

# FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE PARA O BRASIL: ANÁLISE PELO MODELO DE GROSSMAN

## Health Production Function for Brazil: analysis by the Grossman Model

**José Rodrigo Gobi**

Economista. Mestre em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). joserodrigogobi@gmail.com

**Pietro André Telatin Paschoalino**

Economista. Doutorando em Economia pela UEM. pietro\_telato@hotmail.com

**Cássia Kely Favoretto Costa**

Economista. Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

Professora Adjunta nível B do Departamento de Economia (UEM). ckfcosta@uem.br

**Marina Silva da Cunha**

Economista. Doutora em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP). Professora

Titular do Departamento de Economia (DCO/UEM). mscunha@uem.br

---

**Resumo:** Este estudo estimou funções de produção de saúde para o Brasil averiguando fatores que afetam a saúde da população e como residir em diferentes estados altera a percepção da saúde dos indivíduos. Foram estimados modelos *Probit* com e sem instrumentos utilizando informações da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013. Observou-se que menores níveis de idade, maior escolaridade, possuir plano de saúde, não ser obeso, ser do sexo masculino, não fumar e não ter diagnóstico de doenças crônicas estão associados com melhor saúde. Nota-se, ainda, que o efeito da educação sobre a saúde aumenta ao se corrigir o problema de endogeneidade. Ademais, as regiões Norte e Nordeste apresentaram menor probabilidade de o indivíduo se avaliar saudável. Destaca-se que políticas públicas que estimulem hábitos saudáveis podem ser consideradas fundamentais para a produção de melhor saúde, seja por meio de ações que estimulem a boa alimentação ou desestimule o consumo tabágico.

**Palavras-chave:** Estado de saúde; Percepção da Saúde; Economia da saúde; Modelo Probit.

**Abstract:** This study estimated health production functions for Brazil by investigating factors that affect the health of the population and how residing in different states alters the perception of individuals' health. Probit models with and without instruments were estimated using information from the National Health Survey of 2013. It was observed that lower levels of age, higher education, health insurance, non-obese, male, non-smoking and no diagnosis of chronic diseases are associated with better health. It is also noted that the effect of education on health increases when correcting the problem of endogeneity. In addition, the North and Northeast regions were less likely to be healthy. It should be emphasized that public policies that stimulate healthy habits can be considered fundamental to produce better health, either through actions that stimulate good nutrition or discourage smoking.

**Keywords:** Health condition; Health production; Health economics.

## 1 INTRODUÇÃO

O estado de saúde de uma população é um indicador fundamental nas análises sobre políticas públicas e para o desenvolvimento econômico de uma região. Dias menos saudáveis geram consideráveis perdas econômicas aos países, devido, por exemplo, à diminuição da participação da força de trabalho (CAI, 2010). Além disso, saúde é uma das características mais importantes do capital humano (GROSSMAN, 1972b), sendo responsável por tornar o indivíduo mais produtivo e impactar consideravelmente em seu bem-estar (SOUZA; SANTOS; JACINTO, 2013). Nesse contexto, destaca-se a importância da saúde preventiva como fator condicionante do crescimento econômico de um país a partir do envelhecimento populacional (SOARES, 2007).

Nas últimas décadas, a percepção do estado de saúde das populações tem se modificado, estando cada vez mais relacionada ao estilo e qualidade de vida das pessoas (COSTA; BARBOSA, 2013). Nesta linha, a procura por melhores condições de saúde é resultado de um processo de escolhas individuais, que leva à análise do comportamento de cada indivíduo no setor saúde (BARROS, 2003).

No contexto microeconômico, o estado de saúde de uma população (ou número de dias saudáveis vivenciados por ela) pode ser representado por uma função de produção. Como determinantes dessa função destacam-se os insumos de assistência à saúde (como, tratamentos prestados por médicos, enfermeiros, fisioterapeutas, nutricionistas, farmacêuticos, entre outros), o estilo de vida das pessoas, o meio ambiente e a própria biologia humana. (FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2008). Por meio do estado de saúde é possível estabelecer diferenças de morbidade em subgrupos populacionais, comparar necessidades de serviços e recursos de saúde por regiões de um país, como também, calcular outros indicadores relacionados à morbidade e mortalidade (IBGE, 2016).

Diversos insumos são usados na estimativa de uma função de produção e afetam diretamente o estado de saúde de uma população, destacando: os fatores socioeconômicos e demográficos: sexo, idade, cor ou raça, índice de massa corporal, taxa de urbanização, renda *per capita*, poluição do ar, disponibilidade de alimentos e nível de escolaridade (BARROS, 2003; JOUMARD et al., 2010; NASAB et al., 2013; THORNTON, 2015; SILVA;

SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016); variáveis de assistência à saúde, como procura por cuidados e planos de saúde (KASSOUF, 2005; THORNTON, 2015); *proxies* de comportamento, representadas pelas variáveis: sedentarismo, alcoolismo, tabagismo, alimentação, sono excessivo ou insuficiente e estresse (KENKEL, 1995; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016); e aspectos relacionados ao diagnóstico de doenças crônicas (BARROS, 2003; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016), entre outras.

As decisões sobre o estilo de vida também impactam na produção de saúde de cada indivíduo, principalmente, quando se analisam os diferentes tipos de doenças crônicas existentes, como hipertensão, diabetes, doenças cardiovasculares, respiratórias, entre outras. De forma geral, estas doenças geram limitações físicas e emocionais para as pessoas, reduzem a qualidade de vida e interferem no comportamento de vida de cada um, bem como no convívio com familiares e a sociedade em geral (MARTINS; FRANÇA; KIMURA, 1996).

As doenças crônicas têm impactado negativamente no desenvolvimento social e econômico dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, provocando elevado número de mortes prematuras e queda da qualidade de vida. Em 2012, no âmbito mundial, essas doenças foram responsáveis por 68% do total de mortes (56 milhões de óbitos) (WHO, 2013; 2014). No Brasil, em 2013, cerca de 40% da população (57,4 milhões de pessoas), possuía pelo menos uma doença crônica, sendo que diabetes (9,1 milhões de pessoas), hipertensão arterial (31,3 milhões), colesterol (18,4 milhões), doença crônica da coluna (27 milhões) e a depressão (11,2 milhões) foram as que apresentaram as maiores prevalências no país (IBGE, 2016).

No Brasil, umas das formas de se obter informações regionais sobre o estado de saúde da população é por meio da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS), que mede a autoavaliação de cada indivíduo entrevistado. Na PNS de 2013, 205.546 indivíduos foram entrevistados. Deste total, os residentes nas regiões Sudeste e Sul do país foram os que se autoavaliaram com melhor saúde, sendo que 71,5% e 69,5% desses indivíduos declararam sua saúde como boa ou muito boa, respectivamente. Além disso, a região Sul apresentou os dois estados (Rio Grande do Sul - 24,76% e Santa Catarina - 23,61%) em que a saúde foi melhor autoavaliada.

O Nordeste exibiu o menor estado de saúde autoavaliado, haja vista que 56,7% dos entrevistados residentes nessa região declararam sua saúde como muito boa ou boa. As regiões Centro-oeste e Norte apresentaram taxas de 68,1% e 59,8%, respectivamente (IBGE, 2016).

Neste contexto, este estudo torna-se relevante ao pretender investigar e buscar compreender quais insumos estão associados à melhor percepção de saúde da população do Brasil. Além disso, devido às diferenças regionais existentes nas declarações sobre o estado de saúde de cada indivíduo por Unidade Federativa, torna-se importante analisar quais estados brasileiros estão associados com melhor saúde. A partir dessa pesquisa, busca-se fornecer informações para que os gestores de políticas públicas possam formular políticas mais eficientes com o intuito de melhorar a qualidade de vida de toda a população.

