

## **DIVISÕES DE GÊNERO, POSIÇÃO SOCIOECONÔMICA E DESIGUALDADE DE SAÚDE NO BRASIL**

José Alcides Figueiredo Santos<sup>1</sup>

### **RESUMO**

O artigo analisa a associação entre gênero e saúde, estima a desigualdade de gênero de saúde de 2003 a 2013, caracteriza o papel dos fatores socioeconômicos nesta desigualdade e investiga as variações da desigualdade de gênero a depender da posição socioeconômica. Estimam-se as probabilidades preditas e as diferenças absolutas e proporcionais de gênero na probabilidade de ter uma autoavaliação não boa do estado de saúde. São utilizados os suplementos de saúde da PNAD-2003, da PNAD-2008 e os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013. Os fatores socioeconômicos revelam diferentes facetas e mostram potenciais distintos de demarcação das discrepâncias de gênero de saúde. O bloco classe-renda e a educação vêm atuando de forma bastante diferenciada na desigualdade de gênero de saúde. Classe e renda agem como fatores mediadores e educação como variável supressora. O efeito mediador de renda suplanta o efeito supressor da educação. Avalia-se em 2013 o papel mediador de relevantes fatores de risco e doenças crônicas na desigualdade resultante. As divisões de gênero geram desvantagens de saúde especialmente entre os grupos que estão situados em circunstâncias não vantajosas de emprego e renda.

### **PALAVRAS-CHAVE**

Gênero, fatores socioeconômicos, desigualdade de saúde

---

<sup>1</sup> Professor Titular da Universidade Federal de Juiz de Fora

O presente artigo analisa a associação entre gênero e saúde, estima a desigualdade de gênero de saúde de 2003 a 2013, caracteriza o papel dos fatores socioeconômicos nesta desigualdade e investiga as variações da desigualdade de gênero a depender da posição socioeconômica. 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, p. 934). No que diz respeito aos padrões de morbidade, as mulheres sofreriam de desvantagem e experimentaríamos uma condição pior que o homem em uma diversidade de problemas, como autoavaliação da saúde, doenças crônicas não fatais e deficiência funcional (READ; GORMAN, 2006, p. 1046; 2010, p. 373). Neste estudo a categorização de gênero é entendida 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, 2011).

Na literatura de sociologia da saúde e de epidemiologia social 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, p. 136-147). Estudo realizado no Brasil constatou que a instrução incompleta e a privação material foram os fatores que mais contribuíram para a pior percepção da saúde das mulheres; entre os homens, além da privação material, destacaram-se os indicadores relacionados ao trabalho (SZWARCOWALD et al., 2005). 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, p. 103-4; ANNANDALE, 2014, p. 128). Existe um grande corpo de literatura epidemiológica e sociológica sobre a influência independente da posição socioeconômica, raça e gênero em termos de desigualdades de saúde. Entretanto, permanece menos claro o grau e o modo como estas divisões sociais interagem ou se combinam para estratificar a saúde da população adulta (READ; GORMAN, 2006, p. 1046). Existe uma visível variação entre países nas diferenças de gênero em autoavaliação da saúde que têm se mostrado difícil de explicar (DAHLIN;

HÄRKÖNEN, 2013). 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, p. 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. Trabalho do início dos anos 90 já tinha chamado a atenção para a necessidade de se avaliar o impacto na saúde das transformações profundas no padrão reprodutivo e na inserção social da mulher brasileira (AQUINO, 1992). Entretanto, balanço de meados de 2000 registra uma produção ainda escassa sobre relação entre gênero e trabalho (AQUINO, 2006, p. 7). Constata-se um aumento progressivo no número de publicações que faz menção ao termo gênero e saúde no período de 1991 a 2008. O tema “trabalho” está mencionado em 12,4% das publicações e predomina nelas o uso de gênero como pressuposto teórico. Não é feita, no entanto, uma análise de conteúdo desta produção (VILLELA; MONTEIRO; VARGAS, 2009). As novas dinâmicas nas relações entre gênero e fatores socioeconômicos destacam a importância desta modalidade de estudo na agenda de pesquisa dos determinantes sociais da saúde.

Proposições orientadoras do estudo. Planeja-se testar a proposição de que as diferenças de inserções socioeconômicas entre as categorias de gênero explicam uma

parte importante das disparidades observadas em saúde associadas ao gênero, mas que persiste, ainda assim, um ponderável efeito direto de gênero, não mediado por fatores socioeconômicos. Por fim, o estudo propõe-se a testar a proposição de que os efeitos socioeconômicos e de gênero, na produção de disparidades em saúde, não são meramente aditivos, de modo que o efeito de gênero pode variar conforme o contexto socioeconômico. Supõe-se então que as discrepâncias de saúde entre estas divisões sociais possam ser intensificadas, atenuadas ou mesmo anuladas em determinados contextos diferenciados dados pela outra modalidade de categorização.

