

UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
FACULDADE DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**HÁBITOS DE SAÚDE, COMPORTAMENTO DE RISCO E SEUS EFEITOS SOBRE
GASTOS DOMICILIARES: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL**

Aluno: Vitor Luiz Andrade

Orientador: Professora Flávia Lúcia Chein Feres

JUIZ DE FORA

2015

Vitor Luiz Andrade

**HÁBITOS DE SAÚDE, COMPORTAMENTO DE RISCO E SEUS EFEITOS SOBRE
GASTOS DOMICILIARES: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL.**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial para obtenção do grau de mestre.

JUIZ DE FORA

2015

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Andrade, Vitor Luiz.

Hábitos de saúde, comportamento de risco e seus efeitos sobre gastos domiciliares : evidências para o Brasil / Vitor Luiz Andrade. -- 2015.

117 p.

Orientadora: Flávia Lúcia Chein Feres

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2015.

1. hábitos de saúde. 2. comportamento de risco. 3. demanda por saúde. 4. gastos em saúde. I. Chein Feres, Flávia Lúcia, orient. II. Título.

VITOR LUIZ ANDRADE

**Hábitos de saúde, comportamento de risco e seus efeitos sobre gastos domiciliares:
evidências para o Brasil**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora como requisito parcial para obtenção do grau de mestre.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Flávia Lúcia Chein Feres (Orientadora)
Universidade Federal de Juiz de Fora

Prof. Dr. Ana Carolina Maia
Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Cristine Campos de Xavier Pinto
Escola de Economia de São Paulo - Fundação Getúlio Vargas

Prof. Dr. Marcel de Toledo Vieira
Universidade Federal de Juiz de Fora

RESUMO

A demanda por saúde e seus determinantes é um tópico central nas discussões de economia da saúde. Ao entender os seus diferentes determinantes, como investimento de tempo, aquisição de bens e serviços, condições ambientais, é possível realizar análises acerca do comportamento dos indivíduos em relação ao investimento em saúde que fornecem subsídios à análise normativa. Em países desenvolvidos, onde o perfil de morbidade e mortalidade está primariamente relacionado a doenças crônicas ao invés de doenças infecciosas e parasitárias, o estudo dos hábitos de saúde, que é também um dos determinantes da demanda por saúde, assume um papel relevante. O objetivo da dissertação é explorar os determinantes dos hábitos de saúde e sua consequência sobre os gastos domiciliares. Para tanto, a dissertação está dividida em dois artigos. No primeiro artigo, a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do ano de 2008, é realizado um estudo empírico dos determinantes do comportamento de risco (especificamente do hábito não saudável de fumar e o hábito saudável de praticar exercício físico) com base no modelo teórico de demanda por capital saúde. Os resultados das estimações dos modelos *probit* apontam efeitos estatisticamente significativos do sexo, cor, idade e escolaridade sobre os hábitos de saúde. Ressalte-se que, para cada 10 anos de estudo, a probabilidade de fumar diminui em 5%, enquanto que a probabilidade de praticar exercícios físicos aumenta em 3%. No segundo artigo, através da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), para os anos 2002-2003 e 2008-2009, é estimado uma equação que objetiva evidenciar o efeito do comportamento de risco, expresso pelos hábitos não saudáveis (como fumo, álcool e alimento não saudável), sobre os gastos familiares em saúde (custos diretos ou gastos *out-of-pocket*), por meio de modelo de duas partes. Entre os resultados encontrados, destaca-se que uma variação de 1% no escore da variável fator de risco de saúde, leva a um aumento de gasto com saúde entre R\$ 55,21 e R\$ 58,87. Ademais, em média, o efeito marginal da variável “hábitos não saudáveis” sobre o gasto com medicamentos é 13,19 % do efeito marginal da mesma variável sobre os gastos totais com saúde e representa em torno de 2% do custo total atribuível ao tabagismo.

Palavras-Chave: hábitos de saúde, comportamento de risco, demanda por saúde, gastos em saúde

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	7
1.1. Transição Demográfica	9
1.2. Transição Nutricional	12
1.3. Transição Epidemiológica.....	13
REFERÊNCIAS	16
ARTIGO 1: DETERMINANTES DOS HÁBITOS DE SAÚDE E COMPORTAMENTO DE RISCO.....	19
1. Introdução	19
2. O Modelo de Grossman.....	21
2.1. Estimacões Empíricas do Modelo de Grossman.....	24
2.2. Críticas ao Modelo de Grossman	29
2.3. Hábitos de saúde e a função de produção de saúde.....	30
3. Determinantes dos hábitos de saúde.....	32
4. Metodologia e Base de Dados	35
4.1. Base de Dados	35
4.2. Modelo Teórico	36
4.3. Estratégia empírica	39
5. Resultados	48
5.1. Análise Descritiva	48
5.2. Estimacões para os determinantes dos hábitos de saúde	55
6. Conclusão	64
REFERÊNCIAS	66
ARTIGO 2: COMPORTAMENTO DE RISCO E GASTOS COM SAÚDE: ANÁLISE DOS CUSTOS DIRETOS ATRAVÉS PESQUISA DE ORÇAMENTO FAMILIAR.....	73
1. Introdução.....	73
2. Evidências nacionais e internacionais dos gastos individuais com saúde	77
3. Metodologia e base de dados	80
3.1. Base de dados	80
3.2. Estratégia empírica	81
4. Resultados	89
4.2. Estimacões do efeito de hábitos de saúde sobre gastos com saúde.....	106

5. Conclusão.....	113
REFERÊNCIAS	114

1. INTRODUÇÃO

A saúde é um bem essencial para a vida e, por este motivo, está em uma posição mais elevada na ordenação de preferência em relação a outros bens. Esta afirmação vincula-se ao fato da saúde ser um bem que atua como pré-requisito na execução satisfatória de qualquer atividade. Desta maneira, um baixo nível de saúde implica uma limitação da produtividade dos indivíduos, assim como de sua capacidade de apreciar outros bens e serviços (isto é, obter utilidade) (ZWEIFEL *et al.*, 2009).

A economia da saúde é um ramo de estudo da economia “que tem por objetivo a otimização das ações de saúde” (DEL NERO, 1995, p. 20), ou seja, estuda como assegurar à população assistência à saúde de qualidade, dadas as condições de organização, funcionamento e financiamento do sistema de saúde. A economia da saúde é usualmente considerada como um campo da economia aplicada e, segundo Fuchs (1987), busca inspiração teórica em quatro campos tradicionais das ciências econômicas: finanças, organização industrial, economia do trabalho e finanças públicas. Algumas das maiores contribuições da área empregam somente conceitos básicos desses campos de estudo, mas requerem conhecimento detalhado das instituições e tecnologias de saúde. Análises de políticas públicas de saúde também tem um papel central nestas contribuições (CULYER e NEWHOUSE, 2000; PIOLA e VIANNA, 1995).

Trabalhos seminais no âmbito da economia da saúde foram desenvolvidos ainda na década de 60 e 70. Em 1963, Arrow introduz os conceitos fundamentais do campo que influenciaram todos os trabalhos posteriores, como a incerteza do estado de saúde do indivíduo e as falhas de mercado inerentes ao setor. Outro trabalho de grande importância foi o desenvolvido por Grossman (1972), que abordou a relação teórica dos determinantes da demanda por saúde e do investimento em saúde.

Entre os determinantes da demanda por saúde, encontram-se a aquisição de bens de mercado e serviços, os investimentos de tempo, as condições ambientais, entre outros. Ao entender esses determinantes é possível realizar análises acerca do comportamento dos indivíduos em relação ao investimento em saúde, que fornecem subsídios à análise normativa. Em países desenvolvidos, onde o perfil de morbidade e mortalidade está primariamente relacionado a doenças crônicas ao invés de doenças infecciosas e parasitárias, o estudo dos hábitos de saúde, que também é um determinante da demanda por saúde, assume um papel relevante (CAWLEY e RUHM, 2012).

Uma evidência da relevância dos hábitos de saúde sobre a demanda por saúde é a mortalidade devido a condições de risco ligadas aos hábitos de saúde. McGinnis e Foege (1993) estimaram que, aproximadamente, metade dos 2,1 milhões de óbitos nos Estados Unidos da América em 1990 resultou de fatores de risco modificáveis. O uso de tabaco foi responsável por quase vinte por cento dos óbitos daquele ano e, quando somado ao uso de bebidas alcoólicas, o baixo índice de atividade física e a dieta ruim, o percentual de óbitos atinge a magnitude de trinta e oito por cento. Na atualização do estudo para o ano 2000, realizada por Mokdad *et al.* (2004, 2005), a situação permaneceu relativamente similar. Em estudo mais recente de Danaei *et al.* (2009), utilizando uma composição diferente para os riscos (a diferença se deu basicamente na desagregação dos efeitos relativos a uma dieta ruim e a um baixo nível de atividade física), encontrou uma relevância maior para uso de tabaco, pressão alta e sobrepeso.

