



GT 27 - Desigualdades e Estratificação: analisando sociedades em mudança

Classe Social, Espaço, Gênero e Desigualdade de Saúde no Brasil

José Alcides Figueiredo Santos (UFJF)

Pretende-se com este trabalho atualizar, aprofundar e explorar novas direções numa linha de investigação sobre classe social e desigualdade de saúde no Brasil. Os estudos empreendidos anteriormente sobre a realidade brasileira revelaram um importante ganho analítico e empírico no uso da noção sociológica de classe social para abordar a desigualdade de saúde, no confronto com os indicadores mais convencionais de posição social, tais como renda e educação. Classe social é igualmente relevante para entender o papel de categorias de status social, como raça, na operação da desigualdade de saúde. Além disso, o emprego de categorias de classe teoricamente unívocas sugerem elementos para a construção de explicações das desigualdades observadas (Figueiredo Santos, 2011a, b e c).

Os fundamentos mais gerais desta iniciativa reportam-se aos fatos bem estabelecidos e reconhecidos da desigualdade socioeconômica na distribuição da saúde e da mortalidade dentro das populações nas sociedades contemporâneas (Marmot, Kogevinas e Elston, 1987; Marmot, Bobak e Smith, 1995; Elo, 2009). Regra geral é bastante forte a padronização das desigualdades observadas em saúde. Fala-se mesmo na emergência de um tipo denexo invariante — quanto pior a posição social, tanto pior a saúde. A posição socioeconômica estrutura ou influencia o grau de exposição aos principais fatores de risco e a progressão das doenças. Pessoas de estrato socioeconômico inferior tendem a estar em desvantagem no amplo conjunto de fatores que mediam a relação entre as condições sociais e a doença (House et alii, 1994 e 2005; House e Williams, 2000; Lahelma, 2010).

As condições sociais são “causas fundamentais” da saúde e da doença porque influenciam a exposição a múltiplos fatores de risco e oferecem acesso a importantes recursos que podem sustentar a saúde ou conduzir a tratamentos terapêuticos. As condições sociais atuam como fatores subjacentes que colocam as pessoas ao “risco de riscos”. Elas condicionam o acesso a recursos de natureza flexível e aplicáveis a diferentes situações que podem ser usados para evitar riscos ou minimizar as consequências da doença quando ela ocorre. A associação entre condições sociais e doença se reproduz dinamicamente no tempo; mantêm-se quando mudam as doenças, os riscos e os tratamentos, através da substituição seletiva dos mecanismos mediadores mais próximos que levam à ocorrência da doença (Link e Phelan, 1995 e 2010; Phelan e Link, 2013). As desigualdades nos recursos mobilizáveis para a saúde, a seletividade social na exposição aos riscos, a constituição social das disposições ou preferências de saúde, as discrepâncias nos modos como as instituições processam os indivíduos e as assimetrias dos transbordamentos (*spillovers*) de custos ou benefícios dos processos fazem com que as condições sociais representem um tipo de meta-mecanismo 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 de forma duradoura a direção da associação entre posição socioeconômica e saúde (Lutfey e Freese, 2005 e 2011).

A ênfase na relação abrangente entre estrutura social e saúde destaca a importância do trabalho conceitual e de mensuração da posição social das pessoas. Um retorno ao conceito sociológico de classe social pode informar e estruturar melhor o entendimento científico das desigualdades de saúde (Williams e Collins, 1995: 377). A investigação da desigualdade em saúde 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 alii, 2006: 48). Os indicadores convencionais são bastante úteis para descrever os padrões observáveis e para finalidades de previsão ou de extrapolação do que se espera encontrar. Entretanto, mostram-se débeis para explicar o que é observado, pois não têm uma base teórica clara, ou então permitem justificativas teóricas múltiplas e mesmo contraditórias. As inconsistências conceituais que estes indicadores possuem tem dificultado a superação dos limites da simples descrição de padrões. A adoção preferencial de medidas de posição social de sólida base teórica estimula um progresso mais rápido dos ganhos de entendimento da desigualdade em saúde (Bartely, 2004: 33-4). O conceito sociológico de classe social, além disso, pode cobrir aspectos da variação social na saúde que não são capturados pelas medidas convencionais de posição social (Muntander et alii, 2003; Link e Phelan, 2005). Um enfoque relacional de classe favorece o entendimento da geração, da distribuição e da persistência das trajetórias diversificadas que de modo convergente conduzem ao estabelecimento da desigualdade em saúde (Krieger, Williams e Moss, 1997: 356-7).

Objetivos, Variáveis e Modelos

Existe um grande corpo de literatura sociológica e de epidemiologia social sobre a influência independente da posição socioeconômica, espaço e gênero na distribuição desigual da saúde, embora bem menos de classe social. Entretanto, o grau e o modo como estas divisões sociais interagem ou se combinam para estratificar a saúde da população adulta permanece menos claro. O estudo almeja analisar os efeitos específicos na saúde das divisões sociais de classe, espaciais e de gênero, caracterizar os fatores relevantes que conformam, especificam e mediam as desigualdades de saúde, assim como explorar as consequências dos processos de interação estrutural ou efeitos conjuntos entre as divisões sociais na produção de padrões de saúde e doença.

Variável dependente. O estudo focaliza prioritariamente a existência de discrepâncias na distribuição da autoavaliação do estado de saúde da pessoa. Tal indicador possui a vantagem de capturar a saúde média dos grupos 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 alii, 2004: 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. Representa a medida de estado de saúde mais acessível, abrangente e informativa em estudos populacionais, oferecendo o benefício de capturar dimensões da saúde que não são apreendidas por questões mais detalhadas e dirigidas (Jylha, 2009: 313; Jylha, 2011). Estas características fazem desta variável dependente a opção prioritária para a finalidade de demonstrar e avançar no entendimento dos padrões de desigualdade de saúde dentro da população. A autoavaliação do estado de saúde vai ser tratada como uma variável binária diferenciando-se o estado de saúde “não bom” (categoria designada), que reúne as respostas de “ruim”, “muito ruim” e “regular”, em contraste com o estado de saúde definido como “bom” ou “muito bom” (categoria de referência). Sabe-se que este recorte binário não compromete a obtenção de resultados válidos em termos de tamanho e significância dos efeitos principais, tipos de associação e efeitos interativos (Manor, Mathews e Power, 2000). Na variável dependente relativa ao estado de saúde, quando aplicada ao conjunto dos moradores, foi “corrigida” a discrepância entre a declaração dada por outro membro do domicílio (variável J001) e a dada pelo próprio morador aleatoriamente selecionado em variável similar (variável N001). Na análise das mudanças temporais a variável não foi “corrigida” em 2013, pois não é possível fazer alteração similar para os anos anteriores.

