



Ciência & Saúde Coletiva

ISSN: 1413-8123

[cienciasaudecoletiva@fiocruz.br](mailto:cienciasaudecoletiva@fiocruz.br)

Associação Brasileira de Pós-Graduação  
em Saúde Coletiva  
Brasil

Faria Felicíssimo, Mônica; de Lima Friche, Amélia Augusta; Coelho Xavier, César;  
Augusto Proietti, Fernando; Barbosa Neves, Jorge Alexandre; Teixeira Caiaffa, Waleska  
Posição socioeconômica e deficiência: "Estudo Saúde em Belo Horizonte, Brasil"  
Ciência & Saúde Coletiva, vol. 22, núm. 11, novembro, 2017, pp. 3547-3556  
Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva  
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63053632008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

## Posição socioeconômica e deficiência: “Estudo Saúde em Belo Horizonte, Brasil”

### Socioeconomic position and disability: “The Belo Horizonte, Brazil Health Study”

Este artigo também está disponível em áudio

Mônica Faria Felicíssimo<sup>1</sup>  
Amélia Augusta de Lima Friche<sup>1</sup>  
César Coelho Xavier<sup>2</sup>  
Fernando Augusto Proietti<sup>3</sup>  
Jorge Alexandre Barbosa Neves<sup>4</sup>  
Waleska Teixeira Caiaffa<sup>1</sup>

**Abstract** This study aims to investigate the association of socioeconomic status and comorbidities of self-reported disability. Data were obtained from a population survey in Belo Horizonte from 2008 to 2009. The sample was probabilistic and stratified by conglomerates in three stages: census tracts, households and individuals. The outcome variable was disability, defined by the self-reported problems in bodily functions or structures. The explanatory variables were gender, age, self-reported morbidity and socioeconomic status index that included variables mother and respondent schooling and household income. The factorial analysis was used to evaluate the socioeconomic status index and logistic regression. The prevalence of disability was 10.43% (95% CI: 9.1-11.7%). Self-reported disability was associated with age (OR = 1.02; 95% CI: 1.01-1.03) and reporting of two or more diseases (OR = 3.24; CI 95%; 2.16-4.86) and socioeconomic status index (OR = 0.96; 95% CI: 0.95-0.97). The worse socioeconomic status and occurrence of diseases appear to contribute to the occurrence of disability. These results show health inequities among people with disabilities, and BPC relevance supporting vulnerable populations.

**Key words** People with disabilities, Socioeconomic status, Prevalence, Continuous Cash Benefit (BCP)

**Resumo** O objetivo deste estudo é investigar a associação da posição socioeconômica e comorbidades com o autorrelato da deficiência. Dados provenientes de inquérito populacional em Belo Horizonte, entre 2008 e 2009. Amostragem foi probabilística, estratificada por conglomerados em três estágios: setor censitário, domicílio e indivíduos. A variável resposta foi deficiência, definida a partir do autorrelato de problemas nas funções ou nas estruturas do corpo. As variáveis explicativas foram: sexo, idade, morbidade referida e índice da posição socioeconômica que incluiu variáveis de escolaridade materna, do entrevistado e renda familiar. Empregou-se a análise fatorial para avaliar a composição do índice da posição socioeconômica e análise de regressão logística. A prevalência de deficiência foi de 10,43%. O autorrelato de deficiência associou-se à idade (OR = 1,02; IC 95%: 1,01-1,03), ao relato de duas ou mais doenças (OR = 3,24; 2,16-4,86) e ao índice da posição socioeconômica (OR = 0,96; IC 95%: 0,95-0,97). A pior posição socioeconômica e a ocorrência de doenças parecem contribuir para a ocorrência de deficiência. Esses resultados evidenciam as iniquidades em saúde entre as pessoas com deficiência e a relevância do BPC no atendimento a populações vulneráveis.

**Palavras-chave** Pessoas com deficiência, Posição socioeconômica, Prevalência, Benefício de Prestação Continuada (BPC)

<sup>1</sup> Faculdade de Medicina, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Av. Alfredo Balena 190, Funcionários. 30130-100 Belo Horizonte MG Brasil. mfelicissimo@terra.com.br

<sup>2</sup> Faculdade da Saúde e Ecologia Humana. Vespasiano MG Brasil.

<sup>3</sup> Centro de Pesquisas René Rachou, Fiocruz. Belo Horizonte MG Brasil.

<sup>4</sup> Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas, UFMG. Belo Horizonte MG Brasil.

## Introdução

A temática sobre pessoas com deficiência tem ganhado destaque em estudos na área da saúde pública e na política nacional, ocasionado pelo grande interesse dos pesquisadores, pelo aumento da prevalência de indivíduos com essa condição de saúde e pela precária condição socioeconômica enfrentada pelas pessoas com deficiência quando comparados à população em geral<sup>1-3</sup>. Mais recentemente, o envelhecimento populacional acelerado e o aumento do número e gravidade das doenças crônicas<sup>2,4</sup> vêm impactando sobremaneira o aumento da prevalência de deficiência e o crescente interesse no assunto.

A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), de 2015<sup>1</sup>, estimou a prevalência de deficiência, no Brasil, em 6,2%. Percentual inferior ao apurado pelo censo de 2010<sup>2</sup>, de 24%. Diferenças nos conceitos de deficiência explicam a discrepância entre as prevalências divulgadas e a dificuldade de comparação entre as pesquisas<sup>5</sup>.

A posição socioeconômica, representada pela renda e pela escolaridade, tem sido associada a vários problemas de saúde. Reflete diferentes dimensões do contexto do ciclo de vida, variando desde a infância até a idade adulta e idosa<sup>6,7</sup>. Enquanto a educação precede a ocorrência de problemas de saúde, por ser determinada no início da vida, a renda é determinada pelo nível de escolaridade e influencia a saúde por efeito direto no acesso aos recursos materiais<sup>8</sup>.