Assim, é importante analisar o perfil de morbimortalidade brasileiro e se o estudo de hábitos de saúde por consequência também seria relevante, como no caso dos países desenvolvidos. Ao discutir a morbimortalidade de um país é importante verificar qual é seu perfil epidemiológico e se o perfil é caracterizado por uma transição epidemiológica. Entende-se por transição epidemiológica as mudanças ocorridas ao longo do tempo nos padrões de morte, morbidade e incapacidade de uma população específica. A transição epidemiológica, em geral, ocorre em conjunto com outras transformações como a transição demográfica e a transição nutricional. Ela acontece a partir de três mudanças básicas: substituição das doenças transmissíveis por doenças não transmissíveis e causas externas (por exemplo, acidentes de carro), transferência da carga de morbimortalidade dos mais jovens para os idosos e a mudança de uma situação onde predomina a mortalidade para uma onde predomina a morbidade (SCHRAMM *et al.*, 2004). Nas próximas seções, serão abordadas em maiores detalhes as transições demográfica, nutricional e epidemiológica no contexto brasileiro.

A mortalidade é somente uma das consequências dos hábitos de risco em saúde, as morbidades associadas também possuem relevância. Por exemplo, morbidades associadas à obesidade são altas taxas de artrite – que é crônica e incapacitante, mas raramente fatal – e a diabetes tipo II, que pode levar a complicações médicas como cegueira e amputação dos dedos, dos pés ou mesmo das pernas (CAWLEY e RUHM, 2012).

O objetivo da dissertação é analisar os determinantes dos hábitos de saúde (como, por exemplo, fumar e consumir bebida alcoólica), ou mais especificamente do comportamento de risco associado à saúde, e seus impactos econômicos. A mortalidade tem causas multifatoriais, isto dificulta a identificação do efeito *causal* para determinantes específicos, no

entanto este não é objetivo da dissertação que é traçar o comportamento médio dos brasileiros em relação aos hábitos de saúde.

A dissertação está dividida em dois artigos. No primeiro, através da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) do ano de 2008, é realizado um estudo empírico dos determinantes do comportamento de risco (especificamente do hábito não saudável de fumar e o hábito saudável de praticar exercício físico) com base no modelo teórico de demanda por capital saúde. Em um segundo momento, através da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), em suas duas versões mais recentes de 2002-2003 e 2008-2009, é estimado uma equação que busca evidenciar o impacto dos hábitos não saudáveis sobre os gastos *out-of-pocket* com saúde das famílias, visto que esta é a consequência imediata de assumir um comportamento de risco em saúde.

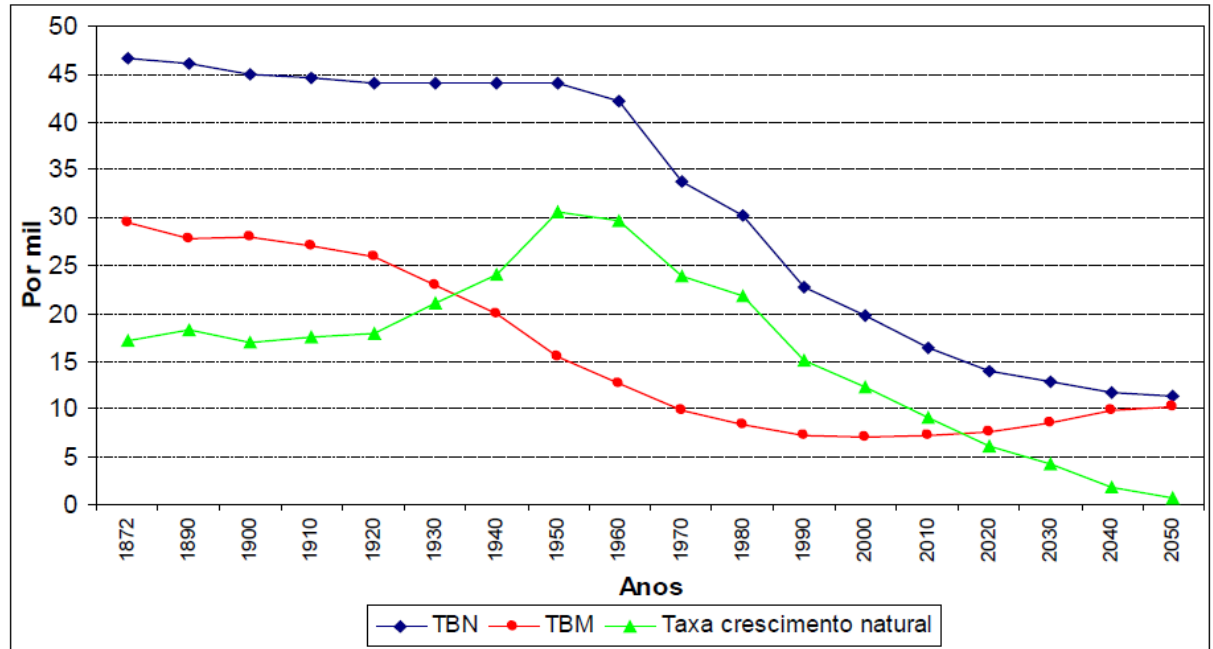
1.1. Transição Demográfica

Segundo Chesnais (1992), a transição demográfica é um processo transformação que tem como princípio a mudança de um padrão demográfico tradicional para um padrão demográfico moderno. O padrão demográfico tradicional é caracterizado por altos níveis de mortalidade e de fecundidade enquanto o padrão demográfico moderno possui baixos níveis de mortalidade e fecundidade. O fenômeno da transição demográfica ocorreu primeiramente nos países desenvolvidos, com uma transição gradual, e depois nos países em desenvolvimento, a transição ocorreu com celeridade.

O Brasil encontra-se em um estágio intermediário da transição demográfica. A fase intermediária tem efeitos positivos se comparada com os estágios mais avançados dos países desenvolvidos, pois a carga de doenças crônicas não chegou ao ápice. A fase intermediária também tem efeitos positivos quando comparada com os estágios menos avançados dos países subdesenvolvidos, pois a saúde da população melhorou e eventos agudos, resultado de doenças infecciosas e parasitárias, são menos frequentes (ALVES, 2008).

A transição demográfica pode ser explicada por diversos fatores socioeconômicos e culturais, como o próprio crescimento econômico e a globalização. Carvalho *et al.* (1981), Merrick e Berquó (1983), Faria (1989), Alves (1994) e Martine (1996) abordam a transição como consequência do processo de secularização e de transformações estruturais e institucionais ocorridas no plano micro e macro, transformando as relações Inter geracionais e de gênero.

Figura 1 – Evolução das Taxas de Crescimento Demográfico no Brasil.



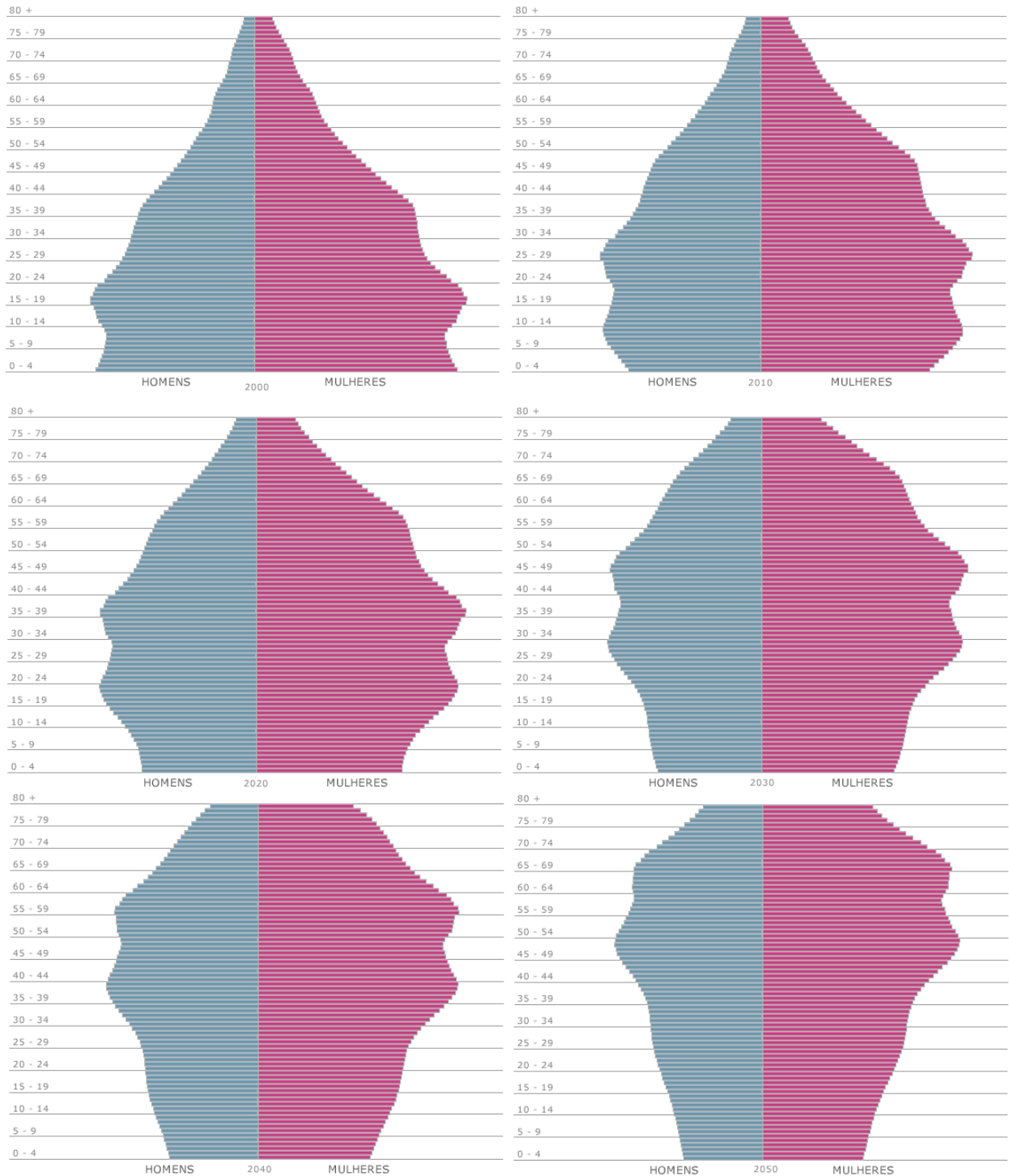
Fonte: Alves (2008).