Na literatura científica internacional e nacional, estudos teóricos e empíricos têm buscado compreender os insumos que estão associados à produção de saúde, tais como Grossman (1972a, 1972b); Barros (2003); Favissa e Gutema (2008); Kenkel (1995); Cai (2010); Gilleskie e Harrison (1998); Thornton (2015); Nasab et al. (2013); Kasouf (1993; 1994; 2005); Souza, Santos e Jacinto (2013); Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016). De forma geral, constata-se que os fatores socioeconômicos (por exemplo, nível de escolaridade e renda) e de estilo de vida podem estar fortemente associados com as condições de saúde de uma determinada população. Além disso, campanhas que incentivem melhores hábitos como alimentação, atividade física, busca por cuidados médicos e divulgação de informações sobre questões que prejudicam a saúde (sedentarismo, alcoolismo, tabagismo, entre outros), tendem a apresentar forte impacto positivo sobre a saúde dos indivíduos.

Diante do exposto, o objetivo desse artigo foi estimar funções de produção de saúde para o Brasil a partir do modelo teórico de Grossman (1972a; 1972b). De forma específica, buscou-se: a) avaliar os fatores que afetam a saúde geral da população brasileira, e b) analisar como residir em diferentes estados altera a percepção de saúde. As estimativas empíricas das funções de produção foram feitas por meio do modelo econométrico *Probit*.

O trabalho está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. Na próxima seção,

aborda-se a base teórica sobre as funções de produção de saúde; na segunda é apresentada a estratégia empírica, os dados e as variáveis utilizadas; na terceira seção, os resultados são apresentados e discutidos e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

## 2 MODELO DE GROSSMAN: FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE

O modelo teórico de Michael Grossman foi desenvolvido no início da década de 1970 a partir da publicação dos seus estudos seminais (GROSSMAN, 1972a; 1972b) na literatura científica de Economia da Saúde.

Grossman (1972a) introduziu a ideia de que os próprios indivíduos são capazes de produzir saúde e a demanda por bens e serviços médicos são derivados dessa procura por melhor estado de saúde. O objetivo de seu estudo se constituiu em estruturar um modelo de demanda para um produto específico, denominado “boa saúde”, verificando como os problemas de saúde, medidos pelas taxas de mortalidade e morbidade, influenciam na quantidade e produtividade do trabalho.

A justificativa básica para o desenvolvimento do modelo de Grossman consiste na diferença existente entre capital saúde e as outras formas de capital humano, tais como escolaridade, experiência, gastos com migração, entre outros. O estoque de conhecimento, por exemplo, afeta sua produtividade no mercado de trabalho e fora dele, enquanto que seu estoque de saúde permite ao indivíduo determinar a quantidade total de tempo disponível para as atividades de mercado ou não mercado. A segunda justificativa consiste na percepção de que quando os indivíduos demandam bens e serviços médicos não estão exigindo estes serviços em si, mas “boa saúde” (GROSSMAN, 1972b).

Grossman (1972b) aborda também elementos inovadores para examinar o comportamento do consumidor. A mercadoria “boa saúde” é tratada como um estoque, pois “capital saúde” é tido como um componente do estoque de capital humano. Desta forma, assume-se que os indivíduos nascem com um estoque de saúde que se deprecia ao longo do tempo e pode ser aumentada por meio de investimentos. O óbito ocorrerá quando seu estoque se reduzir a um determinado nível.

O nível de saúde dependerá dos recursos alocados para sua produção, como o próprio tempo

e a idade do indivíduo, bens e serviços adquiridos no mercado, nível de escolaridade, salário e riqueza familiar. A saúde é tratada pelos consumidores com uma mercadoria de consumo, no sentido de produzir uma utilidade direta, assim, dias doentes são uma fonte de desutilidade. Além disso, pode ser vista também como uma mercadoria de investimento, pois ao elevar o estoque de saúde, o indivíduo diminui seus dias de incapacidade, permitindo elevar seus rendimentos (GROSSMAN, 1972a).

Para Grossman (1972b) a produção de investimento em saúde e de outros bens pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_t = I_t(M_t, T_{Ht}, E_t), t = 0, 1, \dots, n, \quad (1)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_{Zt}, E_t). \quad (2)$$

De acordo com a equação (1), a produção de investimento bruto em saúde ( $I_t$ ) é uma função das despesas com insumos médicos ( $M_t$ ), no tempo gasto para melhorar a saúde ( $T_{Ht}$ ) e do estoque de capital humano ( $E_t$ ). A produção de bens domésticos ( $Z_t$ ), conforme equação (2), ocorre por meio do tempo gasto na produção de bens domésticos ( $T_{Zt}$ ), dos bens comprados para a produção de  $Z_t$  ( $X_t$ ) e do capital humano.

Para o consumidor, os bens e o tempo são recursos escassos. A restrição orçamentária dos bens de mercado equivale a igualar o valor presente dos gastos com os bens ao valor presente dos rendimentos ganhos ao longo da vida somados aos ativos iniciais:

$$\sum \frac{P_t M_t + V_t X_t}{(1+r)^t} = \sum \frac{W_t T W_t}{(1+r)^t} + A_0 \quad (3)$$

sendo que  $P_t$  e  $V_t$  são os preços dos insumos e bens adquiridos no mercado,  $W_t$  é o salário,  $T W_t$  são as horas de trabalho,  $A_0$  os ativos iniciais e  $r$  a taxa de juros. O tempo é o maior recurso que um indivíduo possui, e sua restrição ( $\Omega$ ) supõe que o tempo total disponível deve ser dividido por todas as possíveis utilizações, conforme equação (4):

$$\Omega_t = T W_t + T_{Ht} + T_{Zt} + T L_t \quad (4)$$

Considerando que  $T L_t$  é o tempo perdido quando se está doente, o tempo do indivíduo deverá ser alocado entre as horas com trabalho, produção de saúde, produção de bens domésticos (lazer) e tempo perdido pela falta de saúde (GROSSMAN, 1972b).

No modelo, os principais fatores que afetam o capital saúde são idade, salário e educação. Com relação à idade, a saúde das pessoas mais velhas tende a depreciar mais rápido, e em virtude deste fato, a procura por bens e serviços de saúde dessa faixa aumentará, ou seja, seu investimento bruto em saúde expandirá ao longo da vida (GROSSMAN 1972b; GROSSMAN, 1976; GROSSMAN, 2000).

Como a dotação de dias trabalhando é menor quando o indivíduo está doente, a saúde é considerada como um bem que produz dias mais saudáveis, assim, o indivíduo possui maior incentivo em elevar seu estoque de saúde quando sua taxa salarial aumenta. Ou seja, espera-se que quanto maiores forem os níveis salariais, maior será o estoque de capital saúde (GROSSMAN, 1972b; GROSSMAN, 1976; GROSSMAN, 2000).

O nível educacional é tido como um fator capaz de aumentar a eficiência com que o indivíduo produz investimentos em saúde. A educação contribui para que o consumidor possua hábitos mais saudáveis, além de buscar mais informações com médicos e outros agentes de saúde. Portanto, se espera que quanto mais alto for o nível de escolaridade, maior será a busca por estoque de capital saúde mais elevado. O impacto da escolaridade sobre a saúde pode ser dividido em componentes diretos e indiretos. O componente direto representa a capacidade dos consumidores com escolaridade adicional de obter maiores níveis de produção de saúde com menos recursos. O componente indireto representa a capacidade do indivíduo, com escolaridade extra, em selecionar melhores conjuntos de insumos (GROSSMAN, 1972b; GROSSMAN, 1976; GROSSMAN, 2000).

Nesse contexto, o modelo de Grossman permite a compreensão dos principais componentes que influenciam a produção de investimento em saúde, como o tempo e a renda dos indivíduos, além dos fatores que afetam a procura por bens e serviços médicos, como idade, educação e salário, entre outros.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Fonte e descrição dos dados

Trata-se de uma pesquisa descritiva e analítica que foi desenvolvida a partir de dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) de 2013. Nesta, foram entrevistados 205.546 participantes distribuídos

por todas as Unidades da Federação. Essa pesquisa aborda aspectos sobre a percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas de indivíduos brasileiros. A principal amostra utilizada nessa pesquisa contém 40.962 indivíduos. Os dados foram coletados no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/pns/2013/default.shtm>) em março de 2017. As estimativas econométricas foram feitas usando o pacote econométrico Stata 13.