Segundo o modelo teórico do curso de vida, a pior condição de saúde dos indivíduos, em parte, pode ser atribuída à baixa posição socioeconômica dos pais durante a fase inicial do ciclo de vida, infância e adolescência, associado ao aumento do risco de doenças cardiovasculares, respiratórias, diabetes e incapacidade funcional na vida adulta<sup>7,9,10</sup>.

Tem sido descrita de forma consistente uma associação inversa entre nível de instrução da mãe e prevalência de deficiência; à medida que diminui o nível de escolaridade materna, aumenta progressivamente a chance de deficiência<sup>9,10</sup>. Mães com melhor nível de instrução têm mais facilidade de prover os cuidados necessários aos seus filhos, maior renda, maior acesso à informação, utilizam mais os serviços de saúde e estão menos expostas aos fatores de riscos como consumo de álcool, uso de drogas e sedentarismo<sup>9</sup>.

Estudos têm mostrado que indivíduos com deficiência e com maiores privações socioeconômicas têm elevada prevalência de comorbidades, menor acesso aos serviços de saúde e de reabili-

tação, o que amplia as iniquidades em saúde<sup>11-18</sup>. Esses estudos já trazem algumas evidências da relevância de políticas sociais focalizadas em populações com elevado nível de vulnerabilidade, como é o caso dos portadores de deficiências.

Até o momento foram encontrados poucos estudos brasileiros, principalmente de base populacional, que investigaram a associação da posição socioeconômica e do autorrelato de doenças com a presença de deficiência<sup>5,12,13,19</sup>.

## Deficiência, políticas sociais e pobreza

Políticas de bem-estar social, que visam o desenvolvimento social a partir da redução da pobreza e da desigualdade, se estabeleceram na agenda política dos países do hemisfério ocidental a partir do início do século XX<sup>20-22</sup>. No Brasil, foi a partir dos anos 1930 que políticas de bem-estar social começaram a ser implementadas. O caso mais marcante daquela década foi a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) que efetivou uma série de benefícios de proteção do trabalhador no Brasil. Todavia, além do elemento corporativista, os momentos de ruptura do estado democrático de direito representaram ameaças e obstáculos para o desenvolvimento das políticas de bem-estar social no Brasil<sup>22</sup>.

Como demonstra Marshall<sup>23</sup>, o regime democrático é uma pré-condição para o desenvolvimento de políticas de bem-estar social – embora, como bem pontuado por Esping-Andersen<sup>20,21</sup>, ele não seja causa suficiente. Para o desenvolvimento do bem-estar social, Andersen argumenta que a experiência histórica demonstra que se faz necessária que um partido ou coalizão de esquerda governe por um bom período de tempo (pelo menos uma década). Isso teria ocorrido tanto nos EUA (no período do New Deal de Franklin Roosevelt) quanto em países europeus (com os trabalhistas no Reino Unido e com os social-democratas e socialistas na Europa continental). Não é à toa que apenas com a Constituição Federal de 1988 (CF-88), que resultou do processo de redemocratização do país, após as mais de duas décadas de regime autoritário, o Brasil voltou a experimentar novos avanços nas políticas de bem-estar social.

A Tabela 1 traz alguns importantes indicadores de desenvolvimento social para os anos de 1988 e 2014 bem como a mudança ocorrida no período. Observa-se ali que, a partir da CF-88, o Brasil tem passado por um importante processo de desenvolvimento social, com melhoria de indicadores de saúde (em particular a queda da

**Tabela 1.** Indicadores de desenvolvimento social, 1988 e 2014.

Nome do Indicador	1988	2014	Δ%
Expectativa de vida ao nascer	64,6	74,4	15,2
Taxa de mortalidade infantil até 1 ano (por 1000 nascidos vivos)	54,8	14,4	-73,7
Coefficiente de Gini da distribuição de renda	61,4	51,5	-16,1
População abaixo da linha da pobreza*	22,4	3,66	-83,5

Fonte: Banco Mundial.

\*Linha da pobreza definida pelo Banco Mundial em US\$ 1,90 *per capita* por dia (valores definidos por Paridade do Poder Aquisitivo tendo como ponto de referência o ano de 2011).

mortalidade infantil), de desigualdade e de pobreza.

Apesar da importância da CF-88, até a década de 1990, as políticas de bem-estar social no Brasil não demonstraram trajetória em direção a modelos mais igualitários<sup>23</sup>. Foi na década seguinte que se começou a observar transformações mais significativas. O BPC, em muitos aspectos, antecipou uma importante característica das novas políticas sociais brasileiras – a focalização. Assim como o BPC, as mais importantes políticas sociais que surgiram na década passada – como é o caso do Programa Bolsa Família (PBF) – são focalizados por medidas de testes de meios baseadas fundamentalmente na renda familiar *per capita*. Essa característica das novas políticas de bem-estar social brasileiras é muitas vezes identificada como uma abordagem neoliberal de políticas sociais, mas também costuma ser entendida como uma opção intermediária entre o modelo tradicional (keynesiano) de bem-estar com o modelo neoliberal. Quanto a esse modelo intermediário, Esping-Andersen<sup>21</sup>, ressalta que: “Embora alguma percepção desse *trade-off* entre igualdade e eficiência tenha sempre dominado os debates sobre a política social, há um amplo consenso já há algumas décadas quanto ao fato de que o *welfare state* keynesiano forneceu uma solução de soma positiva. Hoje, há poucos que sejam otimistas em relação à descoberta de uma “terceira via” não problemática. Mesmo assim, muitos dos países que pesquisamos perseguem estratégias formuladas para mediar ou amenizar esse *trade-off*. Um grupo, representado pela Austrália e pelo Canadá, combina a liberalização e a mudança em direção a uma maior seletividade e focalização com uma ampliação concomitante dos benefícios para aqueles mais vulneráveis. Esse enfoque seletivo é amplo e tem como meta a segurança contra a miséria abjeta e severas desigualdades. Dados comparativos de renda e pobreza sugerem que tal estratégia é de algum

modo bem sucedida, ao menos se comparada aos Estados Unidos. Esses países usufruíram de um desempenho em termos de empregos que se iguala à americana, mas sem taxas alarmantes de empobrecimento” (grifo nosso).