Na figura 1, nota-se que Taxa Bruta de Mortalidade (TBM) mantinha patamares elevados (acima de 25 óbitos para cada mil habitantes) e oscilou pouco durante o início do século XIX. Somente após o fim da Primeira Guerra Mundial (1914 – 1918) que a TBM começou a declinar, sendo que a partir da Segunda Guerra Mundial (1939 – 1945) esta queda foi mais acentuada. Por fim, a TBM atinge seus níveis mais baixos entre 1990 e 2010, com cerca de sete óbitos por mil habitantes. A queda contínua e sustentada da TBM, associada a elevadas Taxas Brutas de Natalidade (TBN), proporcionou um crescimento vegetativo da população brasileira, atingindo o seu pico entre as décadas de 1940 e 1950. No entanto, as transformações socioeconômicas e institucionais da sociedade brasileira neste período influenciaram a difusão e adesão por métodos de regulação da fecundidade, assim como uma estrutura familiar menor. A partir de 1960, a TBN passou a declinar acentuadamente, com a previsão de alcançar o ponto de inversão para taxas negativas a partir da metade do século XXI (ALVES, 2008).

O efeito combinado das reduções da taxa de mortalidade infantil e da taxa de fecundidade levou a uma reestruturação da composição etária da população ao longo dos anos, com o aumento do número de idosos. Assim, conforme a figura 2, a pirâmide etária sofreu uma transformação de um formato piramidal clássico para uma distribuição retangular

com um estreitamento da base, característico de populações com rápido envelhecimento. A partir das últimas décadas a mudança na estrutura etária será relevante nas faixas mais extremas, aumentando a participação dos maiores de 60 anos e diminuindo a participação dos menores de 15 (ALVES, 2008).

Figura 2 – Pirâmides Etárias do Brasil¹.



¹ Para os anos de 2000, 2010 e a previsão para os de 2020, 2030, 2040 e 2050.

Fonte: IBGE (2014).

Outra transformação demográfica relevante está relacionada ao deslocamento de um grande contingente populacional para o espaço urbano após a década de 1940. Segundo os dados do Censo Demográficos de 2010, a população urbana brasileira é de 84,4% e está concentrada nos grandes centros (por exemplo, São Paulo e Rio de Janeiro). Entretanto, a partir da década de 1980, o processo de concentração nas metrópoles desacelerou, distribuindo melhor a população entre as cidades, com exceção dos estados do Norte do Brasil (PAES-SOUSA, 2002).

1.2. Transição Nutricional

De acordo com Popkin *et al.* (1993), a transição nutricional consiste na mudança dos padrões nutricionais, ou seja, uma alteração na dieta dos indivíduos que está correlacionada com mudanças sociais, econômicas, demográficas e da saúde de uma população. A característica mais evidente deste processo é o crescimento da dieta rica em gorduras, açúcares e alimentos refinados e a redução de carboidratos complexos e fibras. Usualmente estão associados com esta mudança o aumento da obesidade e a diminuição do nível de atividade física.

O perfil nutricional brasileiro sofreu uma transição nos últimos anos devido às mudanças no padrão de consumo e estilo de vida da população. Dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2008-2009 mostram que os gastos com alimentos representam 19,8% do total de despesas com consumo enquanto que, na mesma pesquisa, de 2002-2003, os alimentos representavam 20,8%. Neste período ocorreu uma diversificação da alimentação do brasileiro, concomitante a uma diminuição do consumo de mercadorias tradicionais, como arroz (17,4% para 16,2%), feijão (6,6% para 5,4%) e farinha de mandioca (de 4,9% para 3,9%). Ao mesmo tempo, a proporção de comidas industrializadas, como pães (de 5,7% para 6,4%), embutidos (1,78% para 2,2%), biscoitos (3,1% para 3,4%), refrigerantes (de 1,5% para 1,8%) e refeições prontas (3,3% para 4,6%) aumentou de forma relevante (IBGE, 2011).

Quando comparada as duas pesquisas, a participação do grupo de carnes, vísceras e pescados (18,3% para 21,9%) aumentou enquanto, por outro lado, houve uma queda na participação de cereais, leguminosas e oleaginosas (10,4% para 8%). Além disso, ocorreu um pequeno incremento na participação do grupo das frutas (de 4,2% para 4,6%) e do de legumes e verduras (de 3% para 3,3%). Assim, ainda que sejam dados de consumo dos domicílios, e

não uma medida direta de consumo de cada habitante, estas são evidências que sugerem hábitos alimentares ruins (alto teor de açúcar e gorduras) e que estão em tendência de predomínio na população brasileira (IBGE, 2011).

1.3. Transição Epidemiológica

O estudo da evolução dos padrões de mortalidade de forma destacada, porém não desassociada dos demais aspectos demográficos e de dinâmica populacional, é alvo da teoria da transição epidemiológica. Segundo Orman (1971), o aspecto mais importante desta formulação teórica está na proposição de que as mudanças no padrão de mortalidade ocorreram mediante a uma substituição de doenças infecciosas por doenças crônicas e causas externas como a principal causa dos óbitos.

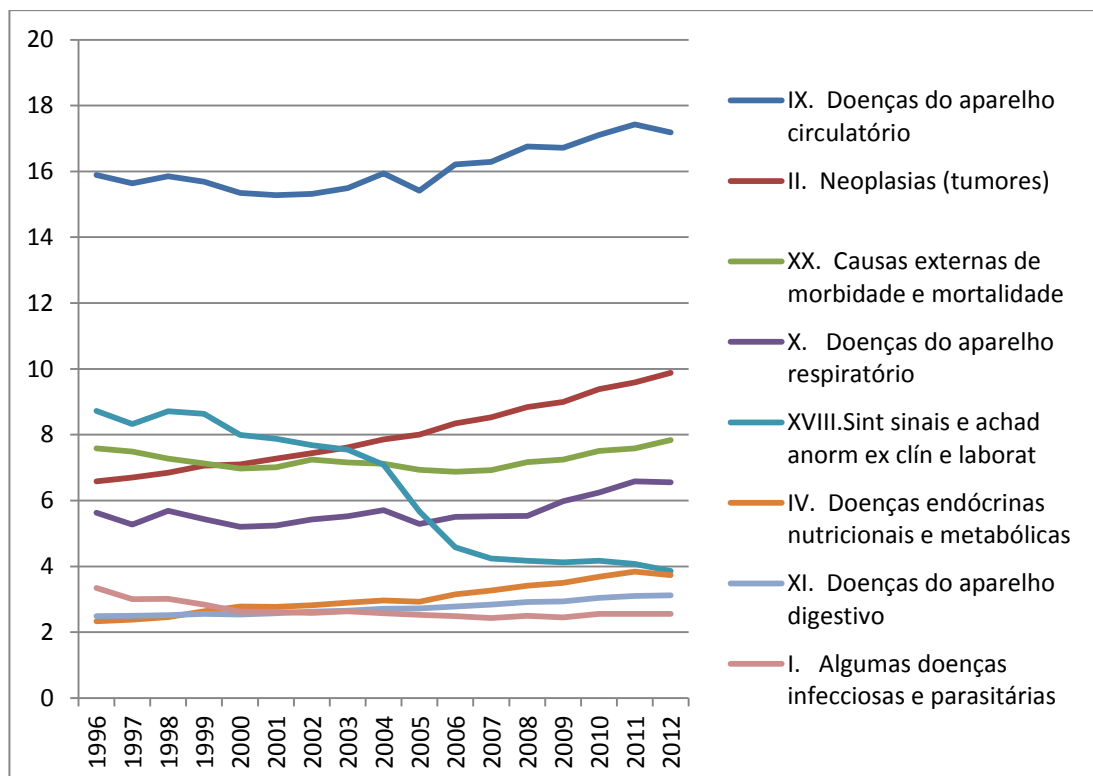
Segundo Chaimowicz (1997), existe uma correlação direta entre os processos de transição epidemiológica e demográfica. Em um primeiro momento da transição, o declínio da mortalidade ocorre seletivamente em doenças infecciosas e beneficia em maior escala as parcelas jovens da população. Os jovens passam a viver sobre as condições de risco relacionadas a doenças crônico-degenerativas, no decorrer do envelhecimento desta população, a expectativa de vida aumenta e as doenças não transmissíveis tornam-se mais frequentes.