#### Métodos

O estudo usou os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003 e 2008 e da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013. A PNAD adota um plano amostral estratificado, conglomerado com dois ou três estágios de seleção dependendo do estrato. A PNS segue o desenho amostral de conglomerados da Amostra Mestra das Pesquisas Domiciliares do IBGE. Utilizaram-se em 2013 os dados relativos a todos os moradores do domicílio, parte da PNS que dá continuidade ao Suplemento Saúde da PNAD; para os fatores de risco e doenças recorreu-se ao questionário individual do morador aleatoriamente selecionado. A variável dependente é a 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 13. 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, p. 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). O recorte binário escolhido não compromete a obtenção de resultados válidos em termos de tamanho e significância dos efeitos principais, tipos de associação e efeitos interativos (MANOR; MATEHEWS; POWER, 2000). Foram feitas estimativas alternativas com um modelo logístico ordenado generalizado, usando o procedimento `gologit2`, desenvolvido para o ambiente do Stata, que pode estimar modelos que são menos restritivos do que os modelos logísticos padrões, cujas suposições de chances proporcionais/linhas paralelas são frequentemente violadas (WILLIAMS, 2016). Os resultados produzidos foram convergentes com o recorte binário.

Na variável dependente relativa ao estado de saúde, aplicada ao conjunto dos moradores, foi “corrigida” na PNS a discrepância entre a declaração dada por outro membro do domicílio (variável J001) e a dada pelo próprio morador aleatoriamente selecionado em variável similar que integra esta parte principal do questionário (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. Na comparação temporal foi excluída a zona rural da região Norte, exceto Tocantins, pois o levantamento da PNAD de 2003 não tinha esta cobertura.

Variáveis independentes. A noção de classe está representada por uma tipologia de classes adaptada à realidade nacional (AUTOR; AUTOR). A tipologia de classes original foi totalmente reconstruída ao nível operacional, mantendo-se os fundamentos conceituais e os critérios orientadores, pois a PNS-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. Foram usadas duas versões da tipologia indo da forma plena à agregação do topo social de empregos mais privilegiados. O topo social é composto de capitalista, especialista autônomo, empregado especialista e gerente.

A variável educação distingue as principais demarcações na aquisição da escolaridade no país, p. sem instrução, fundamental incompleto, fundamental completo, médio incompleto, médio completo, superior incompleto e superior completo. A variável renda foi mensurada sob a forma de décimos da renda de todos os trabalhos. Todos os modelos são controlados por idade, gênero, cor, informante, área urbana/rural, capital/interior e região. A variável idade foi mensurada ao nível intervalar. As estimativas são restritas à população adulta de 18 a 64 anos. Gênero é 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.

A variável “desconforto mental” mede o reconhecimento pelo entrevistado de alguma sensação de incômodo, desconforto, inquietação, perturbação ou problema de ordem psicológica nas duas últimas semanas (questões N011 a N018 da PNS). Discriminação mede se a pessoa já se sentiu discriminado ou tratado pior por algum motivo no atendimento de saúde (questões X02501 a X02510). Tabagismo mede se a pessoa fuma algum produto do tabaco (P050). Sedentarismo mede se a pessoa praticou ou não algum exercício físico ou esporte nos últimos três meses (P034). Isolamento familiar mede se a pessoa se sente ou não à vontade para falar de tudo com membro familiar (M014). Dificuldade de locomoção mede se a pessoa tem ou não alguma dificuldade para se locomover (N003). Doença crônica mede se a pessoa já teve diagnóstico médico de alguma doença crônica.

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 probabilidades preditas e efeitos marginais médios (average marginal effects, AME). A opção tem a vantagem adicional 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. Ao refletir a média dos efeitos entre todos os casos, pode ser interpretado como o tamanho médio do efeito na amostra, representando uma síntese do efeito de uma variável (BEST; WOLF, 2015; LONG; MUSTILLO, 2018; MIZE, 2019). As estimativas foram ajustadas ao desenho complexo do plano amostral da PNS-2013 com o comando svy do programa Stata. São apresentados nas tabelas os intervalos de confiança de 99% das diferenças de gênero para os efeitos aditivos e de 95% para os efeitos interativos.

As probabilidades preditas e as diferenças absolutas (opção  $dydx$ ) e as proporcionais (opção  $eydx$ ) entre as probabilidades foram estimadas com o comando margins do Stata. Estimam-se efeitos na média dos casos para os subgrupos da população cujos resultados foram ajustados às distribuições das variáveis de controle no conjunto da amostra. A opção  $eydx$  estima semi-elasticidade (mudança proporcional) no resultado para a mudança de uma unidade da variável independente. Em se tratando de variável binária, o efeito marginal é computado como uma mudança discreta no

logaritmo do resultado (Y) em relação à categoria de referência (isto é, o homem). O efeito é estimado em termos relativos, ou seja, numa escala multiplicativa, sem equivaler exatamente a uma alteração percentual. Deve-se calcular o exponencial (ou antilog) para falar em aumento percentual usando a fórmula:  $[\exp(Y) - 1] * 100$ . As escalas ficam próximas até 0,10 (10,5 %) ou mesmo 0,15 (16,2%). O aumento percentual diverge da elasticidade na medida em que esta se torna maior. A maior diferença proporcional estimada no artigo foi de 0,366 (44,2%). Nas tabelas as diferenças absolutas estão expressas em pontos percentuais (p.p.) e as diferenças proporcionais no logaritmo do resultado (Y).

### **Resultados: Divisões de Gênero e Saúde**

A desigualdade de gênero de saúde no Brasil se revela no fato da probabilidade predita da mulher não ter saúde boa ser de 31,8 % contra 25,8% do homem na PNS 2013. A mulher é desfavorecida por uma discrepância absoluta de 5,9 p.p. (por adição) e uma proporcional de 0,23. Este quadro contrasta a situação mais geral de homens e mulheres, pois abarca tanto a população economicamente ativa quanto a inativa. No período de dez anos o estado de saúde piora para homens e mulheres. A desigualdade proporcional de gênero, no entanto, registra uma leve melhora, pois em 2003 equivalia a 0,247 (2013 Todos na Tabela 1).