O BPC e as novas políticas de bem-estar social no Brasil seguem justamente esse modelo de seletividade e focalização, buscando ampliar os benefícios para os mais vulneráveis e, assim, eliminar a pobreza extrema<sup>24,25</sup>. O BPC foi positivado pela CF-88, no seu Art. 203. Costa et al.<sup>26</sup> coloca assim a positivação constitucional do BPC: “Com efeito, o artigo 203 da CF 1988 estabelece a proteção à família, à maternidade, à infância, à adolescência, à velhice e às pessoas com deficiência, independentemente de contribuição à seguridade social. Assegura aos dois últimos segmentos um benefício mensal de um salário mínimo, caso não tenham condições de prover a própria manutenção nem de tê-la provida por suas famílias. [...] O BPC foi instituído para transferir renda a pessoas idosas e pessoas com deficiência, integrando a Proteção Social Básica no âmbito do Sistema Único de Assistência Social - SUAS”.

Os beneficiários, contudo, não são todos os idosos e pessoas com deficiência. A definição de quem deve ser beneficiário se dá por procedimento de teste de meios baseado na renda familiar *per capita* (os beneficiários devem ser membros de famílias com renda inferior a 1/4 do salário mínimo). O BPC foi implantado na década de 1990 com base em um modelo biomédico de identificação de deficiência<sup>26,27</sup>. Todavia, como ressaltam Costa et. al.<sup>26</sup>: “Em 2001, a proposição do paradigma social para abordagem da deficiência e da incapacidade efetivou-se no plano internacional com a divulgação pela OMS da Classificação Internacional de Funcionalidade Incapacidade e Saúde - CIF. A CIF acolhe as práticas de reabilitação, a ideia da inclusão social e a promoção do bem-estar. Apesar destes avanços, os critérios para concessão do BPC permaneceram, no Brasil,

subordinados à orientação biomédica até o final da década de 2000”.

Na segunda metade da década passada – mais especificamente a partir do Decreto n. 6.214/2007, seguido pela Portaria Conjunta MDS/INSS nº 1, de 29/05/2009 – o critério de avaliação de deficiência para elegibilidade ao BPC passou a se basear no modelo biopsicossocial da CIF. Apesar de que uma proporção bastante significativa de beneficiários do BPC só tem conseguido acesso ao programa por meio da via judicial<sup>26</sup>, observa-se claramente que os aperfeiçoamentos normativos dessa política pública criaram um programa da maior relevância para a proteção social de uma das camadas mais vulneráveis da população: pessoas com deficiência membros de famílias em situação de pobreza.

O objetivo central deste estudo é, portanto, trazer novos fundamentos empíricos, com base em análise estatística multivariada, para demonstrar a associação entre pobreza e deficiência. Mais especificamente, buscar-se-á avaliar se a baixa posição socioeconômica e maior frequência da doença estão associadas à maior prevalência de autorrelato de deficiência entre os indivíduos adultos e idosos, residente em um centro urbano. A evidênciação dessa associação reforça a relevância do BPC como uma política de bem-estar social de tipo intermediário com base em testes meios focada na proteção de um segmento extremamente vulnerável da população.

## Método

### Desenho e amostra

Estudo transversal, parte do inquérito domiciliar “Saúde Beagá”, conduzido pelo Observatório de Saúde Urbana de Belo Horizonte da UFMG, Minas Gerais, Brasil, em dois dos nove distritos sanitários (DS) de Belo Horizonte: Oeste e Barreiro, entre o período de 2008 e 2009. Amostragem probabilística, estratificada, e em conglomerados em três estágios: setor censitário, domicílio e indivíduo. Para garantir a mesma proporcionalidade de residentes em todos os níveis socioeconômicos, a área de estudo foi subdividida em estratos, de acordo com o Índice de Vulnerabilidade à Saúde (IVS), segundo as categorias de vulnerabilidade territorial utilizadas pela Secretaria Municipal de Saúde (SMS): baixa (< 2,33), média (2,33-3,32), elevada (3,33-4,31) e muito elevada (> 4,31)<sup>28</sup>. Foram amostrados 149 setores censitários. Destes, foram elegíveis

5.171 domicílios com moradores acessados; houve recusas (n = 628), entrevistas com problemas (n = 35) e entrevistas agendadas, mas não concluídas, após três tentativas (n = 46). A proporção de perdas foi de 13,7%, resultando em 4.048 domicílios. Em cada domicílio foi selecionado aleatoriamente um residente adulto ( $\geq 18$  anos de idade) para responder ao questionário por entrevistadores previamente treinados após um estudo piloto. Informações mais detalhadas deste inquérito podem ser obtidas em outras publicações<sup>29,30</sup>.

### Variável resposta

Deficiência (DEF), definida a partir do autorrelato de “problema nas funções ou nas estruturas do corpo, como desvio significativo ou perda”<sup>31</sup>, foi operacionalizada por meio da pergunta: “O(a) Senhor(a) tem alguma limitação, dificuldade ou deficiência (seja motora, visual, auditiva ou outras)?”. As respostas foram codificadas em não (ausência de DEF) e sim (presença de DEF).