A variável dependente do modelo analisado é a autoavaliação de saúde (1 = status de saúde muito bom e bom; 0 = caso contrário), que consiste na percepção que cada pessoa tem em relação a sua própria saúde. Este indicador engloba aspectos físicos, emocionais e de satisfação com a própria vida (IBGE, 2016). Já as variáveis explicativas correspondem às informações sociodemográficas, de assistência à saúde, de comportamento e prevalência de doenças crônicas, conforme apresentado na Tabela 1.

Dada a especificidade da variável dependente, na pesquisa foram estimados modelos econométricos *Probit*. O modelo 1 considera todas as variáveis explicativas como exógenas, sem restrições, da amostra principal. No modelo 2, restringiu-se a amostra para ocupados com cônjuge com todas as variáveis exógenas. No modelo 3, considerou-se a variável escolaridade endógena, com a mesma restrição imposta no modelo anterior.

Funções de produção são suscetíveis a problemas econométricos relacionados a equações simultâneas, uma vez que as variáveis do lado direito da equação são determinadas pelo indivíduo (KASSOUF, 1993). Desta forma, sendo uma das variáveis do lado direito endógena, essa estará correlacionada com o erro, gerando um estimador viesado caso seja estimado por mínimos quadrados ordinários.

Desta maneira, aplica-se o método de mínimos quadrados em dois estágios para a solução do problema, encontrando estimadores não viesados e consistentes. Nos modelos considerou-se a escolaridade do indivíduo como uma variável endógena. No

primeiro estágio, para estimação da variável escolaridade, utilizou-se como instrumento a variável escolaridade do cônjuge, baseado no estudo de Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016), uma vez que o indivíduo não escolhe a escolaridade de seu parceiro, porém essa é correlacionada com sua escolaridade. Ademais, outro instrumento utilizado foi a ocupação do indivíduo como diretor, gerente, profissional da ciência e intelectual, que pode captar questões relacionadas à habilidade, estando assim, também correlacionada com a escolaridade do indivíduo.

No caso dos modelos 2 e 3, com a restrição para ocupados com cônjuge a amostra é de 15.552 observações. Essas restrições são necessárias devido aos instrumentos utilizados, ou seja, escolaridade do cônjuge e ocupação.

Destaca-se que para os três modelos foram incluídas variáveis binárias com a intenção de captar o efeito marginal de residir em determinada Unidade Federativa sobre a autoavaliação do indivíduo, em que foi considerado o estado de Minas Gerais como referência. A escolha de Minas Gerais como referência se deve ao fato de ter apresentado a maior proporção de indivíduos saudáveis em relação aos demais estados e Distrito Federal, considerando a amostra principal desse estudo (IBGE, 2016).

A partir da Tabela 1, observa-se também os sinais esperados dos efeitos das variáveis explicativas sobre a dependente. Em relação aos indicadores de assistência à saúde, o sinal esperado está associado ao acesso a serviços de saúde, fundamentais para o cuidado e prevenção de doenças. Conforme o nível de escolaridade se eleva é esperado efeito positivo sobre a saúde, pois influencia diretamente as escolhas dos consumidores na procura de serviços de saúde e alimentação, e indiretamente nos postos de trabalho, que acabam por aumentar a renda. A variável que captura o efeito de residir na área urbana ou rural pode apresentar efeito dubio, pois pode, por um lado, representar menor acesso a serviços de saúde e por outro, menor nível de poluição e problemas relacionados a centros urbanos (AUSTER; LEVESON; SARACHEK, 1972; FAYISSA; TRAIAN, 2013).

Tabela 1 – Descrição e sinal esperado das variáveis do modelo

Variáveis	Descrição	Sinal esperado
<b>Variáveis sociodemográficas</b>		
Sexo	Sexo declarado pelo indivíduo (1 = feminino e 0 = masculino).	-
Idade	Idade do indivíduo (Dividiu-se essa variável em: jovem adulto = com idade até 40 anos; adulto = com idade entre 41 e 59 anos; idoso = com idade igual ou maior que 60 anos).	-
Cor/raça	Cor ou raça declarada pelo indivíduo (1 = negro ou pardo; 0 = brancos).	-
IMC	Índice de massa corporal (1 = abaixo do peso; 2 = peso ideal; 3 = sobre peso; 4 = obesidade) <sup>&lt;?&gt;</sup> .	-
Unidades da Federação	Criou-se uma variável para cada um dos 26 Estados e Distrito Federal, com o intuito de captar o efeito regional sobre as variáveis estudadas.	
Escolaridade	Nível de escolaridade do indivíduo (1 = Classe de alfabetização; 2 = alfabetização de jovens e adultos; 3 = antigo primário; 4 = antigo ginásio; 5 = regular do ensino fundamental ou do 1º grau; 6 = educação de jovens e adultos ou supletivo do ensino fundamental; 7 = antigo científico, clássico etc.; 8 = regular do ensino médio ou 2º grau; 9 = educação de jovens e adultos ou supletivo do ensino médio; 10 = superior/graduação; 11 = mestrado e 12 = doutorado).	+
Rural	Área de residência (1 = rural; 0 = urbano)	+/-
<b>Variável assistência à saúde</b>		
Última consulta	Mostra o tempo da última consulta com um médico (1 = consultou nos doze últimos meses; 0 = caso contrário).	-
Plano de Saúde	Tem plano de saúde (1 = sim; 0 = não).	+
<b>Proxies de comportamento</b>		
Alcoolismo	Consumo de álcool (1 = pelo menos uma vez por mês; 0 = não bebo nunca).	-
Tabagismo	Hábito de fumar (1 = diariamente ou menos que diariamente; 0 = não fumo atualmente).	-
<b>Doenças crônicas</b>		
Hipertensão	Indivíduos que já foram diagnosticados com hipertensão (1 = sim; 0 = não).	-
Diabetes	Indivíduos que já foram diagnosticados com diabetes (1 = sim; 0 = não).	-
Colesterol alto	Indivíduos que já foram diagnosticados com colesterol alto (1 = sim; 0 = não).	-
Asma	Indivíduos que já foram diagnosticados com asma (1 = sim; 0 = não).	-

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016).

O comportamento individual também pode influenciar a saúde. O consumo de álcool e o hábito de fumar estão associados ao risco de contrair diversas doenças, impactando negativamente no estado de saúde (FAYSSA; TRAIAN, 2013). Por sua vez, o sinal esperado da variável cor/raça é negativo, haja visto que no Brasil, a população branca historicamente teve maior acesso a serviços públicos. Por fim, leva-se em consideração os impactos das doenças crônicas sobre o estado de saúde, as quais apresentam sinais negativos. A incidência de doenças crônicas pode ainda estar relacionada com questões comportamentais que também afetam esse estado, por exemplo, dietas e a prática de exercícios físicos (BOUCHARD et al., 1994; MCCULLOUGH et al., 1997; OECD, 2010; HEMSLEY; HOLLANDA, 2012).

Na Tabela 2 estão apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis que são analisadas no modelo econométrico, com base na amostra principal desse estudo, de 40.962 indivíduos, ou seja, sem a restrição de ocupados, com cônjuge.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas, Brasil 2013

	Média	Erro-Padrão	Intervalo de Confiança (95%)	
Avaliação de saúde	0,650	0,002	0,645	0,654
Sexo	0,591	0,002	0,586	0,596
Jovem adulto	0,446	0,002	0,441	0,451
Adulto	0,359	0,002	0,354	0,363
Idoso	0,195	0,002	0,192	0,199
Cor/raça	0,561	0,002	0,556	0,565
IMC	2,822	0,004	2,814	2,830
Escolaridade	6,681	0,012	6,656	6,705
Rural	0,211	0,002	0,207	0,215
Última consulta	0,770	0,002	0,766	0,774
Plano de Saúde	0,315	0,002	0,310	0,319
Alcoolismo	0,384	0,002	0,379	0,388
Tabagismo	0,133	0,002	0,130	0,137
Hipertensão	0,250	0,002	0,246	0,254
Diabetes	0,073	0,001	0,071	0,076
Colesterol Alto	0,146	0,002	0,143	0,150
Asma	0,432	0,001	0,430	0,434

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016).