No conjunto do estudo vão ser focalizadas as pessoas que possuem trabalho e renda. Tendo em vista o interesse principal na relação entre desigualdade de gênero e fatores socioeconômicos os casos devem ser comparáveis nos indicadores de classe social, estratos de renda e níveis educacionais entre os modelos estimados. Entre as pessoas com trabalho remunerado contata-se uma probabilidade da mulher não ter saúde

boa de 27,1% contra 22% do homem na PNS 2013. A mulher é desfavorecida por uma discrepância absoluta de 5,1 p.p. (por adição) e uma proporcional de 0,229. Embora a situação de todos seja pior, a desigualdade proporcional de quem possui trabalho remunerado é praticamente igual ao conjunto da população em 2013. Entretanto, neste critério ocorre uma elevação em 2013 da discrepância que existia em 2003, quando a diferença absoluta era de 4,0 p.p. e a proporcional de 0,215 (2003 Comp. na Tabela 1). A elevação geral do estado negativo de saúde de todos os grupos parece ter afetado um pouco mais a mulher quando as duas categorias têm trabalho remunerado. Em todos os modelos o estado negativo se elevou para as duas categorias, porém um pouco mais para a mulher. A desigualdade de gênero persiste em todos os anos mesmo quando são controladas as diferenças de níveis de educação e décimos de renda. As diferenças absolutas aumentaram em todas as estimativas, mas de modo bem mais pronunciado com o controle da variável mediadora renda, sinalizando que seriam maiores hoje se não fossem as mudanças no papel da renda. A discrepância proporcional se alterou muito pouco nos quatro modelos comparáveis, com variações bem próximas, indicando que o jogo dos fatores no interior da desigualdade proporcional se faz hoje como há uma década.

**Tabela 1. Probabilidades Preditas e Diferenças de Gênero de Saúde Não Boa. Brasil, 2003-2013.**

Modelos	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	IC99%	Dif. Prop.	IC99%
2013 Todos	25,8	31,8	5,9	5,0-6,8	0,230	0,193-0,266
2013 Comparável*	22,0	27,1	5,1	4,0-6,3	0,229	0,179-0,278
+ Renda	23,3	25,3	2,0	0,8-3,1	0,091	0,037-0,145
+ Educação	21,3	28,3	7,0	5,9-8,2	0,321	0,270-0,372
+ Ambos	22,4	26,6	4,2	3,0-5,4	0,196	0,140-0,251
2008 Todos	22,4	27,3	4,9	4,4-5,4	0,218	0,196-0,240
2008 Comparável*	19,1	23,1	4,0	3,4-4,6	0,208	0,178-0,238
+ Renda	20,3	21,2	0,9	0,3-1,5	0,048	0,015-0,080
+ Educação	18,5	24,2	5,7	5,1-6,3	0,302	0,271-0,333
+ Ambos	19,5	22,5	3,0	2,4-3,7	0,163	0,129-0,197
2003 Todos	21,2	26,6	5,3	4,8-5,8	0,247	0,225-0,270
2003 Comparável*	18,2	22,2	4,0	3,4-4,6	0,215	0,181-0,249
+ Renda	19,3	20,6	1,3	0,6-1,9	0,072	0,036-0,108
+ Educação	17,8	23,2	5,4	4,7-6,1	0,296	0,261-0,331
+ Ambos	18,5	21,8	3,2	2,6-3,9	0,180	0,143-0,218

Nota: \* Casos comparáveis entre os modelos estimados. Todas as estimativas são estatisticamente significativas ( $p < 0,0001$ ). Diferença proporcional no logaritmo do resultado (Y).

Nos últimos dez anos, de 2003 a 2013, os fatores renda e educação vêm atuando de forma bastante distinta na desigualdade de gênero de saúde. 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 p.p. em termos absolutos e 0,091 em termos proporcionais. 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 p.p. em termos absolutos e 0,321 em termos proporcionais. 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 p.p. e a proporcional em 0,196 (Tabela 1). 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, pois os efeitos em parte se anulam. 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.

Na Tabela 2 são apresentadas estimativas para o morador aleatoriamente selecionado do domicílio. O modelo com os controles de base mostra uma desigualdade proporcional de 0,292. O controle adicional da renda (e de classe) faz com que a desigualdade diminua e da educação faz com que ela aumente. Renda e classe mantêm os seus papéis de variáveis mediadoras e educação de variável supressora. Isto significa que a desigualdade seria menor se não fossem estes fatores mediadores e seria maior se não fosse o papel supressor da educação. O controle simultâneo dos três indicadores socioeconômicos, ou seja, classe social, educação e renda, mantêm ainda assim a desigualdade de gênero em 0,234. A existência deste patamar elevado com os controles se deve em parte ao fato da educação atuar para a mulher como variável supressora no sentido contrário da renda e do emprego.