### Variáveis explicativas

*Composição do índice de posição socioeconômica:* variável latente, estimada como um construto e operacionalizada pela combinação de três variáveis manifestas: renda familiar, escolaridade materna e do entrevistado. Para a renda familiar, considerou-se o ponto médio do intervalo de cada categoria da renda em salários mínimos da época; zero (famílias sem renda); R\$ 207,50 (menos que 1 salário mínimo); R\$ 622,50 (de 1 a menos que 2 salários mínimos); R\$ 1.037,50 (de 2 a menos que 3 salários mínimos); R\$ 1.660,00 (de 3 a menos que 5 salários mínimos); R\$ 3.112,50 (de 5 a menos que 10 salários mínimos); R\$ 6.225,00 (de 10 a menos que 20 salários mínimos); R\$ 10.375,00 (de 20 a menos que 30 salários); R\$ 14.525,00 (de 30 a menos que 40 salários mínimos); R\$ 18.675,00 (de 40 a menos que 50 salários mínimo) e R\$ 24.900,00 (de 50 ou mais salários mínimos). Para a escolaridade da mãe, assim como a escolaridade do entrevistado, consideraram-se categorias em anos completos de estudo que variaram entre zero e 16 anos. Em 510 valores faltantes foi utilizado, para escolaridade materna, o método de imputação múltipla, baseado na distribuição segundo a renda familiar, sexo e idade<sup>32</sup>.

*Morbidade referida:* obtida pelo relato de presença de doença por meio da pergunta: “Alguma vez, um médico ou outro profissional de

saúde já disse que o (a) Senhor (a) tem alguma dessas doenças crônicas? A lista era composta de quinze opções, a saber: hipertensão, colesterol alto, diabetes, asma, artrite (reumatismo, osteoporose, artrose), doença renal crônica, depressão, enxaqueca, epilepsia, tuberculose, câncer, (tumor maligno), doença do coração, doença crônica do pulmão (bronquite, enfisema), doença digestiva crônica (úlcera/gastrite), doença mental (esquizofrenia, psicose, transtorno de ansiedade, transtorno bipolar, transtorno obsessivo compulsivo, síndrome do pânico, anorexia, bulimia). Foram criadas três categorias para a variável a partir das respostas de acordo com a presença ou não dessas doenças” 0- nenhuma; 1- uma; 2- duas ou mais morbidades.

*Variáveis demográficas:* sexo (feminino; masculino) e idade (anos), pré-estabelecidas como variáveis de ajuste.

### Análise de dados

*Análise do escore:* Para a construção do índice de posição socioeconômica foi desenvolvida inicialmente uma análise fatorial exploratória dos dados para a elaboração do índice de posição socioeconômica. Trata-se de uma técnica multivariada de análise fatorial, por meio da análise de componentes principais, que permite identificar as variáveis latentes ou fatores que apresentam a mesma estrutura subjacente das variáveis originais e explicam sua variância, resumindo, assim, a maior parte da informação original (variância) a um número mínimo de fatores. Também permite ao investigador trabalhar com um número reduzido de variáveis sem prejuízo de informação<sup>33,34</sup>. Para avaliar a aplicabilidade do método ao conjunto de dados, aplicaram-se os testes de Bartlett Test of Sphericity (BTS) e de Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO). Esses testes fornecem a probabilidade estatística de que a matriz de correlação tenha correlações significativas entre, pelo menos, algumas das variáveis. A adequação do modelo fatorial para a análise dos dados foi satisfatória e expressou valores de  $p \leq 0,05$  para o BTS e maiores que 0,60 para o KMO. A seguir, realizou-se a técnica de extração dos fatores, cujo método permitiu determinar a quantidade de fatores que melhor representaram o padrão de correlação entre as variáveis observadas. Pela regra do autovalor (*eigenvalue*) sugere-se que sejam extraídos apenas os fatores com valores de autovalor acima de 1. O *eigenvalue* do fator é o tanto que ele contribui para explicar a variância nas variáveis originais. Esse único fator

extraído representou o indicador de posição socioeconômica com média -0,23 ( $\pm 0,91$ ), mínimo -1,742; máximo 4,029, usado neste estudo. A seguir, foi realizada a transformação da variável indicador da posição socioeconômica em uma variável padronizada que variou de 0 (zero) a 100 (cem), sendo o valor 0 (zero) indicativo de pior posição e o valor 100 (cem) de melhor posição socioeconômica.

Posteriormente, realizaram-se análises descritivas por meio de distribuições de frequências, médias e desvio-padrão. A magnitude da associação das variáveis explicativas e da variável resposta foi aferida pelo *odds ratio* (OR) e seu intervalo de confiança (IC 95%) pelo modelo de regressão logística univariada e multivariada e teste de adequação Hosmer-Lemeshow. Para a análise estatística, foi utilizado o *software* STATA 12.0, considerando o desenho amostral e nível de significância de 5%. Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da UFMG.