Variáveis independentes. A noção de classe está representada pela tipologia neomarxista adaptada à realidade nacional (Figueiredo Santos, 2005, 2010 e 2014). A tipologia de classes original teve que ser totalmente reconstruída ao nível operacional, mantidos os fundamentos conceituais e os critérios orientadores, pois a PSN-2013 adotou uma nova classificação ocupacional, denominada COD, ajustada à nova CIUO-08 da OIT, porém não equivalente à CBO-Domiciliar da PNAD Tradicional. Além disso, devido às lacunas de indicadores importantes relativos às categorias de empregadores (número de empregados) e autônomos (informações do empreendimento) foram adotados critérios substitutos para diferenciar as categorias de capitalistas versus pequenos empregadores, autônomos com ativos versus autônomos precários, autônomos agrícolas versus agrícolas precários, baseados em diferenciações internas de décimos de renda. A variável independente principal, classe social, envolve uma sequência de várias transformações em que se desagrega o “status” do emprego. Foram criadas duas versões da tipologia indo da forma plena à agregação do topo social de empregos mais privilegiados. A variável idade foi mensurada ao nível intervalar. As estimativas restritas são restritas à população adulta de 18

a 64 anos. Gênero vai ser incluído de forma binária. 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. O variável macro região diferencia Sudeste, Sul, Nordeste, Centro-oeste e Norte. Distingue-se o ambiente rural e urbano. A dimensão e centralidade urbana são captadas pela diferenciação entre capital e interior. Na comparação temporal 2003-2013 controla-se por Região Metropolitana ou não, pois a informação sobre capital é exclusiva da PNS 2013. Por fim, controla-se pelo informante da variável dependente de estado de saúde dos moradores do domicílio.

Modelo. A variável dependente formada por categorias coloca o problema da escolha do modelo estatístico mais adequado. Os modelos logísticos que usam medidas baseadas em *log-odds ratios* ou *odds ratios* têm sido questionados na sua capacidade de gerar coeficientes que sejam adequadamente comparáveis entre grupos (Mood, 2010). No modelo *logit* a variância do erro, por não ser observável, tem de ser fixada para o modelo ser identificado. Os coeficientes são identificados apenas à escala e variam de acordo com o ajuste do modelo. A heterogeneidade não observada afeta o tamanho dos coeficientes *logit* mesmo se a variável independente e o termo de erro não estiverem correlacionados. Não fica claro se as diferenças entre os coeficientes são devido à escala diferente ou se essas diferenças refletem os efeitos diferenciados. Os modelos não podem separar as diferenças entre os grupos das diferenças na dispersão do erro latente. Entre as alternativas que têm sido formuladas, a opção geral mais interessante parece ser estimar as discrepâncias entre os grupos na variável dependente binária sob a forma de efeitos marginais médios (*average marginal effects*, AME). Além de mostrar-se robusto em face do problema de dimensionamento (*scaling*), a opção tem a vantagem de permitir interpretação fácil e intuitiva: corresponde simplesmente a um efeito médio na probabilidade de um resultado. Evita-se a não linearidade do modelo ao calcular a média de todos os efeitos na variável dependente e o efeito aditivo na probabilidade é expresso em um único coeficiente. Esta nova faceta introduzida no projeto reflete reavaliações recentes do estado da arte metodológico na aplicação de modelos logísticos (Best e Wolf, 2015). Todas as estimativas com intervalos de confiança de 99% foram ajustadas ao desenho complexo do plano amostral da PSN-2013 com o comando *svy* do programa Stata. As probabilidades médias foram estimadas com os comandos especiais *mchange* e *mtable* criados para o Stata por Long e Freese e recentemente atualizados. Foi usado o comando *mlincom* para testar a significância estatística das diferenças encontradas entre os subgrupos (2014).

Estimativas dos Efeitos de Classe

Na Tabela 1 são apresentadas as estimativas para todos os moradores e o morador aleatoriamente sorteado que responde aos principais módulos do questionário. Na descrição e interpretação dos resultados costuma-se estimar um modelo inicial, não ajustado ou minimamente ajustado, cujas diferenças observadas refletem a situação das pessoas concretas que estão dentro dos grupos ou contextos. Optou-se pela estimativa de um modelo de base ajustado somente pela variável idade e informante. O maior contraste de classe constatado mostra que a probabilidade média de um especialista autônomo não ter saúde boa é de somente 7%, porém atinge 44% em alguém com emprego agrícola precário, ou seja, se multiplica por mais de seis vezes. No ordenamento da desvantagem com probabilidade de 34% seguem-se as categorias de autônomo precário e empregado doméstico que possuem pesos ponderáveis na estrutura social. Este quadro retrata o que se passa com as “pessoas concretas”. A estimativa do efeito mais “puro” dos empregos demanda a agregação de mais controles, para remover a influência de outros fatores.

Tabela 1. Probabilidades Médias de não ter Saúde Boa por Classe Social. Brasil, 2013.

Posições de Classe	Todos Moradores		Morador Sorteado	
	Inicial	Ajustado	Inicial	Ajustado
Topo social (agregado)	0,103	0,120	0,120	0,139
Capitalista	0,081	0,107	0,126	0,161
Especialista autônomo	0,070	0,089	0,079	0,102
Gerente	0,122	0,139	0,136	0,156
Empregado especialista	0,102	0,116	0,119	0,134
Pequeno empregador	0,163	0,179	0,208	0,228
Autônomo com ativos	0,189	0,211	0,201	0,226
Autônomo agrícola	0,291	0,269	0,308	0,287
Empregado qualificado	0,162	0,166	0,179	0,181
Supervisor	0,162	0,188	0,154	0,182
Trabalhador típico	0,216	0,225	0,238	0,249
Trabalhador elementar	0,297	0,282	0,337	0,321
Autônomo precário	0,340	0,307	0,361	0,325
Empregada doméstica	0,340	0,312	0,384	0,348
Agrícola precário	0,445	0,341	0,465	0,357
Trabalhador excedente	0,312	0,296	0,351	0,334

As estimativas de efeitos ajustados visam delimitar o impacto independente ou mais puro dos empregos no estado de saúde que se distribui desigualmente na população. O modelo foi ajustado ou controlado pelas variáveis de sexo, cor, idade, região, zona (rural ou

urbana), dimensão e centralidade urbana (capital ou não), além de idade e informante. A ideia é estimar o efeito mais intrínseco do emprego ou posição de classe. As categorias mais privilegiadas que formam o topo social, capitalista, especialista autônomo, empregado especialista e gerente, regra geral apresentam diferenças entre si que não são estatisticamente significativas, ao nível de 99%, excetuando a vantagem do especialista autônomo sobre o gerente. Criou-se uma categoria agregada do topo social composta de capitalista, especialista autônomo, empregado especialista e gerente, pois todos ostentam uma situação de saúde similar ou não diferenciada na sua significância estatística. Além disso, o expediente fornece uma comparação demograficamente mais representativa.