**Tabela 2. Probabilidades Preditas e Diferenças de Gênero de Saúde Não Boa no Morador Selecionado. Brasil, 2013.**

Modelos	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	IC99%	Dif. Prop.	IC99%
Base 2013	22,6	29,2	6,9	5,2-8,7	0,292	0,218-0,365
+ Renda	24,2	27,4	3,2	1,4-5,0	0,141	0,063-0,218
+ Educação	22,0	30,4	8,4	6,7-10,1	0,366	0,292-0,440
+ Classe	23,2	28,6	5,4	3,5-7,3	0,232	0,151-0,314
+ Todos	23,3	28,6	5,3	3,4-7,3	0,234	0,148-0,320
+ Riscos	24,0	27,7	3,8	2,1-5,4	0,170	0,094-0,246
+ Doenças	24,9	26,7	1,8	0,1-3,4	0,086	0,005-0,167

Nota: Todas as estimativas são estatisticamente significativas ( $p < 0,001$ ). Diferença proporcional no logaritmo do resultado (Y).

Avalia-se em sequencia a associação da desigualdade de gênero com importantes fatores que risco com potencial de elevar a saúde não boa. Os fatores de risco elevam a probabilidade do homem e diminuem a da mulher. Sem a presença desses fatores a saúde do homem seria pior. Parece que se está diante de uma distribuição menos desfavorável, que quando controlada amplia o efeito original, pois faz menos sentido se pensar num efeito intrínseco favorável do fator de risco. O raciocínio oposto vale para o resultado feminino. Sem a presença desses fatores a saúde da mulher seria melhor. No caso da mulher o conjunto de fatores de risco age mediando o estado de saúde. A discrepância proporcional de gênero de saúde é reduzida para 0,17 quando são considerados os fatores de risco.

No último modelo agregam-se os controles adicionais de doença crônica e limitação funcional mantendo-se os fatores de risco. Estes controles adicionais aumentam de modo suplementar a probabilidade do homem e diminuem a da mulher de ter saúde não boa. As doenças já instaladas agem entre homens e mulheres em sentidos opostos, como ocorreu antes com os fatores de risco, fazendo a discrepância proporcional de gênero cair ao seu menor patamar de 0,086. Mantido tudo o mais

constante, seria esperado hipoteticamente um nível bem mais reduzido de desigualdade no cenário sem a interferência dos sete fatores em questão.

### **Resultados: Variações Contextuais na Desigualdade de Gênero de Saúde.**

Foram estimados modelos em que gênero interage com as variáveis de classe social, educação e renda tendo em vista dois propósitos. O primeiro interesse responde à ponderação de que os indicadores socioeconômicos podem não ser equivalentes entre homens e mulheres. Nesta hipótese visa-se constatar o que se passa com o efeito em circunstâncias que sejam de fato equivalentes. De outro lado entende-se que as variáveis contribuem para o resultado final através de processos específicos que precisam ser captados e entendidos. Neste caso serve-se de um expediente estatístico visando aferir a contribuição de cada dimensão diferenciada.

A discrepância feminina em relação ao homem em termos absolutos é de 1,5 p.p. em emprego no topo social contra 5,7 fora do topo de classe; em termos proporcionais fica em 0,125 versus 0,249 (Tabela 3). No topo social mostra-se menor e estatisticamente não significativa. Entre homens e mulheres 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 aumentaria sem o efeito benéfico da maior escolaridade da mulher. Além disso, na medida em que não existisse a vantagem educacional nas mulheres, estaria presente nos empregos mais privilegiados, embora fique muito perto limite de significância estatística ( $p = 0,048$ ) e com um intervalo de confiança bastante elevado. 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. Isto significa que no topo social a escolaridade favorece mais a mulher e a renda favorece mais o homem.

**Tabela 3. Probabilidades Preditas e Diferenças de Gênero de Saúde Não Boa por Classe Social. Brasil, 2013.**

Categorias	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	IC95%	Dif. Prop. **	IC95%
<u>Topo Social</u>	11,9	13,4	1,5*	-0,9-3,9	0,125*	-0,073-0,322
+ Educação	16,9	20,0	3,2	0,0-6,2	0,191	0,005-0,376
+ Renda	17,4	17,6	0,2*	-2,8-3,2	0,010*	-0,178-0,200
+ Educação & Renda	19,6	21,2	1,6*	-1,7-5,0	0,090*	-0,095-0,274
Não topo	22,2	27,9	5,7	4,7-6,6	0,249	0,208-0,290
+ Educação	20,9	28,0	7,1	6,2-8,0	0,328	0,286-0,370
+ Renda	22,8	25,3	2,5	1,6-3,5	0,118	0,074-0,162
+ Educação & Renda	21,8	26,2	4,4	3,4-5,4	0,209	0,164-0,254
Capitalista	10,5	7,9	-2,5*	-9,9-4,8	-0,289*	-1,190-0,611
Especialista autônomo	9,8	7,6	-2,2*	-6,9-2,5	-0,267*	-0,825-0,290
Empregado especialista	10,4	13,0	2,6*	-0,6-5,8	0,234*	-0,055-0,523
Gerente	13,2	14,6	1,5*	-2,7-5,6	0,110*	-0,201-0,422
Pequeno empregador	16,6	19,4	2,8*	-2,3-8,0	0,166*	-0,128-0,459
Autônomo com ativos	20,0	21,2	1,2*	-2,2-4,6	0,063*	-0,112-0,238
Autônomo agrícola	24,2	33,1	8,8	1,0-16,7	0,336	0,064-0,607
Qualificado	14,8	18,7	3,9	1,3-6,4	0,245	0,081-0,408
Supervisor	18,4	15,5	-2,9*	-12,1-6,3	-0,181*	-0,777-0,416
Trabalhador típico	20,6	24,9	4,4	2,9-5,9	20,7	0,137-0,276
Trabalhador elementar	26,6	30,0	3,4	0,2-6,6	12,9	0,008-0,250
Autônomo precário	28,5	33,6	5,1	2,6-7,7	0,180	0,092-0,269
Empregado doméstico	26,6	34,3	7,7	0,6-14,8	0,276*	-0,007-0,558
Trabalhador excedente	25,6	33,7	8,1	4,1-12,1	0,298	0,145-0,452
Agrícola precário	30,6	40,7	10,1	4,1-16,1	0,311	0,132-0,489