No Brasil, existe uma tripla carga de doenças resultantes de um processo acelerado de transição epidemiológica, das disparidades regionais de acesso a serviços de saúde e das condições socioeconômicas vigentes. Quanto ao processo de transição epidemiológica, ocorre uma simultaneidade das etapas, sendo que, em uma etapa, predominam as doenças crônico-degenerativas e, na outra etapa, predominam as doenças transmissíveis. Assim, apesar de uma transição demográfica que envelhece rapidamente a população brasileira e acentua a demanda por serviços de atenção às condições crônicas, persiste no Brasil o recrudescimento de doenças como malária, hanseníase e leishmaniose. Esse movimento indica a natureza não unidirecional da transição (SCHRAMM *et al.*, 2004).

Segundo dados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), disponibilizados pelo Ministério da Saúde (MS), o Brasil convive com alta mortalidade por doenças crônicas coexistindo com causas externas. Pelos capítulos da Classificação Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com Saúde em sua décima atualização (CID-10), as doenças ligadas a neoplasmas e ao aparelho circulatório possuem um percentual sobre os óbitos totais por ano de cerca de quarenta e cinco por cento no ano de

2012, bastante semelhante aos estudos feitos para os Estados Unidos. Possuem também percentuais relevantes as causas externas de mortalidade e as doenças do aparelho respiratório. O gráfico 1 contém a evolução da taxa de mortalidade por dez mil habitantes para os capítulos da CID-10 do ano de 1996 ao ano de 2012. Percebe-se que houve um aumento na taxa de mortalidade devido a causas relacionadas a *neoplasias*, enquanto houve uma diminuição da taxa por causas relacionadas a *sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte*. A taxa de mortalidade devido a *doenças infecciosas e parasitárias* teve uma leve variação, passando de 3,34 óbitos a cada dez mil habitantes em 1997 para 2,56 em 2012, uma redução de 23,35%. Assim, existe um indício de que o perfil brasileiro de mortalidade está em mudança para um perfil semelhante ao de países desenvolvidos, com uma prevalência importante de doenças não transmissíveis (ou agravos crônicos). Esta constatação amplia a relevância de um estudo que explore os determinantes dos hábitos de saúde e seus impactos econômicos.

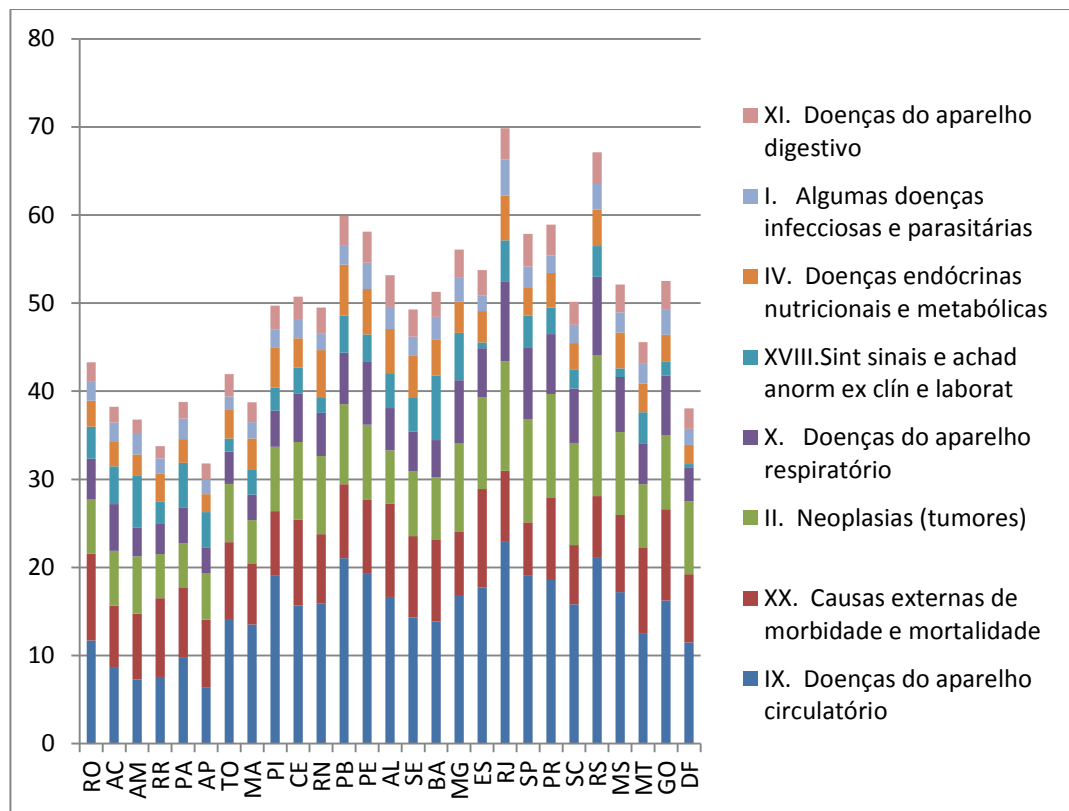
Gráfico 1 – Evolução da Taxa Mortalidade por Capítulo da CID-10, 1996 a 2012.



Fonte: Elaboração própria através de dados do Ministério da Saúde (2014).

O gráfico 2 contém as taxas de mortalidade por dez mil habitantes com desagregação por unidades federativas brasileiras para o ano de 2012. No gráfico, percebe-se que a distribuição das taxas por capítulo da CID-10 é semelhante entre os estados do sul e sudeste (exceção de RJ e ES). Existe uma inversão entre as taxas de mortalidade por *neoplasias* e *causas externas* nos estados do Norte, Nordeste e Centro-oeste do país. Nesses estados, também é proeminente o papel de *doenças infecciosas e parasitárias* quando em comparação com os demais estados da federação. Assim, desta forma, fica evidente que a transição epidemiológica no Brasil não é uniforme e unidirecional entre as unidades da federação.

Gráfico 2 – Taxa Mortalidade por Unidade da Federação, 2012.



Fonte: Elaboração própria através de dados do Ministério da Saúde (2014).

Assim, conclui-se que a transição demográfica envelhece rapidamente a população brasileira e acentua a demanda por serviços de atenção às condições crônicas. Porém, é destacável que existe um aspecto negligenciado do envelhecimento populacional Brasileiro, pois a pressão dos gastos públicos ocorrerá não somente sobre o gasto previdenciário como também sobre o gasto com saúde resultado de doenças crônicas, que tem como principal causa o comportamento de risco alvo dos artigos que compõe a dissertação.

REFERÊNCIAS

ALVES, J. E. D. **Transição da fecundidade e relações de gênero no Brasil**. 1994. 152f. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1994.

ALVES, José Eustáquio Diniz. **A transição demográfica e a janela de oportunidade**. São Paulo: Instituto Fernand Braudel de Economia Mundial, 2008.

ARROW, K. J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, v. 53, n. 5, p. 941-973, 1963.

CARVALHO, José Alberto Magno de; PAIVA, Paulo de Tarso Almeida; SAWYER, Donald R. **A recente queda da fecundidade no Brasil: evidências e interpretação**. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Juiz de Fora, 1981.

CAWLEY, John; RUHM, Christopher J. The Economics of Risky Health Behaviors. In: PAULY, Mark V.; MCGUIRE, Thomas G.; BARROS, Pedro Pita (Ed.). **Handbook of Health Economics**. Elsevier, 2012.

CHAIMOWICZ, Flávio. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. **Revista Saúde Pública**, v. 31, n. 2, p. 184-200, 1997.

CHESNAIS, Jean-Claude. **The demographic transition: Stages, patterns, and economic implications**. Oxford University Press Catalogue, 1992.

CULYER, Anthony J.; NEWHOUSE, Joseph P. (Ed.). **Handbook of health economics**. Elsevier, 2000.

DANAEI, Goodarz *et al.* The preventable causes of death in the United States: comparative risk assessment of dietary, lifestyle, and metabolic risk factors. **PLoS medicine**, v. 6, n. 4, p. e1000058, 2009.