Os principais contrastes de classe se mantêm no modelo ajustado. A probabilidade média ajustada de um especialista autônomo não ter saúde boa é de somente 8,9%, porém atinge 34% em alguém com emprego agrícola precário, ou seja, quase se multiplica por mais de quatro vezes, mesmo quando se removem os efeitos de residência e ambiente (nordeste, zona rural). No autônomo precário e empregado doméstico fica em 31%, mostrando bastante força intrínseca, pois muda bem pouco após a introdução dos controles. Os dados para o morador sorteado confirmam o padrão encontrado. Em todos os grupos, exceto o supervisor, ele mostra um quadro pior de saúde em ambos os modelos.

Evolução da Desigualdade de Saúde

A adoção na PNS-2013 de uma classificação ocupacional bastante distinta da PNAD tradicional, usada atualmente na PNAD Contínua, inviabilizou a comparação temporal com os dados anteriores de 2003 e 2008 usando uma concepção e mensuração de classe social. A opção foi usar os indicadores mais convencionais de posição socioeconômica, níveis de educação e décimos de renda (não mostrados aqui) para analisar possíveis alterações na desigualdade de saúde. Considera-se a evolução temporal da probabilidade média de não ter saúde boa ajustada por controles. As comparações são feitas com os grupos que possuem o melhor estado de saúde apurando-se tanto diferenças relativas quanto absolutas. Visando manter a comparação entre os dois indicadores o indicador educacional é restrito aos que possuem renda do trabalho. Olha-se então para as pessoas que estão empregadas. Os resultados estão apresentados como proporções, mas estas na maioria das vezes são comentadas no texto como percentagens. No caso da diferença relativa deve-se atentar que, como 1,0 equivale à igualdade entre as razões, 2,611 significa que a saúde não boa desta categoria excede em 161,1% à categoria que forma o denominador da razão, ou seja, o superior completo.

Destaca-se em primeiro lugar uma piora geral, para todos os grupos, do quadro de saúde. A probabilidade de ter saúde não boa eleva-se de 0,273 para 0,34 entre aqueles sem

escolaridade e de 0,083 para 0,13 para quem tem curso superior completo. Aumentam as discrepâncias absolutas (subtração entre as probabilidades) de todos os grupos em relação ao superior completo o que reflete o patamar elevado em que estavam. Entretanto, as diferenças relativas (razão entre as probabilidades) diminuem, exceto no caso de superior incompleto, pois o quadro de saúde piora em maior grau para o superior completo (56%) do que para os demais grupos (por exemplo, 25% para o sem escolaridade). A evolução da desigualdade por nível de escolaridade, sem o condicionante de possuir renda do trabalho, mostra uma tendência geral similar (dados não mostrados aqui).

Tabela 2. Probabilidades Médias de não ter Saúde Boa por Níveis Educacionais e Diferença em Relação ao Superior Completo. Brasil, 2003-2013.

Medidas	Probabilidade			Dif. Relativa *			Dif. Absoluta*		
	2003	2008	2013	2003	2008	2013	2003	2008	2013
Escolaridade									
Sem escolaridade	0,273	0,296	0,340	3,289	3,083	2,611	0,190	0,200	0,210
Fund. Incompleto	0,246	0,274	0,324	2,963	2,854	2,492	0,163	0,178	0,194
Fund. Completo	0,195	0,219	0,289	2,349	2,281	2,223	0,112	0,123	0,159
Médio Incompleto	0,193	0,216	0,249	2,325	2,25	1,915	0,110	0,12	0,119
Médio Completo	0,143	0,159	0,207	1,722	1,656	1,592	0,060	0,063	0,077
Superior Incompleto	0,114	0,121	0,178	1,373	1,260	1,369	0,031	0,025	0,048
Superior Completo	0,083	0,096	0,130	—	—	—	—	—	—

Nota: * Diferença relativa (razão) e absoluta (subtração) entre superior completo e a categoria.

Este quadro decorre em particular da evolução negativa do estado de saúde de quem tem superior completo no Norte e Nordeste (Tabela 3). A probabilidade média de saúde não boa aumenta na década em 71,6% no Nordeste para quem tem superior completo, ao ir de 0,119 em 2003 para 0,182 em 2013. Em quem está abaixo de superior completo o aumento é de 38,1%. Ocorre na região Norte a segunda maior elevação, da ordem de 52,9%, quando a probabilidade sob de 0,119 para 0,182 no grupo superior completo, enquanto a elevação é de 25,5% abaixo deste nível de escolaridade. Fica claro que a escolaridade superior protege bem menos a saúde do seu detentor do que o fazia uma década antes. O processo ocorre no conjunto do país e em todas as regiões. No Nordeste a mudança no valor de saúde dela é mais dramática.

A evolução do quadro geral não é positiva, pois o estado de saúde piora para todos os grupos. A queda de desigualdade de saúde, no sentido relativo, deve-se mais ao fato daqueles que possuem vantagens socioeconômicas terem experimentado uma piora maior. Além disso, as diferenças absolutas aumentaram, pois uma taxa de deterioração menor se

aplicou a uma proporção original maior de estado negativo de saúde dos grupos socioeconomicamente em desvantagem.

Tabela 3. Variação Temporal da Probabilidade Média de não ter Saúde Boa por Região e Escolaridade Superior. Brasil, 2003-2013.

Nível	Superior Completo			Nível Abaixo		
	2003	2013	Var.	2003	2013	Var.
Região/Ano						
Norte	0,119	0,182	1,529	0,271	0,340	1,255
Nordeste	0,109	0,187	1,716	0,252	0,348	1,381
Sudeste	0,071	0,103	1,451	0,175	0,213	1,217
Sul	0,102	0,119	1,167	0,202	0,241	1,193
Centro-oeste	0,102	0,134	1,314	0,238	0,266	1,118
Brasil	0,088	0,134	1,523	0,209	0,263	1,258