### Resultados

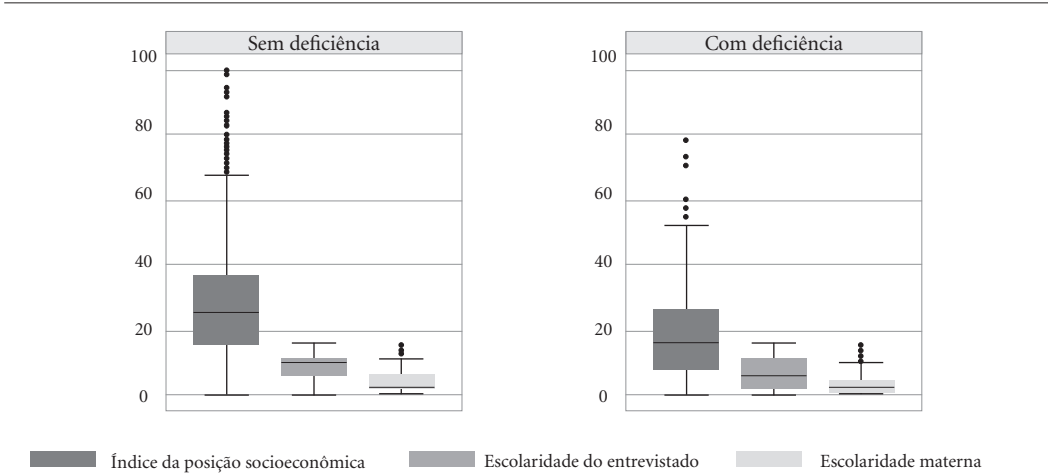
Dos 4.048 participantes do estudo, a prevalência de autorrelato de DEF foi de 10,43% (IC 95%: 9,1-11,7%), 53,11% eram mulheres, com média geral de idade 40,94 ( $\pm 16,14$ ). A maioria dos entrevistados relatou presença de uma ou mais doenças (56,95%).

Com o KMO de 0,6723 e BTS < 0,001 permitiu-se a extração dos fatores por meio da análise fatorial. Foi identificado um único fator (índice da posição socioeconômica) com autovalor de 1,95, resultando no índice da posição socioeconômica com uma média de 26,13 (DP  $\pm 15,85$ ). O índice da posição socioeconômica explicou 67,2% da variância das variáveis manifestas, educação materna, educação e renda do indivíduo, com o peso da carga fatorial de 0,82 para escolaridade da mãe, 0,77 e 0,82, para renda e escolaridade do indivíduo, respectivamente.

A mediana do índice da posição socioeconômica, da escolaridade materna e do entrevistado foi menor entre os indivíduos com DEF quando comparados àqueles sem DEF, conforme ilustrado na Figura 1.

Na análise univariada, todas as variáveis sociodemográficas e de saúde se associaram significativamente ( $p \leq 0,05$ ) com o autorrelato de DEF (Tabela 2). A prevalência de autorrelato de deficiência foi maior no sexo feminino (11,93%; IC 95%: 10,2-13,6) quando comparado ao mas-





**Figura 1.** Relação entre o índice da posição socioeconômica, escolaridade do entrevistado e escolaridade da mãe com presença e ausência de DEF.

**Tabela 2.** Prevalência e associação de variáveis sociodemográficas e de saúde na análise univariada segundo o autorrelato de deficiência física: Estudo Saúde em Beagá 2008-2009 (n = 4048).

Variável	Total	Com deficiência Prevalência* (%) (IC95%)	Sem deficiência Prevalência* (%) (IC95%)	OR (IC95%)
Sexo (%)				
Feminino	53,11	11,93 (10,24-13,63)	88,07 (86,37-89,76)	1
Masculino	46,88	8,72 (6,87-10,56)	91,27 (89,43-93,12)	0,70 (0,53- 0,93) <sup>&amp;&amp;</sup>
Idade em anos (média ± DP)	40,94 (±16,14)	51,13 (±17,50)	39,76 (±15,55)	1,04 (1,03-1,05) <sup>&amp;</sup>
Número de doenças referidas (%)				
Nenhuma	43,03	4,38 (3,24-5,53)	95,6 (94,47-96,76)	1
Uma	23,56	8,35 (6,39-10,32)	91,6 (89,68-93,60)	1,98 (1,37-2,88) <sup>&amp;</sup>
Duas ou mais	33,39	19,67 (16,53-22,81)	80,3 (77,18-83,46)	5,34 (3,84-7,44) <sup>&amp;</sup>
Índice da posição Socioeconômica (média ± DP; mediana, P25-P75) <sup>#</sup>	26,13 (±15,85) (14,27-34,69)	21,44 (±16,22)	31,21 (±17,11)	0,96 (0,95-0,97) <sup>&amp;</sup>

\* Prevalência ponderada; # 152 missing; & P-valor < 0,001; && P-valor: 0,011.

culino (8,72%; IC 95%: 6,8-10,5). A média da idade dos participantes com DEF foi superior (51,13 anos) comparada com aqueles sem (39,76 anos). A prevalência do autorrelato de duas ou mais doenças entre os indivíduos com DEF foi significativamente maior (19,67%) comparado aos indivíduos sem relato de doença (4,38%). O índice da posição socioeconômica foi inferior, com média 21,44 (± 16,22) entre os participantes com DEF quando comparado àqueles sem relato de DEF, média 31,21 (± 17,11).

No modelo multivariado (Tabela 3) as associações entre as variáveis explicativas e o autorrelato de DEF permaneceram significantes, exceto para a categoria sexo que foi mantida no

modelo como ajuste. O aumento de um ano na idade fez crescer em 2% a chance do autorrelato de deficiência (OR = 1,02; IC95%:1,01-1,03). A presença de uma (OR = 1,6; IC 95%: 1,09-2,34), duas ou mais (OR = 3,24; IC 95%: 2,16-4,86) doenças referidas aumentou, respectivamente, em 1,60 e 3,24 vezes a chance dos indivíduos relatarem DEF. O índice da posição socioeconômica teve efeito protetor para o autorrelato de DEF (OR = 0,97; IC 95%: 0,96-0,98). O aumento de um ponto no escore do índice da posição socioeconômica diminuiu em 3% a chance de o indivíduo ter deficiência. O modelo apresentou bom ajuste segundo o Teste de Hosmer e Lemeshow (p = 0,8591).

## Discussão

Este estudo mostrou que a baixa posição socioeconômica representada pela renda familiar, escolaridade materna e do entrevistado e a elevada frequência de doenças estão associadas à maior prevalência de deficiência. Estas associações persistiram no modelo multivariado.

