class; Health inequality; Health sociology; Socioeconomic classification.

This article investigates the social class asymmetries on the health status of the Brazilian population. Models of multiple logistic regressions are estimated in order to determine the relation between social class and self-rated health status. On a side, property of capital, authority position, and possession of expert knowledge minimize the occurrences of negative health conditions; on another side, the work typically exploited and the exclusion from the control of economic resources generate relative health disadvantages. The social class categories generate an important source of variation on the health chances that is independent and additional to the usual indicators of social position in health studies, such as relative income, education, and household resources. The empirical results are favorable to the sociological proposition that this fundamental social division is capable of binding multiple dimensions and pathways that determine health consequences.

CLASSE SOCIALE ET INÉGALITÉ DANS LA SANTÉ AU BRÉSIL

José Alcides Figueiredo Santos

Mots-clés: Classe sociale; Inégalité dans la santé; Sociologie de la santé; Classement socio-économique.

Ce travail analyse les asymétries de classe sociale dans la distribution de l'état de santé de la population brésilienne. Des modèles de régression logistique sont estimés pour déterminer le rapport entre la classe sociale et l'auto-évaluation de l'état de santé. Si, d'un côté, les rapports de propriété, l'exercice de l'autorité et le manque de qualification minimisent les manifestations d'états négatifs de santé, d'un autre, le travail typiquement exploité et l'exclusion du contrôle de ressources économiques engendrent certains désavantages à la santé. Les catégories de classe sociale font émerger une source importante de variation dans la distribution des opportunités de santé, qui est indépendante et qui s'ajoute aux indicateurs usuels des études de santé, tels les groupes de revenu relatif, les biens accumulés et l'éducation. Les évidences obtenues sont favorables à la proposition sociologique selon laquelle cette division sociale fondamentale est capable de regrouper de multiples dimensions et trajectoires qui déterminent des conséquences à la santé.