Relações entre Classe e Saúde no Âmbito Espacial

A relação entre classe e saúde vai ser focalizada em territórios entendidos como regiões em que os objetos estão agrupados e são delimitadas certas fronteiras entre os agrupamentos espaciais formados. Território corresponde a uma determinada porção do espaço que é ocupada, organizada e usada por indivíduos e grupos através da delimitação de fronteiras. Os territórios podem coexistir e interagir com relações espaciais que se configuram sob a forma de redes (em que a distância é função das relações em vez da proximidade física) e de espaços fluídos (em que os lugares não são delineados por fronteiras ou ligados por relações estáveis) (Hess, 2004; Agnew, 1998). Os contextos espaciais e as configurações territoriais emergem das relações entre os sistemas de objetos (fixos) e os sistemas de ação (fluxos) que estão em interação contínua (Santos, 2006). Desigualdades de condições de vida associadas ao ambiente espacial em que as pessoas vivem e trabalham influenciam os resultados de saúde. As condições de vida externas qualificam-se como causas estruturais das vantagens ou desvantagens de saúde devido às suas conexões com as circunstâncias sociais e os mecanismos de classe social (Cockerham, 2007: 149-55). Esta linha de investigação expandiu-se particularmente em estudos comparativos cujas unidades de análise são comunidades locais e contextos de vizinhança, mas os trabalhos oferecem indicações úteis para a abordagem de condicionamentos espaciais em áreas mais abrangentes. Um grande estudo comparativo de saúde entre os Estados Unidos e a Inglaterra, por exemplo, enfatizou o papel dos ambientes sociais e

materiais em que as pessoas vivem e trabalham na interpretação das discrepâncias entre estes dois países (Banks et alli, 2006).

Um ponto de partida da análise espacial é o fato básico de que os integrantes das categorias de classe não estão distribuídos aleatoriamente no espaço. As pessoas são afetadas pelos locais em que residem para os quais foram diferenciadamente selecionadas. O contexto territorial gera implicações de saúde devido à composição no local de fatores influentes, às estruturas de oportunidades associadas ao ambiente físico e social e às características socioculturais e históricas dos lugares (Carpiano, Link e Phelan, 2008: 251-3). Entende-se por estruturas de oportunidades as características socialmente construídas e padronizadas do ambiente físico e social que promovem ou comprometem direta ou indiretamente a saúde das pessoas ao afetarem as possibilidades de se viver uma vida saudável (Ellaway e Macintyre, 2010: 400). Fatores socioeconômicos estreitamente vinculados à infraestrutura física e social das comunidades afetam a saúde como algo que vai além da composição de características individuais encontradas nas regiões. Um modelo de exposição e recursos aplicado ao nível de área contribui para caracterizar os fatores dentro das comunidades que podem estar associados à saúde pobre (Link e Kaplan, 2000: 29). No âmbito de áreas podem-se revelar aspectos das condições de vida que não são capturados pelos indicadores individuais ou domiciliares. Análises contextuais espaciais oferecem esclarecimentos do modo como classe, em múltiplos níveis, contribui para moldar os padrões populacionais de saúde, doença e bem-estar (Krieger, Williams e Moss, 1997: 357). Impactam na distribuição da saúde as relações entre o contexto socioeconômico comunitário, o ambiente físico, social e de disponibilidade de serviços compartilhado pelos residentes e as características, condições e experiências dos indivíduos inseridos nesses espaços (Robert, 1999).

Na morfologia territorial brasileira cada Estado foi diferenciado em capital e interior. Contemplam-se a centralidade da capital nos sistemas de objetos e fluxos, o desenvolvimento da infraestrutura urbana e as discrepâncias nas estruturas de oportunidade cujos possíveis impactos podem se refletir na distribuição assimétrica do estado saúde. Estimaram-se as probabilidades médias de saúde não boa para empregos no topo social (capitalista, especialista e gerente) e fora do topo. Além da relevância do recorte em termos de classe, esta diferenciação binária permite explorar melhor a desagregação geográfica, retendo maior número de casos de modo a favorecer a significância estatística das estimativas. Apresentam-se as diferenças absolutas (por subtração) e relativas (por razão) na distribuição do estado de saúde entre posições fora do topo e no topo. As diferenças relativas estão apresentadas literalmente como uma razão. Diminuídas de um e multiplicadas

por 100 obtém-se naturalmente o acréscimo percentual do não topo em relação ao topo. A diferença absoluta é influenciada pela prevalência do resultado na população considerada. A diferença relativa não sofre esta influência e mostra-se mais comparável (Shaw et al., 2007). A escala espacial é um fator importante quando se considera a relação entre lugar e desvantagem. A relação é mais forte numa escala espacial menor (Lee, 2016). A escala espacial utilizada, de maior grau de agregação (capital e interior no Estado), embora possa atenuar parte da relação entre lugar e estado de saúde, apresentando então estimativas mais conservadoras, não compromete a geração de padrões sociais relevantes.

Tabela 4. Probabilidade Média de Saúde não Boa no Topo Social vs. Não topo, por UFs Seleccionadas, Capital e Interior. Brasil, 2013.

UF Seleccionada	Topo	Não Topo	Dif. Abs.	Dif. Rel.
Amazonas Capital	0,142	0,280	0,138	1,971
Amazonas Interior	0,148**	0,291**	0,143	1,966
Pará Capital	0,137	0,272	0,135	1,985
Pará Interior	0,209	0,381	0,172	1,822
Bahia Capital	0,127	0,256	0,129	2,015
Bahia Interior	0,189	0,352	0,163	1,862
Maranhão Capital	0,157	0,305	0,148	1,942
Maranhão Interior	0,257	0,445	0,188	1,731
Piauí Capital	0,102	0,212	0,110	2,078
Piauí Interior	0,235	0,416	0,181	1,770
Minas Gerais Capital	0,057	0,128	0,071	2,245
Minas Gerais Interior	0,093	0,197	0,104	2,118
São Paulo Capital	0,099	0,207	0,108	2,090
São Paulo Interior	0,086*	0,183*	0,097	2,127
Rio Grande do Sul Capital	0,080	0,171	0,091	2,137
Rio Grande do Sul Interior	0,109**	0,224**	0,115	2,055
Paraná Capital	0,085	0,181	0,096	2,129
Paraná Interior	0,117	0,238	0,121	2,034
Mato Grosso Capital	0,062	0,137	0,075	2,209
Mato Grosso Interior	0,137	0,273	0,136	1,992

Nota: * Diferença capital/interior estatisticamente não significativa.

**Diferença capital/interior com intervalo de confiança elevado.

Em todos os lugares considerados o topo social está em melhor situação e o não topo em pior. Regra geral as discrepâncias relativas são maiores nas regiões mais desenvolvidas e nas capitais de todos os Estados. Nas regiões mais desenvolvidas em quase todas as áreas delimitadas, seja na capital ou no interior, a saúde não boa associada a um emprego fora do topo excede em mais de 100% à que existe no topo social. Nas capitais a saúde não boa em quem está fora do topo regra geral se aproxima de duas vezes ou excede em 100% à que existe no topo social. As discrepâncias relativas de saúde entre topo e não topo são maiores em Belo Horizonte, Campo Grande e Rio de Janeiro. As discrepâncias relativas são menores em Maranhão Interior, Piauí Interior e Alagoas Capital, devido basicamente à situação pior do topo social num quadro médio geral bem mais negativo. A localização espacial mais vantajosa implica em menores diferenças absolutas e maiores diferenças relativas. Note-se que a Tabela 4, por questão de espaço, mostra aqui somente UFs selecionadas.