Nota: \* Estimativa estatisticamente não significativa ( $p > 0,05$ ). \*\* Diferença proporcional no logaritmo do resultado (Y). Topo: capitalista, gerente e especialistas.

A desigualdade absoluta e proporcional de gênero mantém-se estatisticamente não significativa com o controle das discrepâncias de renda. Nos empregos fora do topo é pequeno o impacto isolado ou combinado de cada fator nas probabilidades previstas. Entretanto, como os efeitos se invertem nas categorias, a discrepância proporcional 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 desigualdades entre os



empregos fora do topo caem com os controles simultâneos de educação e renda, mostrando que o efeito moderador da renda suplanta o supressor da educação.

Entre as categorias da tipologia de classes plena as discrepâncias de gênero tornam-se estatisticamente não significativas especialmente entre os empregos mais privilegiados e em todos os detentores de ativos de capital. Nas categorias minoritárias de capitalista, supervisor e especialista autônomo o resultado reflete, na verdade, o número reduzido de casos, pois o poder estatístico para testar termos interativos é baseado no tamanho do menor grupo que surge da interseção das variáveis envolvidas. Ocorre um resultado convergente quando se toma o topo social como um agregado e as categorias privilegiadas mais representativas, como gerente e empregado especialista. O padrão convergente não seria um subproduto da heterogeneidade interna do agregado e do tamanho reduzido dos grupos separados. Por outro lado, a desigualdade proporcional de gênero varia de um mínimo de 0,129 a um máximo de 0,311 na base da pirâmide social composta do trabalhador típico e das posições de classe destituídas. Do trabalhador elementar ao agrícola precário estão as categorias submetidas a processos que levam à exclusão, à insuficiência ou à depreciação de ativos geradores de valor 18. A desigualdade mostra-se relevante igualmente entre o autônomo agrícola e o empregado qualificado.

As discrepâncias de saúde de gênero mostram-se maiores em termos proporcionais e absolutos nos estratos desfavorecidos. 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. 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 proporcional mostra-se mais estável ou comparável entre subgrupos, sendo então considerada como um melhor indicador de efeitos causais (Shaw et al., 2007).

O uso de um indicador de estratificação educacional traz novas revelações à análise da desigualdade de gênero de saúde (Tabela 4). As estimativas para a escolaridade foram circunscritas aos adultos com emprego e renda para preservar a comparação entre os fatores. As discrepâncias de gênero se acentuam com o uso de indicadores educacionais e todas ficam estatisticamente significativas. Entre os sem escolaridade as diferenças absolutas são de 9,7 p.p., contra 3,1 no superior completo; em termos proporcionais, no entanto, ficam em 0,313 versus 0,249. As discrepâncias são encontradas em todas as categorias e nunca ficam abaixo de 0,249 em termos proporcionais. As discrepâncias absolutas são maiores entre os menos escolarizados. As diferenças proporcionais tendem a se apresentar nesta mesma direção. Entretanto, entre os mais escolarizados as estimativas ficam mais imprecisas, com intervalos de confiança elevados.

**Tabela 4. Probabilidades Preditas e Diferenças de Gênero de Saúde Não Boa por Níveis Educacionais. Brasil, 2013.**

Níveis	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	IC95%	Dif. Prop.	IC95%
Modelo Base						
Sem instrução	28,7	38,4	9,7	6,6-12,8	0,313	0,218-0,408
Fund. incompleto	26,8	37,2	10,4	8,3-12,5	0,354	0,285-0,422
Fund. completo	24,1	32,8	8,7	5,7-11,6	0,329	0,217-0,441
Médio incompleto	20,9	28,5	7,5	3,9-11,2	0,328	0,173-0,483
Médio completo	17,5	23,1	5,6	4,2-7,0	0,296	0,221-0,370
Superior incompleto	15,1	20,4	5,3	1,9-8,7	0,319	0,112-0,526
Superior completo	11,4	14,5	3,1	1,3-4,8	0,249	0,104-0,394
Controles de Classe Social & Décimos de Renda						
Sem instrução	26,2	32,4	6,2	3,3-9,1	0,234	0,129-0,340
Fund. incompleto	25,6	31,6	6,0	3,8-8,1	0,231	0,149-0,312
Fund. completo	24,1	29,2	5,1	2,3-8,0	0,213	0,094-0,332
Médio incompleto	21,1	25,3	4,3	0,8-7,7	0,201	0,042-0,361
Médio completo	19,0	22,1	3,1	1,6-4,5	0,163	0,087-0,240
Superior incompleto	17,1	20,8	3,6	0,1-7,1	0,207	0,005-0,409
Superior completo	16,1	18,6	2,4	0,3-4,6	0,152	0,014-0,290

Nota: Diferença proporcional no logaritmo do resultado (Y).