DEL NERO, Carlos R. O que é economia da saúde in PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. **Economia da saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, p. 5-21, 1995.

FARIA, Vilmar. **Políticas de governo e regulação da fecundidade: consequências não antecipadas e efeitos perversos**. CEBRAP, 1989.

FUCHS, V. R. Health Economics in EATWELL, John; MILGATE, Murray; NEWMAN, Peter (Ed.). **The New Palgrave: A Dictionary of Economics**. Londres: Macmillan, 1987.

GROSSMAN, Michael. On the concept of health capital and the demand for health. **The Journal of Political Economy**, p. 223-255, 1972b.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: análise do consumo alimentar pessoal no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

IBGE. **Projeção da População: Pirâmide Etária Absoluta**. 2014. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao_da_populacao/2008/piramide/piramide.shtm>. Acesso em: 12 out. 2014.

MARTINE, George. Brazil's fertility decline, 1965-95: a fresh look at key factors. **Population and development review**, p. 47-75, 1996.

MCGINNIS, J. Michael; FOEGE, William H. Actual causes of death in the United States. **Jama**, v. 270, n. 18, p. 2207-2212, 1993

MERRICK, Thomas William; BERQUÓ, Elza. **The determinants of Brazil's recent rapid decline in fertility**. National Academies, 1983.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Informações de Saúde: TABNET**. 2014. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=02>>. Acesso em: 12 out. 2014.

MOKDAD, Ali H. *et al.* Actual causes of death in the United States, 2000. **Jama**, v. 291, n. 10, p. 1238-1245, 2004.

MOKDAD, Ali H. *et al.* Correction: actual causes of death in the United States, 2000. **Jama**, v. 293, n. 3, p. 293-294, 2005.

OMRAN, Abdel R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, p. 509-538, 1971.

PAES-SOUSA, Rômulo. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, n. 5, p. 1411-1421, 2002.

PIOLA, Sérgio Francisco; VIANNA, Sólton Magalhães. **Economia da saúde**: conceito e contribuição para a gestão da saúde. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1995.

POPKIN, Barry M. *et al.* The nutrition transition in China: a cross-sectional analysis. **European Journal of Clinical Nutrition**, v. 47, n. 5, p. 333-346, 1993.

SCHRAMM, Joyce Mendes de Andrade *et al.* Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. **Ciênc. saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 4, dez. 2004.

ZWEIFEL, Peter; BREYER, Friedrich; KIFMANN, Mathias. **Health economics**. Springer Science & Business Media, 2009.

ARTIGO 1: DETERMINANTES DOS HÁBITOS DE SAÚDE E COMPORTAMENTO DE RISCO.

1. Introdução

Do ponto de vista individual, a saúde é um bem que pode ser produzido da mesma forma que outros bens como, por exemplo, as *commodities* agrícolas. Contudo, a saúde tem a peculiaridade de ser um bem que não pode ser controlado durante o processo de produção (apesar de existir uma interdependência clara entre o produto saúde e seus insumos) e que não pode ser transacionado entre os indivíduos. Essa falta de controle do processo produção de saúde é uma percepção que advém do fato da aparente precibilidade da saúde no momento do seu consumo. De maneira similar à educação, a saúde deve ser encarada como um estoque invisível de capital, que também está sujeito à depreciação. Apesar de não existir transações de saúde entre indivíduos, o mesmo acontece dos indivíduos com eles mesmos quando, por exemplo, desiste do consumo de um bem (como o tabaco, o álcool e certos tipos de alimento) em troca de uma melhor saúde. Mas, como advogam Zweifel *et al.* (2009), tais peculiaridades não são grandes limitações à análise econômica do bem.

Aplicar o conceito de produção de saúde possui vantagens. A análise econômica passa a ter como referência as condições ótimas do sistema, ou seja, quando o custo marginal da saúde relativo ao custo marginal do consumo de outros bens é igual a quanto o indivíduo está disposto a pagar por saúde em relação ao consumo de outros bens. Ao aplicar este conceito também é possível obter a contribuição marginal relativa de cada insumo na produção de saúde — insumos como, por exemplo, a assistência médica e medicamentos (ZWEIFEL *et al.*, 2009).

O modelo seminal com intuito de explicar a demanda por saúde e o investimento em saúde foi o desenvolvido por Grossman (1972a, 1972b, 2000). Neste modelo, o autor utiliza a teoria do capital humano e aplica o conceito de produção de saúde para explicar como os indivíduos se comportam com relação ao investimento em saúde. De acordo com a teoria do capital humano, os indivíduos investem em si mesmos, por meio da educação, treinamento e saúde, com a finalidade de aumentar sua renda (BARROS, 2003; FOLLAND *et al.*, 2009).

A aplicação do modelo de Grossman aos hábitos de saúde, como dormir de seis a oito horas por dia e praticar atividade física regularmente, é direta. Os indivíduos investem nestes hábitos até o momento em que, na margem, o retorno do investimento em saúde é igual o custo de oportunidade do capital saúde. O modelo também se aplica a hábitos não saudáveis que podem ser interpretados como investimentos negativos em saúde. Quando o indivíduo

soluciona seu problema de maximização de utilidade sujeito a restrição orçamentária, a participação ótima de hábitos não saudáveis é caracterizada pela igualdade entre os custos destes comportamentos (por exemplo, o preço do cigarro e os custos não monetários de uma expectativa de vida reduzida) e os benefícios (como o prazer obtido pelo consumo do cigarro) (CAWLEY e RUHM, 2012).

O objetivo deste artigo é estimar empiricamente, a partir dos dados constantes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do ano de 2008 (PNAD 2008), a equação de consumo de bens não saudáveis e de consumo de bens saudáveis para o Brasil, com base em um modelo teórico balizado na função de produção de saúde.

2. O Modelo de Grossman

A teoria do capital humano foi um marco teórico importante com relação à decisão de consumo e investimento. Do ponto de vista da educação, entre as contribuições mais importantes estão os trabalhos de Becker (1964), Ben-Porath (1967), Schultz (1961) e Mincer (1974). Becker (1964) aponta que, ao decidir investir em capital humano, os indivíduos têm retornos salariais menores que os trabalhadores não qualificados, pois estão investindo tempo no treinamento ao invés de trabalhar e obter salário. No longo prazo, no entanto, os trabalhadores que se aperfeiçoaram obtêm retornos salariais maiores, compensando o investimento de tempo. Schultz (1961) elucida que o custo de investir em educação possui dois componentes: os custos diretos (como salário de professores, de pessoal de apoio didático e administrativo, gastos com manutenção, depreciação do capital e os juros sobre o capital financeiro) e o custo de oportunidade do tempo dedicado ao estudo, que pode ser traduzido como os ganhos que os estudantes abdicaram enquanto estão na escola (incluindo o próprio tempo destinado ao lazer). Por fim, Mincer (1974) contribui com um estudo empírico dos retornos salariais da educação. Seu objetivo era obter qual o ganho salarial em termos de um aumento de um ano na educação, ou seja, qual o retorno marginal do investimento em educação.

O modelo teórico de Grossman (1972b) é uma extensão dos modelos de capital humano de Becker (1964) e de Ben-Porath (1967), focado puramente no investimento em saúde, sob a justificativa que a relação entre capital saúde e os salários não é direta. O estoque de capital saúde determina a quantidade de tempo saudável disponível, que pode aumentar a utilidade de forma indireta (ao permitir a obtenção de maiores salários) ou de forma direta (ao permitir um maior consumo). Grossman investigou esse problema sob a ótica da otimização dinâmica através da teoria do controle ótimo (ZWEIFEL *et al.*, 2009).

O modelo de Grossman possui contribuições relevantes, dentre as quais duas se destacam como as mais importantes. A primeira delas refere-se ao fato de tratar a saúde como um estoque (de forma análoga a educação na teoria do capital humano), ou seja, é um bem que não se deprecia totalmente e instantaneamente. A segunda contribuição decorre da definição de saúde como um bem que o consumidor produz, dedicando tempo e esforços na sua melhoria junto com a compra de insumos² para a sua produção — essa construção teórica

²Insumos de saúde são, por exemplo: assistência à saúde, dieta, exercício e meio ambiente. Por consequência, a própria renda e o tempo investido na produção de saúde também podem ser considerados insumos de saúde (FOLLAND *et al.*, 2009).

é consistente com a teoria de produção caseira (*Theory of Home Production*) desenvolvida por Becker (1976) (BARROS, 2003; FOLLAND *et al.*, 2009).