Um modo alternativo de apresentar as discrepâncias seria contrastar a conjugação de fatores espaciais e de classe social. Entre os empregos no topo o quadro menos desfavorável encontra-se em Belo Horizonte (5,7%), Campo Grande (6,2%) e Vitória (7,5%). Fora do topo o quadro mais desfavorável está em Maranhão Interior (44,5%), Piauí Interior (41,6%) e Pará Interior (38,1%). A probabilidade de alguém com um emprego fora do topo no interior do Maranhão não ter a saúde boa excede em 680% a que existe para quem tem um emprego no topo em Belo Horizonte. Mesmo o grupo com emprego privilegiado no interior do Maranhão estaria em pior situação de saúde do que todos aqueles que estão fora do topo e residem no interior dos Estados das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Localização espacial e classe social se combinam para acentuar dramaticamente as discrepâncias de saúde.

A desvantagem social é altamente desigual através do espaço. Discute-se na literatura em que medida a concentração espacial da desvantagem é um fator causal na sua perpetuação ou mais um reflexo dos padrões existentes. Indicadores médios indiferenciados podem esconder ou não revelar uma parte da desvantagem. O lugar onde se vive pode importar mais para certos grupos do que para outros (Lee, 2016). As estimativas combinadas de espaço e classe social contribuem para abordar facetas da relação entre lugar e desvantagem de saúde. As discrepâncias espaciais absolutas, entre interior e capital, naturalmente são maiores nos empregos fora do topo devido à maior incidência de situação negativa entre eles. Entretanto, as divisões espaciais entre interior e capital parecem diferenciar internamente mais o topo social, na distribuição relativa do estado de saúde, do que os empregos fora do topo. Em Minas Gerais o excedente de estado negativo de saúde,

em termos relativos, no interior versus a capital, é maior quando se focaliza o topo (63,2%) do que fora do topo (53,9%). No Paraná é de 37,6% (topo) versus 31,5% (fora do topo). Na Bahia de 48,8% versus 37,5%. No Pará de 52,6% versus 40,1%. No Mato Grosso de 121% versus 99,3%. De modo semelhante isto se dá em outros Estados. O lugar em que se vive importa mais, ou gera mais variação no estado de saúde, nos empregos no topo. Esta divisão espacial gera menos assimetria ou heterogeneidade de saúde nos empregos menos privilegiados.

Tabela 5. Probabilidade Média de Saúde não Boa de Estratos Sociais por Região e Capital/Interior. Brasil, 2013.

Região	Todos	Nenhum	Dif. Rel.	Topo	Ntopo	D. Rel.	Sup.	NSup.	Dif. Rel.
Norte Capital	0,092	0,291	3,163	0,138	0,272	1,971	0,145	0,282	1,945
Nordeste Capital	0,084	0,273	3,250	0,111	0,255	2,297	0,133	0,264	1,985
Sudeste Capital	0,059	0,207	3,508	0,077	0,189	2,456	0,095	0,197	2,073
Sul Capital	0,056	0,196	3,500	0,084	0,178	2,119	0,089	0,187	2,101
C.-Oeste Capital	0,069	0,234	3,391	0,101	0,209	2,069	0,108	0,221	2,046
Norte Interior	0,127	0,368	2,898	0,191	0,353	1,848	0,198	0,363	1,833
Nordeste Interior	0,127	0,369	2,906	0,192	0,354	1,843	0,199	0,364	1,829
Sudeste Interior	0,060	0,209	3,483	0,081	0,198	2,444	0,099	0,204	2,060
Sul Interior	0,073	0,245	3,356	0,116	0,236	2,034	0,120	0,241	2,008
C.-Oeste Interior	0,085	0,275	3,235	0,133	0,263	1,977	0,137	0,269	1,964

A Tabela 5 conjuga três critérios de estrato privilegiado no âmbito das grandes regiões brasileiras diferenciadas entre capital e interior. São usadas as condições de topo privilegiado de classe, curso superior completo e 10% mais rico para contrastar os que combinam cumulativamente todos os critérios e nenhum deles. Cria-se um divisor mais concentrado entre polo privilegiado e o restante da estrutura social. Além disso, são apresentados os efeitos específicos de emprego privilegiado e curso superior completo por expressarem fundamentos distintos de se sustentar vantagens de saúde. Em termos espaciais diferenciam-se nas regiões as áreas mais desenvolvidas definidas pelas respectivas capitais e os demais municípios que tendem a ter menos benefícios em termos econômicos, de infraestrutura e ações do Estado. Em todos os critérios combinados ou tomados separadamente estão em melhor situação de saúde os moradores privilegiados do Sudeste (capital e interior) e Sul capital. Nestas três áreas o emprego destaca mais do que a escolaridade a vantagem de saúde. Em pior situação de saúde estão os moradores não

privilegiados do Norte e Nordeste que manifestam uma convergência negativa em todos os critérios. Em todos os contextos a ausência de escolaridade superior destaca mais a desvantagem de saúde. No que diz respeito à desigualdade, percebe-se que quando o topo está em melhor situação, maiores são as diferenças relativas face aos demais. Neste sentido, as capitais do Sudeste e Sul ostentam mais desigualdade relativa, sendo acompanhadas de perto pelo interior do Sudeste. Nos três critérios encontra-se no interior do Norte e Nordeste o menor patamar de desigualdade relativa de saúde, associado por sua vez a menores vantagens de saúde do topo.

Divisões de Gênero e Saúde

Existe uma conexão relevante entre desigualdade de gênero e distribuição assimétrica da saúde física e mental. Embora a mulher tenha uma média de expectativa de vida maior, ela necessariamente não usufrui uma vida mais saudável. Esta disparidade de gênero aparece de modo claro quando são focalizadas as dimensões qualitativas do bem-estar e não apenas a expectativa de vida (Doyal, 2000: 934). No que diz respeito aos padrões de morbidade, as mulheres sofreriam de desvantagem e experimentariam uma condição pior que o homem em uma diversidade de problemas, como autoavaliação da saúde, doenças crônicas não fatais e deficiência funcional (Read e Gorman, 2006; 2010). Gênero existe como uma distinção de status assentada em crenças culturais compartilhadas que associam maior valor social e competência a pessoas de uma categoria ou grupo em vez de outra. Gênero é um modelo primário, geral, ubíquo, usado para organizar as relações sociais. Embora as crenças de status sejam o elemento distintivo da desigualdade de gênero, o reforço e o impacto dessas crenças dependem das desigualdades posicionais entre homens e mulheres em termos de recursos e poder. As práticas sociais que constituem homens e mulheres como diferentes e desiguais envolvem e dependem de processos que se dão em vários níveis da vida social (Ridgeway, 2012).