A prevalência de DEF estimada pela Organização Mundial de Saúde (OMS)<sup>3</sup>, em 10%, foi semelhante à encontrada neste estudo. No entanto, a Pesquisa Nacional de Saúde, em 2015<sup>1</sup>, estimou prevalência de DEF em 6%, ao passo que, o censo de 2010 em 24%<sup>2</sup>. Como mencionado anteriormente, disparidades encontradas entre prevalências de DEF podem ser atribuídas a vários fatores, como: definições adotadas para o tema e variações nos instrumentos utilizados para coleta<sup>5</sup>.

Do ponto de vista de associação, no entanto, foi encontrada relativa concordância com estudos anteriores. A idade permaneceu associada com a DEF mesmo quando ajustada pelo sexo, autorrelato de doenças e posição socioeconômica corroborando o efeito bem estabelecido pela literatura da idade na ocorrência da DEF<sup>12,15,17,19</sup>. Com o envelhecimento da população, aumentam as chances do relato da presença de DEF, assim como elevada frequência de doenças, principalmente entre aqueles com mais de 60 anos<sup>14,15</sup>. Ressalta-se, contudo, que, no presente estudo, foi evidenciada a ocorrência da DEF em pessoas com média de idade em torno de 51 anos, revelando, talvez, um declínio precoce das funções e estruturas do corpo humano.

A literatura aponta que as mulheres apresentam elevada prevalência de DEF quando comparado aos homens<sup>11,14,35</sup>. Entretanto, no presente estudo na análise multivariada o sexo não se associou a DEF.

O gradiente dose-resposta observado pelo aumento do número de morbidades referidas à medida que aumenta também a prevalência de DEF foi descrito previamente<sup>11,12,13,36</sup>, apoiando os resultados deste estudo. A relação entre o processo de envelhecimento e o autorrelato de deficiência com doenças crônicas assume também um gradiente dose-resposta: o aumento da idade eleva a frequência de morbidades referidas e aumenta a prevalência de deficiência<sup>12,15,37</sup>. Com frequência, a associação entre o envelhecimento e o autorrelato de deficiência está acompanhada de elevada prevalência de doenças crônicas, principalmente no sexo feminino, pela maior sobrevivência e condições crônicas não fatais entre elas, assim como ao escasso acesso aos serviços de saúde e de reabilitação<sup>37</sup>.

No presente estudo o efeito da posição socioeconômica sobre o aumento da prevalência de DEF manteve-se, mesmo após o ajuste do sexo, idade e presença de comorbidades, semelhante ao encontrado em estudos prévios internacionais<sup>14,17,35,38</sup> e nacionais<sup>12,13</sup>. Apesar da maioria dos estudos verificados utilizar a renda e escolaridade separadamente, o nosso resultado mostrou a mesma direção da associação.

No estudo de Zitko e Melo<sup>17</sup>, indivíduos pertencentes ao quintil de renda mais pobre relataram mais frequentemente DEF em todas as faixas etárias. Entretanto, Gjonca e Breeze<sup>38</sup> encontraram que o efeito da menor riqueza se associou ao aumento de sua prevalência entre os adultos (50-74 anos), mesmo após o ajuste da idade. A magnitude dessa associação entre a pior renda com a condição de saúde foi inferior para os indivíduos com idade acima de 75 anos.

No estudo de Abellán et al.<sup>19</sup>, ambos, escolaridade e renda elevados, reduziram a chance de DEF em 43%, enquanto que a baixa escolaridade com elevada renda reduziu a chance de DEF apenas em 21%. Uma das explicações que elucida o efeito da escolaridade na condição de saúde é que pessoas com alta escolaridade tendem a adotar comportamentos saudáveis, são mais participativas socialmente e procuraram mais por serviços de saúde, principalmente com enfoque preventivo<sup>6,39</sup>.

Kingston et al.<sup>40</sup> comprovaram a teoria do acúmulo de desvantagens ou riscos durante o curso de vida, afirmando que a pior escolaridade contribui para o agravamento da condição de

**Tabela 3.** Associação de variáveis sociodemográficas e de saúde segundo o autorrelato de deficiência física na análise multivariada: Estudo Saúde em Beagá 2008-2009 (n = 4048).

Variável	OR (IC 95%)	P-valor
Sexo (%) <sup>*</sup>		
Feminino	1	0,791
Masculino	0,96 (0,7 - 1,3)	
Idade (anos) <sup>*</sup>	1,02 (1,01 - 1,03)	<0,001
Número de doenças referidas (%)		
Nenhuma	1	
Uma	1,6 (1,09 - 2,34)	0,017
Duas ou mais	3,24 (2,16 - 4,86)	<0,001
Índice da posição socioeconômica <sup>#</sup>	0,97 (0,96 - 0,98)	<0,001

<sup>\*</sup>Variáveis de ajuste; <sup>#</sup>152 missing; Teste de adequação do modelo: Hosmer – Lemeshow.



saúde entre idosos na faixa etária de 85 a 90 anos com incapacidade funcional. O elevado grau de escolaridade é um fator protetor para o surgimento precoce das doenças e de DEF, como encontrado no presente estudo. A condição socioeconômica ao longo da vida, em parte, determina a saúde na vida adulta<sup>8</sup>. Indivíduos cujos pais apresentam baixos níveis de educação durante a infância apresentam risco aumentado de desenvolver incapacidade quando adultos<sup>9</sup>. No presente estudo, o índice da posição socioeconômica dos indivíduos com DEF foi inferior ao daqueles sem DEF, assim como a escolaridade materna e do entrevistado (Figura 1). Este achado, comprovado por estudos anteriores, adicionam evidências na hipótese vigente de que, entres os adultos e idosos, o efeito da baixa escolaridade materna está na cadeia causal dos problemas de saúde manifestos, como: comorbidades, presença de DEF e incapacidade nas atividades de vida diária<sup>9,17</sup>.