Da aplicação destes dois princípios derivam resultados importantes. O primeiro resultado é de que a assistência à saúde é um bem intermediário, contando como um fator de produção para o estoque de saúde. Portanto, a demanda por assistência à saúde é derivada da demanda por saúde. O segundo resultado define o estoque de saúde como uma variável que possui uma duração temporal, sendo que a saúde produzida em cada período é encarada como um investimento em estoque de saúde. Dado que a saúde é caracterizada como estoque, também está sujeita à depreciação, que irá diferir entre os indivíduos e no tempo. Essa depreciação usualmente está relacionada com o envelhecimento biológico. O terceiro resultado implica que a saúde é um bem tanto de consumo como de investimento. Assim, os indivíduos investem em saúde por dois motivos: pelo benefício do seu consumo (isto é, a saúde gera utilidade) e pelo seu benefício de produtividade (isto é, indivíduos mais saudáveis têm maiores salários). Por fim, o objetivo do investimento em saúde é a produção de dias saudáveis, os quais aumentam o nível de renda e bem-estar dos indivíduos, de forma análoga ao investimento em bens de capital (BARROS, 2003; FOLLAND *et al.*, 2009).

Muurinen (1982) realiza uma extensão teórica do modelo ao examinar os efeitos do envelhecimento, da escolaridade e da riqueza no contexto de um modelo misto de investimento e consumo. Essa abordagem é mais geral que a tratada no artigo de 1972 de Grossman, pois os dois motivos para demandar a saúde são considerados na análise dos efeitos, enquanto Grossman analisa no contexto do modelo de investimento puro. O modelo de investimento puro, conforme apresentado por Grossman (2000), implica que a saúde não entra na função utilidade diretamente, ou em outras palavras que a utilidade marginal do tempo saudável é igual a zero. No modelo de investimento puro, a saúde seria um bem unicamente de investimento. Para as derivações dos efeitos, Muurinen (1982) supõe que os bens de consumo e o tempo saudável são substitutos perfeitos. Trata-se de uma hipótese restritiva, pois implica que a taxa marginal de substituição entre os bens é constante (ou seja, o consumidor abdica do mesmo montante de tempo saudável para o consumo de outro bem, para qualquer nível de tempo saudável que possua).

O desenvolvimento teórico do modelo seguiu na direção de inserir incerteza, quanto ao estado de saúde futuro dos indivíduos, no problema de otimização dinâmica. Dardanoni e Wagstaff (1987) provam que, no submodelo de investimento puro, dada a presença de incerteza, o resultado obtido por Grossman (1972a) de que as decisões de investimento não dependem das condições iniciais não se sustenta, e que os indivíduos possuem uma aversão

ao risco absoluto decrescente. Em outro trabalho, Dardanoni e Wagstaff (1990) examinam o efeito da incerteza sobre a demanda por assistência médica através de uma versão estática do modelo de consumo puro de Grossman. O modelo de consumo puro, conforme apresentado por Grossman (2000), implica que o custo de investimento em estoque de saúde é maior que taxa de retorno monetária marginal do investimento em estoque de saúde. Em outras palavras, a saúde no modelo de consumo puro é bem unicamente de consumo. Contrapondo Dardoni e Wagstaff (1987), Selden (1993) argumenta que a elasticidade do investimento em saúde com relação à renda depende do modo como a incerteza entra no modelo. Quando utilizados choques estocásticos aditivos ao contrário de choques multiplicativos (conforme hipótese de Dardanoni e Wagstaff, 1987), e sob a premissa de uma função de utilidade com aversão ao risco absoluta decrescente, a elasticidade renda do investimento em saúde seria negativa.

Ainda como relação à inserção da incerteza no modelo de Grossman, Chang (1996) desenvolve uma variante do modelo de escolha sob incerteza de Arrow (1965). Neste modelo, o investimento em saúde é um ativo de risco, cuja demanda ótima é dada sob o contexto de seleção do melhor portfólio de ativos. A elasticidade em relação à renda depende, portanto, da taxa de retorno estocástica do investimento em saúde. A incerteza possui dois efeitos, o efeito escala e o efeito retorno marginal decrescente. Chang (1996) ressalta que Dardanoni e Wagstaff (1987) e Selden (1993) apresentam casos especiais de sua teoria, onde um dos efeitos da incerteza é nulo. Em trabalho recente, Picone *et al.* (1998) elaboram uma extensão do trabalho de Dardanoni e Wagstaff (1990), em que examinam os efeitos da incerteza sobre a demanda médica através de uma versão dinâmica do modelo de consumo puro.

Adaptações promissoras são os modelos desenvolvidos por Ehrlich e Chuma (1990) e Galama (2011), que estendem o modelo de Grossman para incluir um processo de produção de saúde caracterizado por retornos decrescentes de escala, enquanto o modelo original assume retornos constantes. A formulação que inclui retornos decrescentes de escala possui um apelo intuitivo e teórico. A intuição advém da observação de que os ganhos relevantes de saúde podem ser obtidos com baixo investimento (como, por exemplo, melhorias na infraestrutura sanitária), enquanto grandes investimentos em saúde podem gerar retornos em saúde modestos (como, por exemplo, cirurgias plásticas que são tratamentos médicos com alto custo e eletivos). Desta forma, no modelo que incorpora tal modificação, o custo marginal do investimento aumenta com o aumento da produção de saúde, conforme os retornos decrescentes de escala (GALAMA *et al.*, 2012).

2.1. Estimacões Empíricas do Modelo de Grossman

O modelo de Grossman (1972b) e os exercícos empíricos posteriores abordam questões relevantes para a formulação de políticas de saúde, como o efeito dos hábitos de saúde (saudáveis ou não saudáveis) sobre a produção de estoque de saúde (e o consumo de insumos para esta produção). Os exercícos empíricos do modelo foram desenvolvidos com intuito de obter os valores dos parâmetros para cada variável explicativa, dado um conjunto de dados, para obter respostas relativas à condução das políticas de saúde (ZWEIFEL *et al.*, 2009).

Os trabalhos empíricos, envolvendo o modelo de capital saúde proposto por Grossman, seguem duas estratégias de uma forma geral. Como o modelo teórico inclui relações endógenas entre as variáveis, é possível estruturar a estimacão do modelo em termos de equações simultâneas. A primeira estratégia é estimar somente a equação na sua forma reduzida — usualmente por mínimos quadrados ordinários (MQO) — que é obtida através da redução do sistema de equações lineares pelo método de substituição. Este procedimento omite as variáveis endógenas da equação. Estimar a forma reduzida somente é possível caso a equação seja identificada ou exatamente identificada, caso contrário, é preciso estimar a equação através de métodos como os mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E). A segunda estratégia é estimar as equações estruturais, através de um de um modelo equações simultâneas ou tratando a endogeneidade (por exemplo, através de variáveis instrumentais). A abordagem estrutural demanda do pesquisador um conhecimento maior acerca do modelo, assim como traz uma maior dificuldade de interpretação das relações *causais*.

Grossman (1972a) realizou o primeiro teste empírico do seu modelo ajustando as equações da forma reduzida do submodelo de investimento puro aos dados da pesquisa americana de 1963, conduzida pelo *National Opinion Research Center and the Center for Health Administration Studies of the University of Chicago (NORC)*. O estoque de saúde foi mensurado pela avaliação dos indivíduos do seu estado de saúde e o tempo saudável pelo complemento do número de dias de atividade restrita (calculada pelo número de dias com doenças e agravos restritivos ou pelo número de dias de trabalho perdidos através de doenças e agravos). Cuidados médicos foram mensurados por variados tipos de gastos com assistência médica. Como não existiam dados acerca dos preços dos serviços médicos, foi assumido que o preço não varia entre os consumidores e que, na forma reduzida do modelo, não existe correlação entre o preço e os demais regressores. Entre os resultados estão um efeito positivo

dos gastos com serviços de saúde, da educação e da renda *per capita* sobre o estoque de saúde dos indivíduos. No caso da idade e do indivíduo ser do sexo feminino o efeito é negativo.

Quadro 1 – Trabalhos empíricos que utilizam a forma reduzida do modelo

Artigo	Metodologia de Estimação	Base de Dados	Hipótese de identificação para estoque de saúde	Sinal Encontrado (EDUC; RENDA; IDADE).
Grossman (1972a)	Mínimos Quadrados em Dois Estágios	Corte transversal	Modelo de equações simultâneas	(+; +; -)
Gerdtham <i>et al.</i> (1999)	<i>Tobit</i> <i>Probit</i> Ordenado	Corte transversal	Forma reduzida sem hipótese de identificação	(+; +; -)
Gerdtham e Johannesson (1999)	<i>Probit</i> Ordenado	Corte transversal	Forma reduzida sem hipótese de identificação	(+; +; -)

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados encontrados para as estimações das equações na forma reduzida (por exemplo, Grossman, 1972a; Gerdtham *et al.*, 1999; e Gerdtham e Johannesson, 1999) estão, em geral, em acordo entre si e com as predições feitas pelo modelo teórico de Grossman (1972b). O quadro 1 contém um resumo dos trabalhos que estimaram a forma reduzida do modelo. Enquadram-se as seguintes proposições entre os resultados encontrados: a saúde aumenta com a renda (salários e ganhos de riqueza intertemporal) e com a educação, e decresce com a idade, com o preço de insumos de saúde, e com fatores ambientais. Com relação aos hábitos de saúde, os estudos evidenciam que a saúde é melhor em indivíduos que praticam esportes e tem hábitos alimentares e de sono saudáveis e é pior em indivíduos com sobrepeso ou que são fumantes. Entretanto, o consumo de álcool moderado tem efeitos ambíguos, ou seja, são encontrados nos estudos tanto efeitos positivos quanto efeitos negativos desse consumo.