Na literatura de sociologia da saúde e de epidemiologia social, no entanto, não existe uma ampla concordância sobre a desigualdade de saúde entre homem e mulher. Quando se comparam homens e mulheres que estão em situações sociais e econômicas similares, as diferenças de gênero em doença tornam-se bem menores ou mesmo desaparecem. Representa uma tarefa teórica e metodológica desafiadora passar da análise das diferenças de gênero em saúde para as diferenças de gênero em desigualdade de saúde. Os problemas envolvidos nas diferentes definições ou dimensões da desigualdade — relações de emprego, status social e padrões materiais de vida — devem ser atentamente considerados na avaliação das discrepâncias de gênero em saúde. Enquanto no caso do homem um indicador único de posição social, como a classe ocupacional, capta de modo razoavelmente

bem como a pessoa se situa nessas três dimensões, o mesmo parece não se aplicar à mulher, ao menos nas sociedades em que muitas mulheres ainda possuem uma menor inserção nas relações de emprego (Bartley, 2004: 136-147). Ao nível internacional são poucos os estudos que investigam se as desigualdades de gênero são similares ou variáveis em diferentes grupos socioeconômicos. Existe ainda uma carência de investigações que modelam diretamente como gênero e posição social influenciam conjuntamente a distribuição da saúde (Annandale, 2010: 103-4).

As mudanças socioeconômicas e as diferentes respostas dadas a esses processos por homens e mulheres em relação aos fatores relacionados à saúde têm levado à emergência de complexos padrões de convergência e divergência na desigualdade de gênero em países específicos e em partes do mundo. Nos países ocidentais desenvolvidos vêm sendo constatado que a incidência e a mortalidade das principais doenças têm melhorado a um ritmo mais rápido para o homem levantando sinais de uma aproximação e um eventual processo de convergência de gênero em expectativa de vida e longevidade (Annandale, 2010: 106 e 108). Todos estes elementos revelam que a relação entre fatores socioeconômicos e a desigualdade de gênero de saúde adquire uma importância especial na agenda do campo de estudo e intervenção ao nível dos determinantes sociais da saúde. Além de mostrar as insuficiências do modelo biomédico, em uma das suas manifestações mais incisivas, que enfatizavam unilateralmente as “proteções naturais” de que se beneficiariam as mulheres, desconhecendo o impacto na saúde das mudanças na inserção de gênero na vida social, tudo indica que estão se dando no âmbito da interseção destes dois fatores alterações inéditas na distribuição da saúde entre grupos da população. Levando em conta o limitado registro observacional e entendimento da manifestação no Brasil dessas dinâmicas e tendências, trata-se então de um problema de especial importância na agenda de investigação dos determinantes sociais da saúde.

A probabilidade média da mulher não ter saúde boa é de 27,1% contra 22% do homem na PSN 2013. A mulher é desfavorecida por uma discrepância absoluta de 5,1% (por adição) e relativa de 23,2% (por razão). Trata-se de uma elevação do que existia em 2003 (absoluta de 4% e relativa de 22%) (Tabela 6). A elevação geral do estado negativo de saúde de todos os grupos parece ter afetado um pouco mais a mulher. No período de dez anos a saúde não boa elevou-se em 22,1% para a mulher e em 20,9% para o homem. A desigualdade de gênero persiste em todos os anos mesmo quando são controladas as diferenças de níveis de educação e décimos de renda. Entretanto, nos últimos dez anos, de 2003 a 2013, os dois fatores vêm atuando de forma bastante distinta. Renda aparece desempenhar o papel de variável mediadora, representando um elo intermediário transmissor do efeito, pois o seu

controle faz com que a disparidade caia. Em 2013 com este controle ela regride para 2,0% em termos absolutos e 8,6% em termos relativos. Educação ao contrário atua como variável supressora. Educação impacta positivamente na saúde e as mulheres possuem vantagens na distribuição de algo que é bom para a saúde. Como este fator suprime uma parte da discrepância de gênero ocorre então que ela simplesmente aumenta quando ele é controlado estatisticamente. Com este controle em 2013 ela aumenta para 7,0% em termos absolutos e 32,9% em termos relativos. Por fim, quando são agregados ao modelo estimado os controles adicionais de ambos os fatores em 2013 a defasagem absoluta mantém-se em 4,2% e a relativa em 18,8% (Tabela 6). As diferenças pequenas entre as estimativas antes e depois destes controles parecem indicar que a maior parte da discrepância de gênero não está relacionada a fatores socioeconômicos. A distribuição e o efeito favoráveis da educação, ao serem controlados, criam a impressão de que está em jogo essencialmente um efeito direto de gênero. Na verdade, renda e educação estão agindo com força ponderável, como mostram as alterações que cada um produz no efeito original, porém o fazem em direções ou sentidos claramente opostos, o que afeta o efeito manifesto de cada um. Além disso, o fato da discrepância original cair com o controle de ambos os fatores mostra que o papel mediador da renda suplanta o papel supressor da educação. Este processo se manifesta nos três anos analisados revelando um padrão consistente e temporalmente persistente.

Tabela 6. Probabilidade Média de Saúde não Boa por Gênero. Brasil, 2003-2013.

Modelos	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	Dif. Rel.
Em 2013	0,220	0,271	0,051	1,232
+ Renda	0,233	0,253	0,020	1,086
+ Educação	0,213	0,283	0,070	1,329
+ Ambos	0,224	0,266	0,042	1,188
Em 2008	0,190	0,230	0,040	1,211
+ Renda	0,203	0,212	0,009	1,044
+ Educação	0,185	0,242	0,057	1,308
+ Ambos	0,195	0,223	0,029	1,144
Em 2003	0,182	0,222	0,040	1,220
+ Renda	0,193	0,206	0,013	1,067
+ Educação	0,178	0,232	0,054	1,303
+ Ambos	0,185	0,218	0,032	1,178

Variações Contextuais na Desigualdade de Gênero de Saúde

As discrepâncias de gênero de saúde estão presentes em todos os grupos, porém são afetadas pelos contextos de classe social (Tabela 7). A discrepância feminina em relação ao homem em termos absolutos é de 3,3% em emprego no topo social contra 5,5% fora do topo de classe; em termos relativos, no entanto, fica em 29,7% versus 24,6%. Em ambas as categorias a probabilidade cresce no topo social com o controle da educação. A maior escolaridade importa, senão a saúde seria pior em particular para a mulher. A discrepância

de gênero chegaria ao máximo sem o efeito benéfico da maior escolaridade da mulher. O controle da renda aumenta a saúde não boa no topo social. A vantagem de renda importa, pois na sua ausência a saúde seria pior em particular para o homem. A desigualdade relativa se reduziria ao seu menor patamar sem as discrepâncias de renda. Nos empregos fora do topo o impacto em particular da educação é bem menor. Entretanto, como os efeitos se invertem nas categorias, a discrepância relativa aumenta com a educação e cai com a renda, ou seja, um fator suprime (seria maior sem ele) e outro fator aumenta (seria menor sem ele). Por fim, as variações na desigualdade relativa entre os empregos no topo social e fora do topo praticamente desaparecem com os controles simultâneos de educação e renda.