Por fim, na Tabela 3 estão dispostas as proporções de indivíduos que se autoavaliaram com saúde muito boa ou boa por variável explicativa

utilizada como controle no modelo. Verifica-se associação positiva entre saúde e indivíduos brancos. Entre as pessoas que se declararam brancas, 69% apresentam melhor estado de saúde (dada a classificação desse trabalho), enquanto que 62% das pessoas que se declararam negras ou pardas se avaliaram saudáveis.

No quesito escolaridade, tem-se que conforme aumenta o nível educacional, eleva-se a proporção de indivíduos com melhor saúde. Nota-se também proporção mais alta de pessoas com saúde muito boa ou boa que possuem planos de saúde, demonstrando a relação positiva entre essa variável e a saúde. Por outro lado, a proporção maior de indivíduos que realizaram consultas médicas nos últimos doze meses e avaliaram negativamente seu estado de saúde, indicando tendência de que consumidores podem buscar por atendimento médico quando já estão doentes, não como prevenção.

Percebe-se também que quanto maior a idade, menor a proporção de indivíduos com melhor saúde. Na faixa dos jovens adultos (com idade até 40 anos), 77% dos indivíduos entrevistados se declararam com melhor saúde, enquanto que na faixa adulta (com idade entre 41 e 59 anos) essa proporção é de 60% e nos idosos (idade igual ou superior a 60 anos) é de 47%, aproximadamente.

Nota-se também na Tabela 3 que para os consumidores que estão abaixo do peso ou obesos, possuem hábito de fumar e já foram diagnosticados com alguma doença crônica (hipertensão, diabetes, colesterol alto ou asma), menor é a proporção de indivíduos que se declararam saudáveis, comparando-se com os respectivos grupos de cada variável. Cabe destacar ainda, que não houve diferença significativa na proporção de indivíduos que se autoavaliaram com saúde boa ou muito boa dos que residiam na área rural ou urbana. As pessoas que declararam consumir bebida alcóolica apresentaram proporção mais alta de autoavaliar positivamente seu estado de saúde.

Tabela 3 – Proporção de indivíduos com saúde muito boa ou boa, Brasil, 2013

Indicador	Saúde Boa ou Muito Boa	Indicador	Saúde Boa ou Muito Boa
Cor/Raça		Rural	
Negros/Pardos	0,620	Rural	0,644
Branços	0,689	Urbano	0,651

Indicador	Saúde Boa ou Muito Boa	Indicador	Saúde Boa ou Muito Boa
Idade		Última consulta	
Jovem Adulto	0,770	Sim	0,614
Adulto	0,599	Não	0,769
Idoso	0,473	Plano de Saúde	
Sexo		Sim	0,766
Masculino	0,693	Não	0,596
Feminino	0,620	Alcoolismo	
IMC		Sim	0,729
1	0,567	Não	0,600
2	0,697	Tabagismo	
3	0,657	Sim	0,606
4	0,570	Não	0,656
Escolaridade		Hipertensão	
1	0,372	Sim	0,431
2	0,412	Não	0,723
3	0,390	Diabetes	
4	0,471	Sim	0,315
5	0,589	Não	0,676
6	0,540	Colesterol Alto	
7	0,617	Sim	0,446
8	0,742	Não	0,685
9	0,645	Asma	
10	0,819	Sim	0,510
11	0,870	Não	0,656
12	0,832		

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016).

### 3.2 Modelo Empírico

O modelo *Probit* se refere a um método apropriado para conjuntos de dados em que a variável dependente é dicotômica, ou seja, uma variável qualitativa com dois estados possíveis, tais como valor um ou zero (GREENE, 2012).

Nesse contexto, o modelo *Probit*, caracterizado como um modelo de escolha discreta, pode ser apresentado como:

$$P(y = 1|x) = F(x, \beta) \tag{5}$$

sendo que  $x$  é um vetor das variáveis independentes que buscam explicar a ocorrência da variável independente  $y$ . O  $\beta$  representa o conjunto de parâmetros que refletem o impacto das mudanças em na probabilidade.

Segundo Greene (2012), quando a função de distribuição normal é utilizada, origina-se o modelo *Probit*, ou seja:

$$P(y = 1 | x) = \int_{-\infty}^{x'\beta} \varphi(t)dt = \Phi(x'\beta) \quad (6)$$

em que a função  $\varphi(t)$  representa a notação para identificar a função de distribuição normal padrão.

Para analisar o efeito de uma variação unitária de um dos regressores do vetor  $x$  sobre a probabi-

lidade de  $y$ , deve-se derivar essa probabilidade em relação a esse regressor (GREENE, 2012):

$$\frac{\partial E[Y|x]}{\partial X_i} = \Phi(x'\beta)\beta \quad (7)$$

Entretanto, segundo Greene (2012), para se analisar o efeito marginal sobre uma variável binária,  $d$ , a equação (7) não será adequada. Nesse caso o autor sugere:

$$EM = Prob [Y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 1] - Prob [Y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 0] \quad (8)$$

As estimativas econométricas dos modelos 1 e 2 desse estudo se baseiam na seguinte equação:

$$S_i = \beta_0 + \beta_1\tau_i + \beta_2X_{2i} + \beta_3X_{3i} + \beta_4X_{4i} + \beta_5X_{5i} + u_i \quad (9)$$

em que  $\tau_i$  é a variável endógena que identifica o nível de educação do indivíduo,  $X_{2i}$  representa os indicadores sociodemográficos,  $X_{3i}$  indicadores de Assistência à saúde,  $X_{4i}$  indicadores de comportamento e  $X_{5i}$  indicadores de presença de doenças crônicas.

O modelo 3 estimado considera o método *Probit* com variável instrumental, devido à variável independente endógena educação. Assim, a estimativa econométrica desse modelo se baseia na equação a seguir:

$$\tau_i = \alpha_0 + \alpha_1Ec_i + \alpha_2D_i + \alpha_kX_{ki} \quad (10)$$

sendo incluídos como instrumentos  $Ec_i$ , a escolaridade do cônjuge e,  $D_i$  que indica o cargo de ocupação do indivíduo, além das demais variáveis explicativas  $X_{ki}$  consideradas como exógenas.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção estão apresentados os resultados que descrevem a estimação das funções de produção de saúde, as quais buscam compreender a relação entre o estado de saúde da população brasileira e as variáveis analisadas no presente estudo. Destaca-se também os resultados dos efeitos marginais desses modelos para os 26 estados e o Distrito Federal.

### 4.1 Estimação da Função de Produção de Saúde

Na Tabela 4 observam-se os resultados dos efeitos marginais relativos à função de produção de saúde para o Brasil em 2013. A primeira coluna refere-se aos resultados para o modelo 1, baseado

na amostra principal, considerando a escolaridade exógena. Na segunda coluna tem-se os resultados para o modelo 2, considerando todas as variáveis exógenas, com base na restrição da amostra para ocupados com cônjuge. Por fim, na terceira coluna, observa-se os resultados do modelo 3, com a variável educação endógena.

Com relação às variáveis sociodemográficas (Tabela 4, modelo 1), constatou-se que o sexo apresentou sinal negativo, indicando que as mulheres se avaliaram de forma menos saudáveis. Esse público demanda mais serviços de saúde (consultas médicas, atendimento ambulatorial, exames de rotinas, entre outros) do setor público e privado do que homens (IBGE, 2016a). Além disso, buscam informações com os profissionais dessa área sobre fatores de risco que podem prejudicar a qualidade de vida delas, contribuindo assim para o conhecimento sobre o seu estado de saúde. (BARROS, 2003; KASSOUF, 2005; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016).