O indicador da posição socioeconômica mensura diferentes aspectos da estratificação social, sendo cada um dos componentes deste indicador, educação e/ou renda, mais ou menos relevante por afetar a saúde, dependendo do evento investigado e dos estágios do curso de vida<sup>6</sup>. Tal achado foi corroborado por Herd et al.<sup>7</sup>, cujo indicador de escolaridade foi mais relevante por predizer o início do processo de doenças crônicas e o indicador de renda por predizer a progressão de doença crônica e limitação funcional.

Um importante aspecto deve ser considerado. Este estudo avança por utilizar um indicador robusto, multidimensional, de posição socioeconômica, que agrega três medidas – escolaridade e renda do entrevistado, e escolaridade materna. Este último reflete o efeito cumulativo da posição socioeconômica na vida adulta, sendo considerada um *proxy* da posição socioeconômica do contexto familiar no qual a criança se desenvolveu influenciando no processo de saúde na vida adulta<sup>8</sup>. Apesar de alguns estudos citarem como limitação a mensuração da escolaridade dos pais retrospectivamente, mesmo levando a subestimações das associações encontradas, existem evidências sobre a replicabilidade dos resultados destas mensurações<sup>41,42</sup>.

Algumas limitações devem ser comentadas. A clássica impossibilidade de se estabelecer uma relação de causalidade, por tratar-se de um estudo transversal; a possibilidade da existência do efei-

to de causalidade reversa da variável renda e da variável escolaridade do entrevistado. Este efeito não pode ser totalmente excluído, pois indivíduos com pior renda e escolaridade estão expostos a piores condições de saúde, uma vez que seus recursos financeiros são reduzidos para a manutenção da sua saúde. Também, a comparação dos resultados encontra-se dificultada pela pergunta utilizada no inquérito, pela diversidade de definição do termo deficiência, disponível na literatura para que, em muitos estudos, estava direcionada aos desfechos de incapacidade funcional. A mensuração da deficiência por meio do autorrelato pode gerar erros nas estimativas da deficiência. Apesar das dificuldades de comparabilidade encontradas, prevalências semelhantes a estudos nacionais e internacionais sugerem a validade externa deste estudo.

A pior condição socioeconômica e a elevada frequência de autorrelato de doenças parecem contribuir para o aumento do autorrelato de deficiência e favorecer as iniquidades em saúde nesse grupo populacional. Com foco na redução dessas iniquidades, nossos dados apontam para o incentivo de programas e políticas públicas com estímulo a práticas de prevenção a doenças e agravos na saúde. Nossos resultados indicam a enorme relevância da política de transferência de renda focalizada por meio da aplicação de teste meio com base na renda familiar per capita e voltado a uma população com elevado nível de vulnerabilidade, que é o caso dos portadores de deficiência.

## Colaboradores

MF Felicíssimo, AAL Friche, JAB Neves e WT Caiaffa trabalharam na concepção e delineamento do artigo, análise e interpretação dos dados, redação final e revisão crítica; CC Xavier e FA Proietti trabalharam na interpretação dos dados, redação do artigo e revisão crítica. Todos os autores aprovaram a versão final a ser publicada.