Tabela 7. Probabilidade Média de Saúde não Boa por Gênero e Classe. Brasil, 2013.

Categorias	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	Dif. Rel.
<u>Topo Social</u>	<u>0,111</u>	<u>0,144</u>	<u>0,033</u>	<u>1,297</u>
+ Educação	0,157	0,214	0,057	1,363
+ Renda	0,165	0,184	0,019	1,155
+ Educação & Renda	0,185	0,223	0,038	1,205
<u>Não Topo</u>	<u>0,223</u>	<u>0,278</u>	<u>0,055</u>	<u>1,246</u>
+ Educação	0,210	0,279	0,069	1,328
+ Renda	0,229	0,252	0,023	1,100
+ Educação & Renda	0,218	0,261	0,043	1,197
Capitalista	0,097	0,121	0,024	1,247
Especialista autônomo	0,080	0,101	0,021	1,263
Empregado especialista	0,105	0,130	0,025	1,238
Gerente	0,126	0,156	0,030	1,238
Pequeno empregador	0,164	0,200	0,036	1,220
Autônomo com ativos	0,193	0,233	0,040	1,207
Autônomo agrícola	0,248	0,295	0,047	1,190
Qualificado	0,151	0,185	0,034	1,225
Supervisor	0,172	0,209	0,037	1,215
Trabalhador típico	0,206	0,248	0,042	1,204
Trabalhador elementar	0,260	0,309	0,049	1,188
Autônomo precário	0,285	0,336	0,051	1,179
Empregado doméstico	0,290	0,341	0,051	1,176
Trabalhador excedente	0,274	0,324	0,050	1,182
Agrícola precário	0,318	0,371	0,053	1,167

As discrepâncias relativas variam de 23,8% a 26,3% nas categorias privilegiadas e o patamar mais alto é registrado no especialista autônomo. Na base destituída de recursos valiosos elas se acomodam entre 16,7% a 18,8% e o ponto mais baixo fica com a categoria de agrícola precário. As discrepâncias estão em todas as categorias, nunca são inferiores a 16% e têm uma oscilação máxima de 10% entre as duas categorias mais distantes. As dimensões de capital, conhecimento perito e autoridade não geram variações marcantes

entre si nas discrepâncias de gênero tanto no sentido absoluto quanto relativo entre os estratos privilegiados.

As discrepâncias são maiores em termos relativos nos estratos privilegiados e menores em termos absolutos nos estratos desfavorecidos quando ambos os grupos são comparados. A diferença absoluta depende do quão comum é o resultado de interesse no subgrupo da população em questão. Regra geral serve como um indicador de importância para a saúde pública devido à intensidade da ocorrência. A diferença relativa não depende da prevalência do resultado na população, mostra-se mais estável ou comparável entre subgrupos, sendo então considerada como um melhor indicador de efeitos causais (Shaw et al., 2007). Os estratos em desvantagem possuem maior desigualdade absoluta de gênero em parte devido ao fato do estado negativo de saúde ser mais comum entre eles. A diferença relativa mais elevada nos estratos privilegiados parece indicar que os empregos não são equivalentes ou não dão as mesmas vantagens para homens e mulheres, de modo que estas diferenças repercutem na saúde, pois as disparidades entre o topo e o resto da estrutura social quase desaparecem com os controles simultâneos de renda e educação. Entretanto, mesmo quando são removidas estas diferenciações internas, a hierarquia de gênero continua a se afirmar nos dois agregados de empregos, pois em ambos os polos fica uma diferença de gênero de 20% favorável ao homem. A condição de status social generalizado faz com que múltiplos fatores se abriguem na categoria e deem força ubíqua à hierarquia de gênero.

As divisões de classe social, espaciais e de gênero produzem efeitos relevantes na distribuição assimétrica da saúde. A desigualdade relativa de saúde cai no período, porém num quadro de piora diferenciada do estado de saúde de todos os grupos, ou seja, maior no estrato privilegiado, em particular no Norte e Nordeste. A desigualdade absoluta é maior nas áreas menos desenvolvidas e a relativa prepondera nas mais desenvolvidas. A situação melhor do topo social se associa a uma maior desigualdade relativa. A divisão entre capital e interior agrega uma desigualdade adicional. Ela opera com peso nos dois âmbitos de classe, porém gera mais heterogeneidade de saúde no topo privilegiado. A desigualdade de saúde de gênero mantém-se ou mesmo aumenta um pouco no período. Na sua constituição renda joga papel mediador e educação papel supressor, sendo que o primeiro efeito suplanta o segundo. A desigualdade está presente em todas as categorias, porém a desigualdade relativa é maior nos estratos privilegiados, em que a heterogeneidade interna pode estar favorecendo o efeito da hierarquia de gênero. Gênero gera desvantagens em todos os grupos mesmo em circunstâncias aproximadas de emprego, renda e educação.