Em relação à abordagem empírica dos trabalhos da forma reduzida, os modelos de escolha discreta, binária e múltipla, e de dados censurados foram utilizados por Gerdtham e Johannesson (1997) e Gerdtham *et al.* (1999). A escolha dos autores deve-se ao fato da variável dependente disponível nas bases de dados ser do tipo categórica (tanto no caso do estado de saúde como no da utilização de serviços de saúde). Gerdtham e Johannesson (1997)

estimam o modelo utilizando a base de dados da pesquisa sueca do *Level of Living Survey (LNU)* de 1991, composta por 5174 adultos. O estoque de capital saúde, neste estudo, foi medido por uma variável categórica do estado geral de saúde do indivíduo e modelado através de um *probit* ordenado. De maneira semelhante, Gerdtham *et al.* (1999) estimam um modelo *tobit* e um modelo *probit* ordenado, ajustando as equações para os dados de uma amostra da região administrativa de Uppsala na Suécia. Essa amostra, coletada no ano de 1995, é constituída de dados relativos à saúde, bem-estar e níveis socioeconômicos de 5404 indivíduos com idades entre 20 e 84 anos.

Entre os estudos que estimaram a forma estrutural do modelo encontram-se, por exemplo, Van de Ven e Van de Gaag (1982), Wagstaff (1986, 1993), Erbsland *et al.* (1995), Nocera e Zweifel (1998) e Galama *et al.* (2012). A principal diferença entre as equações estimadas na forma reduzida e as estimadas na forma estrutural é que a equação de demanda por assistência à saúde contém o estoque de capital saúde como variável explicativa. Na forma reduzida, a variável endógena do estoque de capital saúde é substituída, desta forma, a variável é retirada da equação e da estimação. As relações estruturais fornecem o efeito da saúde do indivíduo sobre o seu investimento em saúde.

Diferentemente das estimações da forma reduzida, que, em geral, têm resultados semelhantes e de acordo com o modelo teórico, as estimações da forma estrutural tem resultados divergentes. Van de Ven e Van de Gaag (1982), Wagstaff (1986, 1993), Erbsland *et al.* (1995) encontram uma relação negativa entre investimento em saúde e saúde dos indivíduos. Esse resultado contradiz a predição teórica, pois, na condição do investimento ser uma função linear do estoque saúde, a relação seria positiva entre as duas variáveis. Uma exceção parcial é o caso do trabalho de Nocera e Zweifel (1998), que aponta uma relação negativa entre saúde e investimento em saúde em sua primeira amostra e uma relação positiva em sua segunda amostra. Quanto a outras variáveis explicativas da demanda estrutural por saúde, no trabalho de Wagstaff (1986), a correlação com a educação é negativa. O quadro 2 contém um resumo dos trabalhos que estimaram a forma estrutural do modelo.

Quadro 2 – Trabalhos empíricos que utilizam a forma estrutural do modelo

Artigo	Metodologia de Estimação	Base de Dados	Hipótese de identificação para estoque de saúde	Sinal Encontrado (EDUC, RENDA, IDADE, SAÚDE).
Van de Ven e Van de Gaag (1982)	Máxima Verossimilhança (LISREL)	Corte transversal	Modelo de equações simultâneas	(*;+;*;-)
Wagstaff (1986)	Máxima Verossimilhança (LISREL)	Corte transversal	Modelo de equações simultâneas	(+;-;+;-)
Wagstaff (1993)	Máxima Verossimilhança (LISREL)	Painel	Modelo de equações simultâneas	(+;-;-)
Erbstrand <i>et al.</i> (1995)	Máxima Verossimilhança (GAUSS – módulo LINC)	Corte transversal	Modelo de equações simultâneas	(+;+;-;-)
Nocera e Zweifel (1998)	<i>Tobit</i>	Painel	Procedimento em dois estágios de Hausman	Amostra 1 (+;+;+;-) Amostra 2 (-;+;+;+)
Galama <i>et al.</i> (2012)	Modelo de Seleção de Heckman	Painel	Variável Instrumental	(+;+;+;-)

Fonte: Elaboração própria.

Com relação à abordagem empírica dos trabalhos, Wagstaff (1986) utiliza os dados de uma pesquisa dinamarquesa de 2243 indivíduos adultos da *Danish Welfare Study (DWS)* de 1976, para estimar uma versão de indicadores múltiplos tanto para as equações estruturais quanto as equações na sua forma reduzida. Através de uma análise dos componentes principais (ACP), para noventa medidas de problemas de saúde não crônicos, foram calculadas quatro variáveis relativas ao estado de saúde. O autor utiliza essas quatro variáveis construídas como indicadores do estoque de saúde não observado. Este tipo de modelo é conhecido como MIMIC (*multiple indicators multiple causes*), desenvolvido por Jöreskog (1973) e Goldberger (1974), utilizando o procedimento de máxima verossimilhança de Jöreskog e Sörbom (1981) para estimação.

Seguindo a mesma abordagem de múltiplos indicadores para o estado de saúde, Van de Ven e Van de Gaag (1982) e Erbsland *et al.* (1995) também estimam modelos na forma estrutural e reduzida utilizando o *MIMIC*. Van de Ven e Van de Gaag ajustam suas equações a uma amostra holandesa composta de 8000 domicílios, sendo que este é um dos primeiros trabalhos a abordar a natureza multidimensional do estado de saúde. Erbsland *et al.* (1995) estimam um modelo *MIMIC* por máxima verossimilhança de informação completa (*GAUSS*, módulo *LINCS*) com os dados do *West German Socio-economic Panel (SOEP)*, com foco no efeito das condições ambientais de poluição sobre o estado de saúde dos indivíduos.

Com relação aos trabalhos com dados longitudinais, Wagstaff (1993) estima o modelo de capital saúde utilizando o *MIMIC* na sua forma estrutural para uma amostra dinamarquesa de 1752 indivíduos adultos, seguidos durante doze meses a partir de outubro de 1982, da *Danish Health Study (DHS)*. Ele propõe uma versão empírica alternativa à utilizada por Grossman (1972a), adicionando mais estrutura ao modelo ao assumir que o ajustamento do estoque de saúde não é instantâneo. O intuito é resolver o problema relacionado à taxa de depreciação inicial não considerada no modelo de Grossman.

Nocera e Zweifel (1998) estimam o modelo na forma estrutural com dados de um seguro de saúde suíço entre os anos de 1981 e 1993. A equação de demanda por saúde foi estimada por mínimos quadrados generalizados sobre as hipóteses de um modelo de painel de efeitos aleatórios. A equação de demanda por assistência médica (investimento em saúde) segue um modelo *tobit*, sendo que foi estimada através do procedimento de dois estágios de Hausman. Para ambas as equações, os autores optam por dividir estimação em duas sub amostras. A primeira sub amostra (amostra 1), constituída de 477 indivíduos, contém dados de 1989 a 1992 para os quais todas as informações estão disponíveis. A segunda sub amostra (amostra 2), constituída 212 indivíduos, contém dados de 1981 a 1992, com os dados faltantes construídos através de uma interpolação.

Por fim, Galama *et al.* (2012) estimam o modelo estrutural utilizando os dados da amostra norte-americana do *Panel Study of Income Dynamics (PSID)*. O *PSID* começou em 1968, conduzido anualmente até 1997 e, após este ano, bienalmente. Neste trabalho, os autores utilizam uma extensão do modelo de Grossman, que inclui retornos decrescentes de escala na função de produção de saúde, e o modelo de seleção de Heckman com controle da endogeneidade através de variáveis instrumentais. Os resultados obtidos por Galama *et al.* (2012) foram inconclusivos, o que leva estes autores a criticar a robustez de trabalhos anteriores.

2.2. Críticas ao Modelo de Grossman

Embora o modelo de Grossman (1972a, 1972b, 2000) tenha um grande apelo teórico e intuitivo, além de ter levado ao desenvolvimento de uma extensa literatura empírica (conforme apresentado na seção anterior), o modelo possui algumas limitações.