## Referências

1. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa nacional de saúde: 2013: ciclos de vida: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: IBGE; 2015.
2. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Censo demográfico 2010: características gerais da população, religião e pessoas com deficiência*. Rio de Janeiro: IBGE; 2012.
3. Organização Mundial da Saúde (OMS). *Relatório Mundial sobre a deficiência. World Report on Disability*. São Paulo: SEDPcD; 2012.
4. Klijs B NW, Looman CW, Mackenbach JP. Contribution of Chronic Disease to the Burden of Disability *PLoS One* 2011; 6(9):e25325.
5. Amiralian ML, Pinto EB, Ghirardi MI, Lichtig I, Masini EF, Pasqualin L. Conceituando deficiência. *Rev Saude Publica* 2000; 34(1):97-103.
6. Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Smith GD. Indicators of socioeconomic position (part 1). *J Epidemiol Commun H*. 2006; 60(1):7-12.
7. Herd P, Goesling B, House JS. Socioeconomic position and health: the differential effects of education versus income on the onset versus progression of health problems. *J Health Soc Behav* 2007; 48(3):223-238.
8. Galobardes B, Lynch J, Smith GD. Measuring socioeconomic position in health research. *Brit Med Bull* 2007; 81-82:21-37.
9. Bowen ME, González HM. Childhood socioeconomic position and disability in later life: results of the health and retirement study. *Am J Public Health* 2010; 100(Supl.1):S197.
10. Guralnik JM, Butterworth S, Wadsworth ME, Kuh D. Childhood socioeconomic status predicts physical functioning a half century later. The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences. *J Gerontol A Biol Sci Med Sci* 2006; 61(7):694-701.
11. Felicíssimo ME, Friche AAL, Andrade ACS, Andrade RG, Costa DAS, Xavier CC, Proietti FA, Caiaffa WT. Prevalência e fatores associados ao autorrelato de deficiência: uma comparação por sexo. *Rev Bras Epidemiol* 2017; 20(1):147-160.
12. Castro SS, César CLG, Carandina L, Barros MBA, Alves MCGP, Goldbaum M. Deficiência visual, auditiva e física: prevalência e fatores associados em estudo de base populacional. *Cad Saude Publica* 2008; 24(8):1773-1782.
13. Castro SS, Cesar CLG, Carandina L, Barros MB, Alves MC, Goldbaum M. Physical disability, recent illnesses and health self-assessment in a population-based study in Sao Paulo, Brazil. *Disabil Rehabil* 2010; 32(19):1612-1615.
14. Hosseinpoor AR, Williams JS, Jann B, Kowal P, Officer A, Posarac A, Chatterji S. Social determinants of sex differences in disability among older adults: a multi-country decomposition analysis using the World Health Survey. *Int J Equity Health* 2012; 11:52.
15. Klijs B, Nusselder WJ, Looman CW, Mackenbach JP. Educational disparities in the burden of disability: contributions of disease prevalence and disabling impact. *Am J Public Health* 2014; 104(8):e141-e148.
16. Picavet HS, Hoeymans N. Physical disability in The Netherlands: prevalence, risk groups and time trends. *Public Health* 2002; 116(4):231-237.
17. Zitzko Melo P, Cabieses Valdes B. Socioeconomic determinants of disability in Chile. *Disabil Health J* 2011; 4(4):271-282.
18. Souza MAP, Sampaio RF, Aguiar N, Augusto VG. Exploring the organization of daily life among women with disabilities in Belo Horizonte, Brazil: perspectives of functionality and temporality. *Disabil Soc* 2013; 28(2):161-175.
19. Abellán A, Rodríguez-Laso Á, Pujol R, Barrios L. A higher level of education amplifies the inverse association between income and disability in the Spanish elderly. *Aging Clin Exp Res* 2015; 27(6):903-909.
20. Esping-Andersen G. As três economias Políticas do Welfare State. *Lua Nova* 1991; 24:85-116.
21. Esping-Andersen G. O futuro do Welfare State na Nova Ordem Mundial. *Lua Nova* 1995; 35:73-111.
22. Medeiros MA. *Trajetória do Welfare State no Brasil: Papel Redistributivo das Políticas Sociais dos anos 1930 aos anos 1990*. Brasília: Ipea; 2001. (Texto para Discussão, n. 852)
23. Marshall TH. *Cidadania, Classe Social e Status*. Rio de Janeiro: Zahar; 1967.
24. Soares SSD. The Efficiency and Effectiveness of Social Protection Against Poverty and Inequality in Brazil. In: Midgley J, Piachau D, organizadores. *Social Protection, Economic Growth and Social Change: Goals, Issues and Trajectories in China, India, Brazil and South Africa*. Cheltenham: Edward Elgar; 2013. p.153-165.
25. Medeiros M, Soares SSD, Souza PHGF, Osorio RG. Inequality, Poverty, and the Brazilian Social Protection System. In: Pieterse JN, Cardoso A, organizadores. *Brazil Emergin: Inequality and Emancipation*. New York: Routledge; 2013. p. 32-49.
26. Costa N, Marcelino M, Duarte C, Uhr D. Proteção social e pessoa com deficiência no Brasil. *Cien Saude Colet* 2016; 21(10):3037-3047.
27. Macêdo A, Oliveira L. Benefício de prestação continuada: perspectivas na avaliação médico-social. *Revista Katálysis* 2015; 18(1):32-40.
28. Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte. Gerência de Epidemiologia e Informação (GEEPI). *Índice de Vulnerabilidade à Saúde 2003*. Belo Horizonte: PBH; 2003.
29. Meireles AL, Xavier CC, Andrade AC, Friche AA, Proietti FA, Caiaffa WT. Self-rated health in urban adults, perceptions of the physical and social environment, and reported comorbidities: The BH Health Study. *Cad Saude Publica* 2015; 31(Supl. 1):120-135.
30. Friche AAL, Xavier CC, Proietti FA, Caiaffa WT. *Saúde urbana em Belo Horizonte*. Belo Horizonte: UFMG; 2015.
31. Organização Mundial da Saúde (OMS). *Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF)* 2003. Lisboa: OMS; 2004.
32. Camargos VP, César CC, Caiaffa WT, Xavier CC, Proietti FA. Imputação múltipla e análise de casos completos em modelos de regressão logística: uma avaliação prática do impacto das perdas em covariáveis. *Cad Saude Publica* 2011; 27(12):2299-2313.
33. Hair Júnior BF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, Tatham RL. *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre: Bookman; 2005.

34. Mingoti SA. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG; 2005.
35. Kavanagh AM, Krnjacki L, Aitken Z, LaMontagne AD, Beer A, Baker E, Bentley R. Intersections between disability, type of impairment, gender and socio-economic disadvantage in a nationally representative sample of 33,101 working-aged Australians. *Disabil Health J* 2015; 8(2):191-199.
36. Kinne S, Patrick DL, Doyle DL. Prevalence of secondary conditions among people with disabilities. *Am J Public Health* 2004; 94(3):443-445.
37. Verbrugge LM, Jette AM. The disablement process. *Soc Sci Med.* 1994; 38(1):1-14.
38. Gjonça ETF, Breeze E. Socioeconomic differences in physical disability at older age. *J Epidemiol Commun H* 2009; 63:928-935.
39. Silva FCM, Sampaio RF, Ferreira FR, Camargos VP, Neves JA. Influence of context in social participation of people with disabilities in Brazil. *Rev Panam Salud Públ* 2013; 34(4):250-256.
40. Kingston A, Davies K, Collerton J, Robinson L, Duncan R, Kirkwood TBL, Jagger C. The enduring effect of education-socioeconomic differences in disability trajectories from age 85 years in the Newcastle 85+ Study. *Arch Gerontol Geriatr* 2015; 60(3):405-411.
41. Krieger N, Okamoto A, Selby JV. Adult female twins' recall of childhood social class and father's education: a validation study for public health research. *Am J Epidemiol* 1998; 147(7):704-708.
42. Mckenzie SK, Carter KN. Are retrospective measures of childhood socioeconomic position in prospective adult health surveys useful? *Australas Epidemiol* 2009; 16(3):22.

---

Artigo apresentado em 26/02/2017

Aprovado em 03/07/2017

Versão final apresentada em 04/09/2017