Referências Bibliográficas

- AGNEW, John (1998), "Territoriality" e "Territory", in R. J. Johnston, Derek Gregory e David Smith. *The Dictionary of Human Geography*. Third Edition. Oxford, Blackwell.
- ANNANDALE, Ellen. (2010), Health Status and Gender, in William C. Cockerham (ed.), *The New Blackwell Companion to Medical Sociology*. Oxford, Wiley-Blackwell.
- BANKS, James et alli. (2006), Disease and Disadvantage in the United States and in England. *JAMA: The Journal of the American Medical Association*, 295: 2037-45.
- BARTLEY, Mel. (2004), *Health Inequality: an introduction to theories, concepts and methods*. Cambridge, Polity.
- BEST, Henning; WOLF, Christof. (2015), Logistic regression, in Henning Best e Christof Wolf (ed.). *The SAGE Handbook of Regression Analysis and Causal Inference*. Los Angeles, Sage.
- BORRELL, Carme et alii. (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.
- CARPIANO, Richard M., LINK, Bruce L. e 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?* New York: Russel Sage.
- COCKERHAM, William C. (2007), *Social Causes of Health and Disease*. Cambridge, Polity.
- DOYAL, Lesley. (2000), Gender equity in health: debates and dilemmas. *Social Science & Medicine*. 51: 931-939.
- ELLAWAY, Anne e Macintyre, Sally. (2010), Neighborhoods and Health, in Tim Brown et alli. *A Companion to Health and Medical Geography*. Oxford, Wiley-Blackwell.
- ELO, Irma T. (2009), Class Differentials in Health and Mortality: patterns and Explanations in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, Vol. 35: 553-72.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2010), Comprehending the Class Structure Specificity in Brazil. *South African Review of Sociology*, Vol. 41, n.3, p. 24-44.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2011a), Classe Social e Desigualdade de Saúde no Brasil. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, Vol. 26, n.75.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2011b), Desigualdade racial de saúde e contexto de classe no Brasil. *Dados – Revista de Ciências Sociais*, Vol. 54, n. 1.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2011c), Class Divisions and Health Chances in Brasil. *International Journal of Health Services*. Vol. 41, n. 4: 691-709.
- FIGUEIREDO SANTOS, José Alcides. (2014), Esquema de Classe para Abordar a Desigualdade de Saúde no Brasil. In: ROSENBERG, Félix. (org.), *Classes Sociais, Território e Saúde: questões metodológicas e políticas*. Cadernos do Itaboraí. No. 1, Vol. 1. Rio de Janeiro, Editora Fiocruz. Disponível em: <http://www.forumitaborai.fiocruz.br/node/896>
- GALOBARDES, Bruna et alii. (2006), Indicators of Socioeconomic Position, in J. Michael Oakes e Jay S. Kaufman. *Methods in Social Epidemiology*. San Francisco: Jossey-Bass.
- HOUSE, James et alii. (1994), The Social Stratification of Aging and Health. *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 35 (September): 213-234
- HOUSE, James et alii. (2005), Continuity and Change in the Social Stratification of Aging and Health Over the Life Course. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, Vol. 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 and S. Leonard Syme (Editors). *Promoting Health: Intervention Strategies from Social and Behavioral Research*. Washington, National Academy Press.
- JYLHA, Marja. (2009), What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Social Science & Medicine*, Vol. 69: 307-316
- JYLHA, Marja. (2011), Self-Rated Health and Subjective Survival Probabilities as Predictors of Mortality. In: R.G. Rogers, E.M. Crimmins (eds.), *International Handbook of Adult Mortality*. Springer, New York.
- KRIEGER, K., WILLIAMS, D. R. e MOSS, N. E. (1997), Measuring Social Class in US Public Health Research: concepts, methodologies, and guidelines. *Annual Review of Public Health*, Vol. 18: 341-78.

- LAHELMA, Eero. (2010), Health and Social Stratification, in William Cockerham (ed.). *The Blackwell Companion to Medical Sociology*. Oxford, Wiley-Blackwell, pp. 71-96.
- LEE, Neil. *Social Disadvantage and Place*. (2016), in Hartley Dean e Lucinda Platt (ed.), *Social Advantage and Disadvantage*. Oxford, Oxford University Press.
- LINK, G. Bruce e PHELAN, Jo. (1995), Social Conditions as Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior*. (Extra Issue): 80-94.
- LINK, G. Bruce e PHELAN, Jo. (2005), Fundamental Sources of Health Inequalities, in *Policy Challenges in Modern Health Care*, D. Mechanic, L. B. Rogut, D. C. Colby, and J. R. Knickman (editors). New Brunswick: Rutgers University Press.
- LINK, G. Bruce e PHELAN, Jo. (2010), Social Conditions as Fundamental Causes of Health Inequalities, in Chloe E. Bird et alii. *Handbook of Medical Sociology*. Sixth Edition. Nashville, Vanderbilt University Press.
- LONG, Scott; FREESE, Jeremy. (2014), *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. 3 ed. College Station: Stata Press.
- LUTFEY, Karen e FREESE, Jeremy. (2005), Toward Some Fundamentals of Fundamental Causality. *American Journal of Sociology*, v. 110, n. 5.
- LUTFEY, Karen e FREESE, Jeremy. (2011), Fundamental Causality: Challenges of an Animating Concept for Medical Sociology, in Bernice A. Pescosolido et alii. *Handbook of the Sociology of Health, Illness, and Healing*. New York, Springer.
- MACINTYRE, Sally e ELLAWAY, Anne. (2000), Ecological Approaches: rediscovering the role of the physical and social environment, in Lisa F. Berkman e Ichiro Kawachi. *Social Epidemiology*. Oxford, Oxford University Press.
- MANOR, Orly, MATEHEWS, Sharon e POWER, Chris. (2000), Dichotomous or Categorical Response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *International Journal of Epidemiology*, 29: 419-28.
- MARMOT, Michael, Kogevinas M. e Elston, M. A. (1987), Social/economic status and disease. *Annual Review of Public Health*. Vol. 8: 111-35.
- MARMOT, Michael, BOBAK, Martin e SMITH, George Davey. (1995), Explanations for Social Inequalities in Health, in Benjamin C. Emick et alii. *Society and Health*, Oxford, Oxford University Press.
- MOOD, Carina. (2010), Logistic regression: why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, v. 26, n. 1, p. 67-82.
- MUNTANDER, Carles et alii. (2003), The Associations of Social Class and Social Stratification with Patterns of General and Mental Health in a Spanish Population. *International Journal of Epidemiology*, vol. 32, n. 6: 950-58.
- PHELAN, Jo e LINK, G. Bruce. (2013), *Fundamental Cause Theory*. COCKERHAM, William C., *Medical Sociology on the Move: New Directions in Theory*. Springer, New York.
- READ, Jen´nan Ghazal e Bridget K. Gorman. (2006), Gender inequalities in US adult health: the interplay of race and ethnicity. *Social Science & Medicine*. 62: 1045-1065.
- READ, Jen´nan Ghazal e Bridget K. Gorman. (2010), Gender and Health Inequality. *Annual Review of Sociology*, Vol. 36: 371-86.
- RIDGEWAY, Cecilia. (2012), *Framed by Gender*. Oxford, Oxford University Press.
- ROBERT, Stephanie A. (1999). Socioeconomic position and health: The independent contribution of community context. *Annual Review of Sociology*, Vol. 25: 489-516.
- SANTOS, Milton. (2006), *A Natureza do Espaço: Técnica e Tempo, Razão e Emoção*. 4. ed. São Paulo, EDUSP.
- SHAW, Mary et alii. (2007), *The Handbook of Inequality and Socioeconomic Position: concepts and measures*. The Policy Press, Bristol.
- WILLIAMS, David R. e COLLINS, Chiquita (1995), US Socioeconomic and Racial Differences in Health: patterns and explanations. *Annual Review of Sociology*, 21: 349-86.