Por sua vez, os homens, em geral, sofrem mais de condições severas e crônicas de saúde e morrem mais do que as mulheres pelas principais causas de morte. A presença dessas pessoas nos serviços de assistência é menor, pois o cuidado com a saúde por esse público não é considerado como uma prática masculina (COURTENAY, 2000; LAURENTI; MELLO-JORGE; GOTLIEB, 2005). Destaca-se também que o mercado pode não garantir formalmente a adoção dessa prática de cuidar-se, o que prejudica o seu papel de provedor (GOMES; NASCIMENTO; ARAUJO, 2007; MOREIRA; GOMES; RIBEIRO, 2016).



Tabela 4 – Efeitos marginais das estimações da função de produção de saúde para adultos do Brasil, 2013

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	Modelo exógeno sem restrição	Modelo Exógeno com restrição	Modelo Endógeno com restrição
Sexo	-0,030* (0,000)	-0,045* (0,000)	-0,156* (0,000)
Cor/raça	-0,021* (0,000)	-0,020** (0,018)	-0,029 (0,276)
Adulto	-0,099* (0,000)	-0,069* (0,000)	-0,158* (0,000)
Idoso	-0,125* (0,000)	-0,124* (0,000)	-0,229* (0,000)
IMC	-0,016* (0,000)	-0,021* (0,000)	-0,063* (0,000)
Escolaridade	0,034* (0,000)	0,032* (0,000)	0,163* (0,000)
Rural	-0,002 (0,743)	0,004 (0,638)	0,015 (0,593)
Plano de saúde	0,134* (0,000)	0,118* (0,000)	0,266* (0,000)
Última consulta	-0,135* (0,000)	-0,096* (0,000)	-0,318* (0,000)
Alcoolismo	0,059* (0,000)	0,031* (0,000)	0,076* (0,003)
Tabagismo	-0,067* (0,000)	-0,083* (0,000)	-0,201* (0,000)
Hipertensão	-0,158* (0,000)	-0,162* (0,000)	-0,450* (0,000)
Diabetes	-0,201* (0,000)	-0,182* (0,000)	-0,486* (0,000)
Colesterol alto	-0,115* (0,000)	-0,136* (0,000)	-0,389* (0,000)
Asma	-0,146* (0,000)	-0,117* (0,000)	-0,340* (0,000)
Observações	40.962	15.552	15.552
P	-	-	-0,133
Wald test ( $p = 0$ )			0,000
Análise de sensibilidade	72,96%	75,45%	75,23%

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016).

Notas: Os valores fora dos parênteses são os resultados das estimações (efeitos marginais), e os dentro dos parênteses são os valores da estatística p.

Considerando (\*) estatisticamente significativo a 1%, (\*\*) estatisticamente significativo a 5%.

No quesito idade (Tabela 4, modelo 1), dividiu-se os indivíduos entre jovens adultos, adultos e idosos, sendo jovens adultos o grupo de referência. Observou-se que ambos os grupos, adultos e idosos, apresentam relação negativa com a saúde, quando comparados aos jovens adultos. Esse resultado indica que conforme a idade aumenta, maior a probabilidade de o consumidor avaliar de forma negativa seu estado de saúde. Destaca-se que, com o aumento da idade e a piora do estado de saúde da população, se demanda mais serviços de saúde. (GROSSMAN, 1972a; 1972b; BARROS, 2003; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016).

Ademais, o estado de saúde da população idosa e o crescimento da demanda por serviços de saúde por esses indivíduos podem levar ao aumento dos gastos públicos com saúde, impactando no crescimento e desenvolvimento econômico de um país (NUNES, 2004; RODRIGUES; AFONSO, 2012; KEMPAMP et al., 2016).

Verifica-se efeito negativo para a variável cor/raça (Tabela 4, modelo 1), indicando que os indivíduos de cor negra e parda apresentam probabilidade maior de avaliar seu estado de saúde como regular, ruim ou muito ruim. Este resultado pode estar associado ao fato de que em determinado nível de renda e educação, por exemplo, não brancos podem apresentar piores condições de saneamento, habitação, entre outros, afetando negativamente a saúde do indivíduo (AUSTER; LEVESON; SARACHEK, 1972).

O índice de massa corporal (IMC) apresentou sinal negativo (Tabela 4, modelo 1), indicando que peso excessivo está associado com menor estado de saúde. Diversos estudos têm demonstrado as consequências do excesso de peso sobre a saúde da população (BARROS, 2003; KENKEL, 1995; PI-SUNYER, 1991; DJALALINIA et al., 2015). A obesidade se torna fator de risco para diferentes agravos que afetam a qualidade de vida, como cânceres (câncer de mama, endometrial, de ovário, renal, próstata, pancreático, entre outros), diabetes tipo 2, hipertensão, acidente vascular cerebral, insuficiência cardíaca, asma, dor lombar crônica, osteoartrite, embolia pulmonar, entre outras (DJALALINIA et al., 2015).

De acordo com estudo realizado pelo *Department of Health and Human Services* (2001), além dos problemas para a saúde, o excesso de peso também impacta em fatores socioeconômicos, em

virtude dos altos custos do excesso de peso para os sistemas de saúde. Os custos se dividem em diretos, relacionados aos gastos com tratamentos e consequências da obesidade, e indiretos, associados à perda de renda devido à queda da produtividade.

Para o quesito escolaridade (Tabela 4, modelo 1), o sinal positivo mostra que conforme essa variável se eleva, maior a probabilidade do indivíduo se autoavaliar com melhor saúde, estando de acordo com os resultados obtidos por Kassouf (2005), Grossman (1972a, 1972b), Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016), Nasab et al. (2013), Barros (2003), Joumard et al. (2010), Favissa e Gutema (2008) e Kenkel (1995). Este resultado pode estar associado com o fato de que maior nível de educação pode levar ao uso mais eficiente de insumos para a produção de saúde do indivíduo. A educação impacta indiretamente a saúde da população ao influenciar a eficiência com que as pessoas selecionam e usam cada insumo na geração de saúde (SOUZA; SANTOS; JACINTO, 2013; GILLESKIE; HARRISON, 1998).

A variável rural, que mede a influência de residir na área rural ou urbana sobre a saúde, pode estar associada a problemas de poluição de ar, da água, ao estresse devido a congestionamentos e poluições sonoras, acidentes com veículos, entre outros fatores. Ao mesmo tempo, está relacionada também ao maior acesso aos serviços de saúde, às informações de prevenção e cuidados com doenças e epidemias, e sobre os direitos de cada pessoa ao acesso a saúde (SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016).

Kassouf (2005) observou que para a população brasileira entre 40 e 60 anos (considerando a PNAD de 1998), a maior proporção dos indivíduos residentes na área urbana que procuram por atendimento médico buscam exames de rotina, enquanto os que vivem na área rural demandam quando surge alguma doença. Para a amostra do presente estudo, no entanto, não se observou diferença entre residir na área rural ou urbana, pois a variável não foi significativa (Tabela 4, modelo 1).

Com relação aos indicadores de assistência à saúde (Tabela 4, modelo 1), percebe-se que o fato de o indivíduo ter realizado consulta médica nos últimos doze meses de 2013 reduz a probabilidade do consumidor se avaliar saudável. As pessoas tendem a procurar por atendimento médico quando estão mais doentes, ou menos saudáveis, ao invés da demanda por prevenção. Assim, quanto melhor o estado de

saúde do indivíduo, menos este, procura por atendimento do setor de saúde (KASSOUF, 2005; SILVA; SANTOS; BALBINOTTO NETO, 2016). Além disso, Maia e Andrade (2009) observaram que no caso de consultas médicas, os indivíduos detentores de planos de saúde utilizam em média 25% a mais do que se utilizassem o sistema público de saúde.

O consumo de planos de saúde poderia, portanto, aumentar a demanda por prevenção, pois o consumidor que possui um plano tende a procurar por mais serviços desse setor, influenciando positivamente no seu estado. Entretanto, a própria posse do plano pode ocorrer devido a algum problema de saúde, o que consequentemente elevaria a demanda por mais serviços, mas não necessariamente para prevenção. Dessa forma, esta é uma variável que deve ser analisada com cuidado e passível de discussão na literatura científica (KASSOUF, 2005). Nos resultados do modelo 1 (Tabela 4), a posse de plano de saúde influenciou positivamente a autoavaliação, ou seja, o consumo do plano expande a probabilidade do indivíduo se avaliar com saúde muito boa ou boa.