No modelo com o controle simultâneo de classe e renda a probabilidade de não ter saúde boa se reduz até o nível médio completo para a mulher revelando para esta categoria o seu papel mediador nos níveis de saúde dos estratos educacionais. Em quem tem curso superior completo a combinação de renda e emprego age como fator de contenção do estado negativo de saúde para homens e mulheres. Os aumentos nas

probabilidades quando estes fatores são controlados revelam que os níveis de saúde seriam piores se não fossem por eles. O aumento da situação negativa para homens e mulheres após os controles se associa à queda agregada da discrepância proporcional de gênero neste grupo privilegiado, o que testemunha o papel de ambos na sua constituição. Os controles de emprego e renda ainda assim deixam uma desigualdade proporcional de gênero ponderável em todas as categorias, pois esta não fica abaixo de 0,15, embora em três categorias os intervalos de confiança mostrem-se bastante elevados. Uma persistente heterogeneidade interna nos estratos educacionais parece facilitar a expressão da hierarquia de gênero.

Passa-se à análise com o uso da estratificação por renda para ver o que este indicador revela de diferenciado na desigualdade de gênero de saúde (Tabela 5). As discrepâncias de gênero de saúde mantêm-se estatisticamente significativas somente nos quatro décimos inferiores da distribuição da renda. Entre estes atingem um máximo de 5,5 p.p. em termos absolutos e 0,213 em termos proporcionais. As discrepâncias nos quatro décimos inferiores mostram-se mais contidas quando comparadas aos níveis educacionais próximos. Em comparação ao emprego, a renda restringe ainda mais a desigualdade de gênero aos estratos desfavorecidos.

**Tabela 5. Probabilidades Preditas e Diferenças de Gênero de Saúde Não Boa por Décimos de Renda. Brasil, 2013.**

Renda	Prob. H.	Prob. M.	Dif. Abs.	IC95%	Dif. Prop.**	IC95%
Modelo Base						
1º Décimo	34,9	39,8	4,9	1,8-8,1	0,145	0,050-0,240
2º Décimo	30,2	34,1	3,9	0,8-7,0	0,132	0,025-0,239
3º Décimo	25,5	31,0	5,5	2,8-8,2	0,213	0,109-0,317
4º Décimo	23,2	27,9	4,7	2,1-7,2	0,197	0,088-0,307
5º Décimo	23,3	25,2	1,9*	-0,9-4,7	0,084*	-0,041-0,209
6º Décimo	21,2	23,2	2,0*	-0,7-4,7	0,096*	-0,034-0,226
7º Décimo	20,8	21,0	0,2*	-2,4-2,9	0,012*	-0,124-0,148
8º Décimo	18,2	18,2	-0,0*	-2,7-2,6	-0,003*	-0,158-0,153
9º Décimo	16,3	13,9	-2,4*	-5,0-0,2	-0,168*	-0,351-0,015
10º Décimo	11,3	11,1	-0,2*	-2,4-2,0	-0,022*	-0,228-0,184
Controles de Classe Social & Educação						
1º Décimo	29,6	35,4	5,8	2,9-8,7	0,200	0,096-0,303
2º Décimo	26,1	31,4	5,3	2,4-8,3	0,206	0,090-0,322
3º Décimo	22,8	29,8	7,0	4,3-9,7	0,295	0,182-0,409
4º Décimo	21,0	27,2	6,1	3,7-8,5	0,281	0,169-0,393
5º Décimo	21,5	25,3	3,9	1,1-6,6	0,182	0,054-0,309
6º Décimo	20,1	24,4	4,3	1,6-7,1	0,215	0,082-0,347
7º Décimo	20,3	23,0	2,7*	-0,0-5,4	0,137	0,001-0,272
8º Décimo	18,5	21,8	3,3	0,4-6,2	0,181	0,027-0,334
9º Décimo	17,9	18,6	0,7*	-2,3-3,7	0,040*	-0,135-0,216
10º Décimo	15,3	16,5	1,2*	-1,7-4,1	0,088*	-0,114-0,274

Nota: \* Estimativa estatisticamente não significativa ( $p > 0,05$ ). \*\* Diferença proporcional no logaritmo do resultado (Y).

Entre os estratos de renda o modelo com os controles simultâneos de classe social e educação produz alterações ponderáveis nas discrepâncias de gênero. As desigualdades de gênero aumentam nos oito primeiros décimos e passam a ser estatisticamente significativas em quatro estratos onde não eram. Estas implicações decorrem da combinação dos dois fatores, pois modelos com o controle separado de cada fator mantêm a mesma não significância estatística de gênero nos seis décimos superiores de renda (estimativas à parte). Supõe-se que os controles de classe e educação removem estas fontes de heterogeneidade de gênero existentes no interior dos estratos de renda. Os controles implicam em remover do resultado parte da vantagem

masculina de emprego e parte da vantagem feminina de educação. Nestes contextos o efeito supressor da educação parece suplantar o efeito mediador do emprego, visto que a desigualdade de gênero aumenta e mesmo aparece onde não existia. O que significa que se não fossem a educação mais estratos de renda teriam desigualdade de gênero. Entretanto, nos dois décimos mais ricos nada muda quando se equiparam emprego e educação entre as categorias, pois as diferenças de gênero são pequenas e mantêm-se sem significância estatística.