Já para as variáveis de comportamento (Tabela 4, modelo 1), verificou-se que o hábito de fumar diminui a probabilidade de autoavaliação com melhor saúde, estando em consonância com as pesquisas de Barros (2003), Joumard et al. (2010), Kenkel (1995) e Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016). O tabagismo é fator de risco para diversas causas de óbito no mundo, como doença cardíaca, pulmonar, câncer e vascular cerebral. Além disso, o índice de mortalidade é duas vezes maior entre os fumantes do que em pessoas que nunca fumaram (BURNS, 2003).

O consumo de bebidas alcoólicas, entretanto, não apresentou o sinal esperado, conforme evidenciado por Joumard et al. (2010) e Kenkel (1995). O indivíduo que consome álcool pelo menos uma vez ao mês eleva a probabilidade de se autoavaliar com melhor saúde, comparado às pessoas que declararam não consumir álcool nunca. É, no entanto, um resultado a ser explorado em mais detalhes em pesquisas futuras.

Conforme já discutido neste trabalho, as doenças crônicas têm impactado os países de todo o mundo, provocando queda de qualidade de vida, mortes, afetando às esferas sociais e econômicas de toda a sociedade (WHO, 2013; 2014). Nesse trabalho, as variáveis referentes às doenças crônicas, hipertensão, diabetes, colesterol alto e asma

apresentam sinais coerentes com o esperado, estando de acordo com os resultados encontrados por Barros (2003), pois a presença dessas patologias resulta em menor estado de saúde médio por parte dos indivíduos.

Na segunda coluna de resultados da Tabela 4 (modelo 2) tem-se a estimação da função de produção de saúde para o Brasil em 2013, considerando todas as variáveis exógenas, com base na restrição da amostra para ocupados com cônjuge. Verifica-se que os resultados são relativamente semelhantes ao modelo 1, sendo que os efeitos das variáveis explicativas sobre o estado de saúde são idênticos. Como no modelo 1, a variável residir na zona rural foi a única não significativa.

Na terceira coluna da Tabela 4 (modelo 3) apresenta-se o mesmo modelo da coluna anterior, contudo considerando a educação como variável endógena. Destaca-se que, de fato, ela é endógena, pois a partir do teste de exogeneidade de Wald, rejeita-se a hipótese nula de não endogeneidade a 1% de significância. Observa-se que apenas o resultado para a variável cor/raça foi diferente do modelo 2, pois esta variável apresenta efeito estatisticamente não significativo, indicando que não há diferença entre se declarar negro/pardo ou branco na autoavaliação da saúde.

Com relação ao efeito da variável escolaridade (Tabela 4, modelo 3), nota-se que o mesmo apresenta um coeficiente maior quando comparado com os modelos 1 e 2. O aumento no nível educacional expande a probabilidade do indivíduo se avaliar com saúde muito boa ou boa em 16,3%. Portanto,

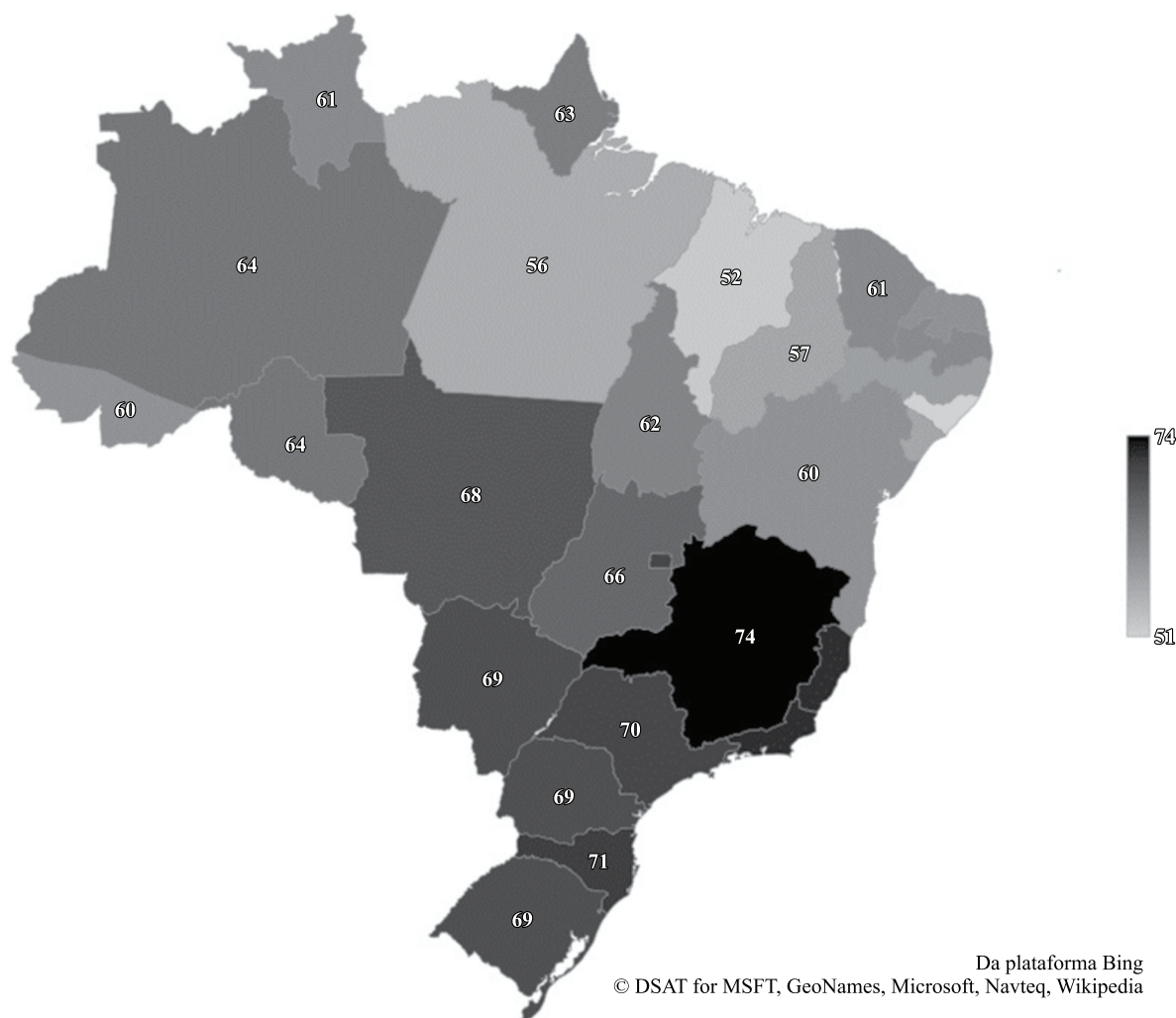
verifica-se que a importância da educação para a saúde aumenta quando é corrigido o problema de endogeneidade na variável explicativa.

Por fim, na Tabela 4 estão apresentados os resultados da análise de sensibilidade, que é uma medida de estabilidade dos modelos. Para a primeira e segunda estimação, o modelo *Probit* classifica corretamente 72,96% e 75,45% dos indivíduos da amostra, respectivamente. Na terceira estimativa, nota-se que o modelo *Probit* com variáveis instrumentais considera corretamente 75,23%. Assim, os três modelos analisados apresentam taxas robustas de acertos de previsão.

## 4.2 Análise para as Unidades Federativas do Brasil

Na Figura 1 apresentam-se as proporções (%) de indivíduos de 18 anos ou mais de idade com autoavaliação de saúde muito boa ou boa, em 2013, para as Unidades Federativas brasileiras, considerando a amostra principal desse estudo (40.962 observações). A proporção média de pessoas residentes no Brasil que se avaliaram saudáveis correspondeu a 64%. Na região Sudeste, Minas Gerais foi o estado que mais se destacou, apresentando proporção de 74% de indivíduos que se declararam saudáveis. Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo também exibiram taxas elevadas (72%, 72% e 70%, respectivamente), quando comparados às outras Unidades Federativas, principalmente do Norte e Nordeste do país. Alagoas foi o estado com pior resultado, tendo mostrado proporção de apenas 51%, sendo seguido por Maranhão (52%) e Sergipe (57%).