## **DISCUSSÃO E CONCLUSÃO**

O estudo demonstrou que os fatores socioeconômicos jogam diferentes papéis, revelam facetas diversas e possuem potenciais distintos de demarcação das discrepâncias de gênero em saúde. Na constituição da desigualdade gênero de saúde geral ou média a renda joga papel mediador e a educação age como fator supressor, sendo que o primeiro efeito suplanta o segundo. A educação aumenta as discrepâncias, por ser variável supressora, cujo controle faz emergir o efeito direto de gênero e a heterogeneidade de outros efeitos que estavam contidos. A estratificação por renda revela que quando homens e mulheres estão em níveis semelhantes de renda é menor a discrepância de gênero de saúde. A estratificação de renda reduz as discrepâncias de saúde de gênero, por ser variável mediadora, o que converge com a dependência do seu efeito no resultado final. Em termos reais deve-se considerar que as mulheres concretas têm vantagens educacionais e desvantagens de renda na sociedade brasileira atual.

Na estimativa de efeitos interativos controla-se pela distribuição desigual de gênero nas categorias de classe social, pois ambas as variáveis e sua interação entram no modelo. Focaliza-se em cada categoria a inclinação para mais ou para menos do efeito na saúde. A mesma lógica de raciocínio se aplica às interações de gênero com os

estratos educacionais e de renda. Os efeitos interativos removem os constrangimentos de efeitos aditivos ou equivalentes entre homens e mulheres e permitem que os efeitos de gênero variem a depender de cada contexto específico. Os efeitos reduzidos e sem significância estatística da desigualdade de gênero nas posições privilegiadas de classe parecem indicar que, em termos de implicações para a saúde, nestes empregos vantajosos não há espaço para uma diferença adicional além da distribuição desigual das categorias. Quando são desconsideradas as interações entre gênero e posição socioeconômica, a desigualdade de gênero está presente em todas as categorias, sendo que a desigualdade absoluta é maior nos estratos desfavorecidos e a desigualdade proporcional é maior nos estratos privilegiados (estimativas à parte). Entretanto, este resultado divergente representaria um artefato imposto pelo modelo aditivo, que não admite uma variação condicional do efeito. Por outro lado, as interações tornam as estimativas mais imprecisas, gerando dúvidas sobre o real nível das discrepâncias, para mais ou para menos, mesmo usando um intervalo de confiança convencional de 95%. Por fim, deve-se considerar que a mulher tende a avaliar a sua saúde pior do que o homem, sugerindo uma diferença de gênero na percepção da saúde (Snead, 2014). Este viés pode eventualmente superestimar a diferença mensurada.

Nos estratos de renda mais ricos em particular a realidade de saúde de homens e mulheres estariam internamente mais niveladas. As diferenças dentro dos grupos de renda são relativamente minimizadas. Resultado oposto ocorre com a escolaridade. Os níveis educacionais não nivelam ou equalizam tanto quanto classe e renda as circunstâncias que impactam na saúde no âmbito do divisor de gênero. Níveis iguais de escolaridade parecem esconder ou não captar aspectos importantes das circunstâncias socioeconômicas que são influentes na saúde. A variável mostra-se mais limitada ao

retratar mais imperfeitamente, ou de modo menos equiparável, a conexão entre posição socioeconômica e saúde no domínio e na fronteira de gênero. O critério de escolaridade na verdade acentua o patamar tanto das discrepâncias absolutas quanto das proporcionais. A escolaridade superior mantém-se como uma circunstância mais heterogênea ou menos limitadora da ação de outra hierarquia ao dar lugar a uma relação mais acentuada entre o divisor de gênero e a distribuição da saúde.

O fato da mesma escolaridade não ter o mesmo significado, não estar associada às mesmas circunstâncias e não ter os mesmos efeitos para homens e mulheres seria algo sociologicamente compreensível. Os controles adicionais de renda e empregos removeram importantes fontes de heterogeneidade. Entretanto, a persistência de uma discrepância proporcional entre os níveis educacionais com os controles de emprego e renda demonstra um efeito contextual independente ou não redundante da escolaridade na relação focal entre gênero e saúde. As discrepâncias proporcionais ficam acima de 0,15 em todos os níveis educacionais. Parte deste resultado decorre do controle estatístico implícito da distribuição educacional, que favorece as mulheres, pois são formados grupos homogêneos de estratos educacionais.

No tratamento das variações contextuais da desigualdade, a depender da posição socioeconômica, o uso de níveis educacionais encobre uma heterogeneidade com implicações para as discrepâncias de saúde. Os empregos ou posições de classe são mais comparáveis, porém os empregos não privilegiados de maior densidade social abrem caminhos para as discrepâncias de gênero de saúde. Ao contrastar homens e mulheres em situações socioeconomicamente mais equivalentes, os estratos de renda prestam-se melhor para situar de forma mais pura o efeito direto da categorização de gênero, ou seja, não mediado por desvantagem material e aspectos associados. Empregos e renda



apresentam resultados mais convergentes gerando uma confirmação mútua de ambos os indicadores. A desigualdade de gênero de saúde não está presente em todas as categorias. Gênero gera desvantagens de saúde em particular entre os grupos que estão situados em circunstâncias não vantajosas de emprego e renda. Estas constatações não devem obscurecer a realidade vigente de desvantagens de emprego e renda das mulheres e suas implicações para a desigualdade geral ou média de gênero de saúde.