Figura 1 – Proporção (%) de pessoas de 18 anos ou mais de idade com autoavaliação de saúde muito boa ou boa, Unidades Federativas brasileiras, 2013



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016).

Na Tabela 5 observam-se os resultados da estimativa dos efeitos marginais dos estados e Distrito Federal, tendo como base Minas Gerais. Conforme já ressaltado, Minas Gerais foi usada como estado de referência no presente estudo, devido ao fato de ter apresentado a maior proporção de indivíduos saudáveis em relação às demais Unidades Federativas. Dessa forma, avalia-se como residir em determinada Unidade da Federação aumenta ou diminui a função de produção de saúde de um consumidor.

O primeiro modelo da Tabela 5 considera a amostra principal do trabalho, sem restrições e com todas as variáveis explicativas como exógenas. No caso das Unidades Federativas, evidenciou-se que todas apresentaram efeito marginal significativo e negativo. O sinal negativo indica que residir nos demais estados e Distrito Federal reduz a probabilidade de se avaliar saudável, comparando-se com

a referência. Este resultado se deve ao fato de Minas Gerais ser o estado com maior proporção de pessoas saudáveis (IBGE, 2016).

Observa-se que os estados do Norte e Nordeste, quando comparados a Minas Gerais (referência desse estudo) apresentam efeitos marginais negativos mais elevados (Tabela 5). Isso indica que residir nessas regiões pode diminuir a probabilidade do indivíduo se avaliar saudável. Kassouf (2005) evidenciou também que morar no Norte e Nordeste diminui a probabilidade de apresentar estado de saúde elevado se comparado às regiões Sul e Sudeste.

Conforme o modelo de Grossman (1972b), o estado de saúde de um indivíduo está diretamente relacionado com o capital humano. Nesta linha, os resultados dos efeitos marginais negativos mais altos para os estados das regiões Norte e Nordeste podem estar relacionados a outros tipos de capital

humano, por exemplo, à escolaridade. Bezerra e Ramos (2008) estimaram o capital humano para as Unidades da Federação brasileira levando em consideração a qualidade da escolaridade. De acordo com seus resultados, os menores estoques de capital humano se encontraram nas regiões Norte e Nordeste, com destaque para Alagoas, com o pior estoque.

Nesta linha, Figueiredo, Andrade e Noronha (2006), utilizaram como *proxy* para avaliar a saúde da população, entre as Unidades Federativas, a média da taxa de mortalidade infantil entre 1990-

1999. Constataram que Alagoas apresentou o pior estado de saúde e o Rio Grande do Sul, o melhor, o que está em consonância com os resultados do presente estudo. OPAS (2001), a partir dos dados da PNAD 1999 mostrou também que as regiões Norte e Nordeste apresentaram o menor índice de médicos por mil habitantes, sendo estes de 0,38 e 0,85 respectivamente. A média nacional do índice foi de 1,60 médicos por mil habitantes. Além disso, a região que mais se destacou positivamente foi a Sudeste com 2,34 médicos/mil habitantes.

Tabela 5 – Efeitos marginais das estimações da Função de Produção de Saúde para Unidades Federativas do Brasil, 2013

Variáveis	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Modelo exógeno sem restrição		Modelo Exógeno com restrição		Modelo Endógeno com restrição	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
<b>Região Norte</b>						
AC	-0,150*	0	-0,138*	0	-0,428*	0
AP	-0,178*	0	-0,220*	0	-0,641*	0
AM	-0,146*	0	-0,188*	0	-0,550*	0
PA	-0,243*	0	-0,260*	0	-0,705*	0
RO	-0,144*	0	-0,148*	0	-0,438*	0
RR	-0,176*	0	-0,236*	0	-0,697*	0
TO	-0,150*	0	-0,181*	0	-0,541*	0
<b>Região Nordeste</b>						
AL	-0,251*	0	-0,242*	0	-0,651*	0
BA	-0,193*	0	-0,205*	0	-0,565*	0
CE	-0,129*	0	-0,117*	0	-0,349*	0
MA	-0,273*	0	-0,246*	0	-0,677*	0
PB	-0,157*	0	-0,172*	0	-0,494*	0
PE	-0,191*	0	-0,195*	0	-0,545*	0
PI	-0,180*	0	-0,237*	0	-0,640*	0
RN	-0,141*	0	-0,136*	0	-0,380*	0
SE	-0,202*	0	-0,225*	0	-0,608*	0
<b>Região Centro-Oeste</b>						
GO	-0,097*	0	-0,082*	-0,002	-0,245*	-0,001
MT	-0,083*	0	-0,149*	0	-0,434*	0
MS	-0,056*	-0,002	-0,054***	-0,057	-0,151***	-0,06
DF	-0,094*	0	-0,138*	0	-0,536*	0
<b>Região Sudeste</b>						
ES	-0,031***	-0,083	-0,047	-0,102	-0,142	-0,934
RJ	-0,032**	-0,026	-0,021	-0,382	-0,092	-0,195
SP	-0,053*	0	-0,039***	-0,062	-0,122**	-0,048
<b>Região Sul</b>						
PR	-0,067*	0	-0,070*	-0,004	-0,211*	-0,002
SC	-0,050*	-0,007	-0,088*	-0,003	-0,255*	-0,001
RS	-0,035**	-0,024	-0,049**	-0,042	-0,136***	-0,051

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da PNS (IBGE, 2016)

Considerando (\*) estatisticamente significativo a 1%, (\*\*) estatisticamente significativo a 5% e (\*\*\*) estatisticamente significativo a 10%.

Na Tabela 5 (modelo 2) tem-se a estimação da função de produção de saúde para o Brasil em 2013, considerando todas as variáveis exógenas, com base na restrição da amostra para ocupados com cômputo. Verifica-se que os resultados são re-

lativamente semelhantes ao modelo 1, sendo que os efeitos para Minas Gerais e as demais Unidades Federativas sobre o estado de saúde são idênticos. Contudo, cabe ressaltar que Espírito Santo e Rio de Janeiro mostraram efeito marginal não significati-

vo no modelo 2, indicando que não existe diferença entre residir nesses dois estados ou em Minas Gerais. Por fim, destaca-se que os resultados do modelo 3 são iguais ao modelo 2, mostrando assim que os efeitos marginais negativos permaneceram com maior intensidade nas regiões Norte e Nordeste do país.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse artigo foi estimar funções de produção de saúde para o Brasil a partir do modelo teórico de Grossman. Especificadamente, avaliou-se os fatores que afetam a saúde geral da população brasileira e como residir em diferentes estados modifica a percepção do estado de saúde desses indivíduos. Para isso, estimou-se um modelo econométrico *Probit* com e sem instrumentos utilizando-se a PNS de 2013.

Os resultados encontrados sugerem que indivíduos do sexo masculino, com menores níveis de idade, que não fumam, não são obesos, possuem plano de saúde e que não foram diagnosticados com alguma doença crônica estão associados com melhor saúde. Além disso, maiores níveis de escolaridade aumentam a probabilidade das pessoas se avaliarem mais saudáveis, principalmente quando a variável educação é considerada endógena. O efeito da educação sobre a saúde se eleva quando é corrigido o problema de endogeneidade na variável independente. Em termos regionais, evidenciou-se que os indivíduos que residem em estados do Norte e Nordeste têm menor probabilidade de apresentar saúde boa ou muito boa quando comparado a Minas Gerais.

Observa-se que políticas educacionais podem ter eficácias para elevar a saúde populacional como um todo. Também se tornam essenciais ações que objetivam disseminar informações sobre o risco da obesidade, do hábito de fumar e da importância pela procura de atendimento médico para prevenção. Portanto, políticas públicas regionais que estimulem hábitos mais saudáveis são extremamente importantes para melhorar o estado de saúde da população.

## REFERÊNCIAS

- AUSTER, R.; LEVESON, I.; SARACHEK, D. The production of health, an exploratory study. **National Bureau of Economic Research**, p. 135-158, 1972.
- BARROS, P. P. Estilos de vida e estado de saúde: uma estimativa da função de produção de saúde. **Revista Portuguesa de Saúde Pública**, Lisboa, v. 3, p. 7-17, 2003.
- BEZERRA, F. M.; RAMOS, F. S. Diferenças regionais de crescimento econômico no Brasil: a importância da especificação de capital humano. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 2, p. 32-52, 2008.
- BOUCHARD, C. E.; SHEPHARD, R. J.; STEPHENS, T. E. Physical activity, fitness, and health. **Human Kinetics Publishers**, 1993.
- BURNS, D. M. Epidemiology of smoking: indexed cardio vascular disease. **Progress in cardiovascular diseases**, v. 46, n. 1, p. 11-29, 2003.
- CAI, L. The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. **Labour Economics**, v. 17, n. 1, p. 77-90, 2010.
- CEBRIM - CENTRO BRASILEIRO DE INFORMAÇÃO SOBRE MEDICAMENTOS. Obesidade. (Folder), 2009. Disponível em: <[https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/dicas/215\\_obesidade.html](https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/dicas/215_obesidade.html)>. Acesso em: 03 de out. 2016.
- COSTA, C. J. M.; BARBOSA, F. Saúde e qualidade de vida de mulheres praticantes de atividades físicas regulares intensas em academias dos estados do Ceará e Rio Grande do Norte no Nordeste brasileiro. **Revista de Biologia e Ciências da Terra**, v. 13, p. 121-152, 2013.
- COURTENAY, W. H. Constructions of masculinity and their influence on men's well-being: a theory of gender and health. **Social Science & Medicine**, v. 50, n. 10, p.1385-1401, 2000.

- DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES. The surgeon general's call to action to prevent and decrease overweight and obesity. [Rockville, MD]. Department of Health and Human Services, Public Health Service, Office of the Surgeon General, 2001.
- DJALALINIA, S.; GORBANI, M.; PEYKARI, N.; KELISHADI, R. Health impacts of obesity. **Pakistan journal of medical sciences**, v. 31, n. 1, p. 239-242, 2015.
- FAYISSA, B.; ANCA, T. Estimation of a health production function: evidence from East-European Countries. **The American Economist**, v. 58, n. 2, p. 134-148, 2013.
- FAYISSA, B.; GUTEMA, P. **A health production function for Sub-Saharan Africa (SSA)**. V. 12. A Working Paper Series JEL classification, 2008.
- FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. **Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 1990: uma análise para os estados brasileiros**. Texto para discussão, n. 219, 2003.
- FOLLAND, S.; GOODMAN, A. C.; STANO, M. **Economia da saúde**. 5.ed. Porto Alegre: Artmed. Cap. 5 e 6, 2008.
- GILLESKIE, D. B.; HARRISON, A. L. The effect of endogenous health inputs on the relationship between health and education. **Economics of Education review**, v. 17, n. 3, p. 279-295, 1998.
- GOMES, R.; NASCIMENTO, E. F.; ARAÚJO, F. C. Por que os homens buscam menos os serviços de saúde do que as mulheres? As explicações de homens com baixa escolaridade e homens com ensino superior. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro v. 23, n. 3, 2007.
- GREENE, H. W. **Econometric analysis**. Seventh Edition. England: Pearson Education, 2012.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972a.
- GROSSMAN, M. The correlation between health and schooling. In: Household production and consumption. **National Bureau of Economic Research**, p. 147-224, 1976.
- GROSSMAN, M. The demand for health: a theoretical and empirical investigation. New York: **National Bureau of Economic Research**, 1972b.
- GROSSMAN, M. **The human capital model**. Handbook of health economics, v. 1, p. 347-408, 2000.
- HEMSLEY, P.; HOLLANDA, L. Estimating a health production function for Brazil: some new evidence. **Lavinia Hollanda**, p. 64, 2012.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional de Saúde. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/pns/2013/default.shtm>. Acesso em: 03 de jul. 2016.
- JOUMARD, I.; ANDRÉ, C.; NICQ, C.; CHATAL, O. Health status determinants: lifestyle, environment, health care resources and efficiency. **OECD Economics Department Working Paper**, n. 627, 2010.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 2, p. 235-260, 1994.
- KASSOUF, A. L. Acesso aos serviços de saúde nas áreas urbanas e rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 1, 2005.
- KASSOUF, A. L. Função de produção de saúde em diferentes regiões e setores do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 3, p. 547-570, 1993.
- KENKEL, D. S. Should you eat breakfast? Estimates from health production functions. **Health economics**, v. 4, n. 1, p. 15-29, 1995.
- LAURENTI, R.; MELLO-JORGE, M. H. P.; GOTLIEB, S. L. D. Perfil epidemiológico da morbi-mortalidade masculina. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 10, n. 1, p. 35-46, 2005.
- MAIA, A. C.; ANDRADE, M. V. Diferenciais de utilização do cuidado de saúde no sistema de saúde suplementar brasileiro. Estudos Econômicos. **Instituto de Pesquisas Econômicas**, v. 39, p. 7-38, 2009.

MARTINS, L. M.; FRANÇA, A. P. D.; KIMURA, M. Qualidade de vida de pessoas com doença crônica. **Revista Latino-Americana de Enfermagem**, v. 4, n. 3, p. 5-18, 1996.

MCCULLOUGH, M. L.; FESKANICH, D.; STAMPFER, M. J.; GIOVANNUCCI, E. L.; RIMM, E. B.; HU, F. B.; WILLETT, W. C. Diet quality and major chronic disease risk in men and women: Moving toward improved dietary guidance. **The American Journal of Clinical Nutrition**, v. 76, n. 6, p. 1261-1271, 2002.

MOREIRA, M. C. N.; GOMES, R.; RIBEIRO, C. R. E agora o homem vem?! Estratégias de atenção à saúde dos homens. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 4, p. 1-10, 2016.

NASAB, S. E. H.; MOTAGHI, S.; ARANI, A. A.; AGHELI, L. The Production Function of Health: Na Estimation Based on the Organization of the Islamic Conference (OIC) Member Countries' Case. **Journal of Basic and Applied Scientific Research**, v. 3, n. 2, p. 363-366, 2013.

NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In: CAMARA-NO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: Ipea, 2004.

OECD. 2010. Health at a glance: Europe 2010. OECD Publishing, 2010.

PI-SUNYER, F. X. Health implications of obesity. **The American Journal of Clinical Nutrition**, v. 53, n. 6, p. 1595S-1603S, 1991.

RODRIGUES, C. G.; AFONSO, L. E. O efeito do status de sobrevivência sobre gastos com internações hospitalares públicos no Brasil em uma perspectiva temporal. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 3, p. 489-510, 2012.

SANTOS, J. R. S.; VIANNA, S.; BARATA, R.; NUNES, A. Medindo as desigualdades em saúde no Brasil, uma proposta de monitoramento. Cooperação Opas/Ipea - Brasília, 2001.

SILVA, C.; SANTOS, A. M. A.; BALBINOTTO NETO, G. Função de produção de saúde para o Rio Grande do Sul em 2008. **JBES: Brazilian Journal of Health Economics/Jornal Brasileiro de Economia da Saúde**, v. 8, n. 2, p. 108-117, 2016.

SOUSA, E. A.; SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A. Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: uma análise para a Região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, n. 4, 2013.

THORNTON, J. Estimating a health production function for the US: some new evidence. **Applied Economics**, v. 34, n. 1, p. 59-62, 2002.

WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION. Global status report on noncommunicable diseases: 2014. Geneva, 2014.

WHO. WORLD HEALTH ORGANIZATION. WHO Global action plan for the prevention and control of noncommunicable disease 2013-2020. Geneva, 2013.