## REFERÊNCIAS

- ANNANDALE, E. 2010. Health status and gender. In: COCKERHAM, W. C. (ed.). *The new Blackwell companion to medical sociology*. Oxford: Wiley-Blackwell. p. 97-112.
- ANNANDALE, E. 2014. *The sociology of health and medicine: a critical introduction*. 2. ed. Cambridge: Polity Press.
- AQUINO, E. M. L.; MENEZES, G. M.S.; AMOEDO, M. B. 1992. Gênero e saúde no Brasil: considerações a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *Revista de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 26, n.3, p.195-202. <http://www.scielo.br/pdf/rsp/v26n3/11.pdf>
- AQUINO, E. M. L. 2006. Gênero e saúde: perfil e tendências da produção científica no Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 40 (N Esp.), p.121-32. <http://www.scielo.br/pdf/rsp/v40nspe/30631.pdf>
- BARTLEY, M. 2004. *Health inequality: an introduction to theories, concepts and methods*. Cambridge: Polity.
- BEST, H.; WOLF, C. 2015. Logistic regression. In: BEST, H.; WOLF, C. Wolf (ed.). *The SAGE handbook of regression analysis and causal inference*. Los Angeles: Sage. p. 153-171.
- BORRELL, C. 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*, v. 58, n. 10, p.1869-1887. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00408-8](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00408-8)
- DAHLIN, J.; HÄRKÖNEN, J. 2013. Cross-national differences in the gender gap in subjective health in Europe: Does country-level gender equality matter? *Social Science & Medicine*, v. 98, December, p. 24-28. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.08.028>
- DOYAL, L. 2000. Gender equity in health: debates and dilemmas. *Social Science & Medicine*. v. 51, n. 6, p. 931-939. [https://doi.org/10.1016/s0277-9536\(00\)00072-1](https://doi.org/10.1016/s0277-9536(00)00072-1)
- AUTOR.
- AUTOR.

- JYLHA, M. 2009. What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. *Social Science & Medicine*, v. 69, n. 3, p. 307-316. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.013>
- JYLHA, M. 2011. Self-Rated health and subjective survival probabilities as predictors of Mortality. In: ROGERS, R.G.; CRIMMINS, E.M. (eds.), *International handbook of adult mortality*. New York: Springer. p. 329-344.
- MANOR, O.; MATEHEWS, S.; POWER, C. 2000. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *International Journal of Epidemiology*, v. 29, n. 1, p. 419-28. <https://doi.org/10.1093/ije/29.1.149>
- MOOD, C. 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. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- LONG, J. S. MUSTILLO, S. A. 2018. Using predictions and marginal effects to compare groups in regression models for binary outcomes". *Sociological Methods & Research*, On Line First. <https://doi.org/10.1177/0049124118799374>
- READ, J. G.; GORMAN, B. K. 2006. Gender inequalities in US adult health: the interplay of race and ethnicity. *Social Science & Medicine*, v. 62, n. 5, p. 1045-1065. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.07.009>
- READ, J. G.; GORMAN, B. K. Gender and health inequality. 2010. *Annual Review of Sociology*, v. 36, p. 371-86. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102535>
- RIDGEWAY, C. 2011. *Framed by gender*. Oxford: Oxford University Press.
- SHAW, M. et al. 2007. *The handbook of inequality and socioeconomic position: concepts and measures*. Bristol: The Policy Press.
- SZWARCWALD, C. L. et al. 2005. Determinantes sócio-demográficos da auto-avaliação da saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 21, Sup: S54-S64. <http://www.scielo.br/pdf/csp/v21s1/07.pdf>
- SNEAD MC. Self-Rated Health. 2014. In: Cockerham, WC; Dingwall, R; Quah, SR, editores. *The Wiley Blackwell encyclopedia of health, illness, behavior, and society*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- VILLELA, W.; MONTEIRO, S.; VARGAS, E. 2009. A incorporação de novos temas e saberes nos estudos em saúde coletiva: o caso do uso da categoria gênero. *Ciência & Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 4, p. 997-1006. <http://www.scielo.br/pdf/csc/v14n4/a02v14n4.pdf>
- WILLIAMS, Richard. 2016. Understanding and interpreting generalized ordered logit models. *The Journal of Mathematical Sociology*, v. 40, n. 1, 7-20.

## **GENDER DIVISIONS, SOCIO-ECONOMIC POSITION AND HEALTH INEQUALITY IN BRAZIL**

### **ABSTRACT**

The article analyzes the gender inequality of health in Brazil, its relation with socioeconomic factors and the variations of this inequality according to the conditions of social class, education and income of the people. Absolute and relative gender discrepancies in health are estimated in the form of average probabilities of having a poor self-rated health status. The evolution of inequality is portrayed in the period 2003 to 2013, but the evidence based on the PNS of 2013 is highlighted. The socioeconomic factors reveal different facets and show distinct potential of demarcation of the gender discrepancies in health. The class-earnings block and education have been acting quite differently in the gender inequality of health. Class and earnings act as a mediating factor and education as a suppressive variable. The mediating effect of earnings supplants the suppressive effect of education. It is evaluate also the mediating role of relevant risk factors and chronic diseases in the resulting inequality. Gender divisions create health disadvantages especially among groups that are situated in unfavorable employment and income circumstances.

### **KEYWORDS**

Gender, socioeconomic factors, health inequality