Em trabalhos empíricos, como Van de Ven e Van de Gaag (1982), Wagstaff (1986a) e Erbsland *et al.* (1995), usualmente é encontrado uma relação negativa entre saúde e demanda por assistência à saúde, enquanto o modelo teórico prediz uma relação positiva. Outra limitação empírica diz respeito ao fato de que a saúde deprecia mais rápido em piores níveis socioeconômicos, no entanto o modelo não prevê tal comportamento. Além disso, mesmo supondo agentes racionais que maximizam a utilidade obtida durante toda a sua vida, as soluções do modelo não incorporam variáveis exógenas ou os valores iniciais de riqueza e estoque de saúde dos indivíduos. Assim, tanto as formas estruturais quanto as reduzidas das equações de demanda por saúde dependem somente dos valores presentes das variáveis como os preços e salários, implicando que qualquer que seja os valores iniciais de riqueza e estoque de saúde dos indivíduos, imediatamente eles seguem para a trajetória de equilíbrio balanceada predita (GALAMA *et al.*, 2012).

A maior crítica ao modelo é a elaborada por Ehrlich e Chuma (1990). Tais autores indicam que, sob a hipótese de retornos constantes de escala, o investimento em saúde teria um retorno marginal constante ao longo do tempo. Desta forma, não é possível obter uma solução interior para o modelo. Os autores explicam a inexistência de equilíbrio interior da seguinte forma: suponha que a taxa de depreciação do estoque de saúde é igual à zero em todas as idades, suponha que o custo marginal do investimento bruto não dependa do quanto foi investido e suponha que nenhuma das outras variáveis exógenas do modelo dependa da idade. Assim, o estoque de capital seria constante no tempo (investimento líquido igual à zero), pois qualquer discrepância entre o estoque de saúde ótimo e o inicial seria zerada no primeiro período. Em resumo, as discrepâncias entre o estoque ótimo e o estoque inicial desaparecem no segundo período. O mesmo resultado aconteceria se a taxa de depreciação do estoque de saúde fosse constante e positiva. Os autores chamam atenção que essa limitação introduz um tipo de indeterminação (conhecido como: “*bang-bang equilibrium*”) no modelo em relação às escolhas ótimas de investimento e de estoque de saúde. Essa indeterminação decorre das hipóteses do retorno marginal constante ao longo do tempo e da taxa de depreciação do estoque de saúde constante ao longo tempo (GROSSMAN, 2000; GALAMA *et al.*, 2012).

A importância da observação feita por Ehrlich e Chuma (1990) foi relativamente negligenciada na literatura, pois muitos dos trabalhos empíricos posteriores continuaram utilizando funções de produção de saúde com retornos constantes de escala. É possível apontar alguns fatores que levaram a isso. Primeiramente, a contribuição dos autores da indeterminação do investimento em saúde é marginal frente a sua contribuição para sua introdução à demanda por longevidade. Em segundo lugar, os autores não exploram as consequências de introduzir retornos decrescentes de escala na função de produção de saúde. Em terceiro lugar, a argumentação dos autores é breve e muito técnica, faltando uma argumentação mais intuitiva. Em quarto lugar, existe uma percepção incorreta de que os autores teriam modificado a formulação original do modelo, com suas críticas invalidando o caso original de tempo discreto. Por fim, devido à complexidade do modelo de demanda por saúde apresentado, que inclui endogeneidade na duração da vida (demanda por longevidade), os autores buscaram uma análise mais sensível — baseado na teoria do controle ótimo — em que mudanças de direção no efeito dos parâmetros conseguem ser analisadas (GALAMA, 2011).

Tal crítica é respondida a favor do modelo original por Grossman (2000) e Laporte (2014). Grossman conclui que variações exógenas no custo marginal e no benefício marginal do investimento em saúde influenciam na duração de vida ótima, direcionando-a para um equilíbrio. Segundo Grossman, seu modelo é um arcabouço teórico consistente para estudo da trajetória ótima de saúde e longevidade. Laporte argumenta que as críticas não são relevantes ao tratar o problema de otimização do modelo sob a ótica da otimização dinâmica, dadas às condições do princípio do mínimo de Pontryagin (e da análise dos diagramas de fase) (GROSSMAN, 2000; GALAMA *et al.*, 2012).

2.3. Hábitos de saúde e a função de produção de saúde

A literatura econômica do campo da economia da saúde possui trabalhos que objetivam a estimação de uma função de produção de saúde com a identificação dos elementos de comportamento de saúde. Os comportamentos de saúde podem ser nomeados como hábitos de saúde (*health behaviours*) ou estilos de vida (*life styles*) na literatura da área e usualmente são interpretados com insumos (*inputs*) na função de produção de saúde. As primeiras abordagens com este intuito foram mais genéricas, como a de Rosenzweig e Schultz (1983). Os autores utilizam variáveis instrumentais para analisar os efeitos de insumos de saúde (que incluem os hábitos de saúde) no peso de nascimento da criança, dado a presença

de heterogeneidade não observável. A preocupação dos autores era obter estimativas consistentes dos parâmetros da saúde das crianças (medida através do peso ao nascer) ao reconhecer que existiam características não observadas que influenciavam as escolhas de insumos de saúde. Os resultados apontam para um efeito positivo da escolaridade da mãe e da renda dos pais no peso de nascimento da criança. Existe, por outro lado, um efeito negativo da idade da mãe.

Kenkel (1995) estima um modelo com o objetivo de explorar o efeito dos hábitos de saúde sobre a saúde dos indivíduos. Para tanto, utiliza os hábitos de saúde como insumos na função de produção de saúde. Entre os hábitos de saúde explorados por Kenkel estão: consumir um café da manhã reforçado, fumar e praticar exercício físico. Em seu trabalho, as especificações empíricas não são derivadas de um modelo teórico e estrutural explícito. Além disso, sua tentativa de controlar os efeitos de endogeneidade não obteve sucesso devido à falta de efeito explanatório dos instrumentos no método de dois estágios. O autor encontra evidências de efeitos negativos no estado de saúde dos seguintes hábitos: fumar, consumir bebidas alcoólicas excessivamente e de um sono ruim. Por outro lado, praticar exercício físico e consumir bebidas alcoólicas moderadamente tem efeitos positivos sobre o estado de saúde.

Barros (2003) realiza uma replicação do estudo de Kenkel (1995) para o caso Português. O autor estima uma variante, com uma amostra restrita aos indivíduos com diabetes, objetivando avaliar os efeitos de ajustamento em relação à idade (em termos de sua percepção de estado de saúde) em função da presença de uma condição de doença crônica. Os resultados obtidos por Barros estão de acordo com os encontrados por Kenkel, a exceção da não existência de fortes efeitos associados ao consumo de tabaco e de álcool no estado de saúde dos indivíduos.

Contoyannis e Jones (2004) seguem uma abordagem diferenciada de outros estudos prévios que focaram em hábitos específicos como fumar e consumir bebida alcoólica (por exemplo, Blaylock e Blisard, 1992; Mully e Portney, 1990) ou que examinaram as interações entre os hábitos de saúde e a função de produção de saúde sem as bases de um modelo estrutural (por exemplo, Hu *et al.*, 1995). Os autores estimam uma especificação recursiva do modelo consistindo da função de produção de saúde e das formas reduzidas das equações de hábitos de saúde usando *Maximum Simulated Likelihood (MSL)* para um modelo *probit* multivariado (*MVP*) com indicadores discretos dos hábitos de saúde e da saúde auto reportada. Os autores encontram que dormir bem, não fumar e praticar exercício físico tem efeitos positivos sobre a saúde dos indivíduos.

3. Determinantes dos hábitos de saúde

A educação tem correlação com boa saúde, tanto em grupos como individualmente. Conforme concluem Grossman e Kaestner (1997), em uma revisão da literatura, a educação é tem correlação mais relevante com a saúde que a própria renda ou ocupação do indivíduo. No modelo de Grossman (1972b), a educação afeta a saúde tanto ao modificar a eficiência alocativa (através dos hábitos de saúde) quanto à eficiência produtiva (obtendo mais saúde dos mesmos insumos de saúde). Cutler e Lleras-Muney (2010) estimam um modelo associando os hábitos de saúde à educação. O modelo define a probabilidade de o indivíduo ter alguns hábitos dado seu nível de educação, sendo que, o aumento de um ano de educação diminui em 3% a probabilidade de ser fumante, diminui em 1,4% de ser obeso, diminui em 1,8% a probabilidade de ser alcoólatra e diminui em 0,1% a probabilidade de usar marijuana no último mês.

Trabalhos como os de Currie e Moretti (2002), De Walque (2007) e Grimard e Parent (2007) identificam efeitos *causais*, com sinal negativo, entre educação e o fato do indivíduo ser fumante. Por outro lado, estudos como os de Reinhold e Jorges (2009) e Clark e Royer (2010) não encontram evidências amostrais da relação *causal* entre educação e os hábitos de saúde. Por fim, Kenkel *et al.* (2006) encontram resultados mistos ao utilizar como *proxy* para educação o número de cursos necessários para terminar o ensino fundamental. O autor encontra evidências de que a conclusão do ensino fundamental implica uma redução do hábito de fumar nos homens (mas não nas mulheres), porém não modifica o sobrepeso, tanto em homens quanto em mulheres.

A renda, por outro lado, pode tanto aumentar quanto diminuir os hábitos saudáveis. Philipson e Posner (1999) encontram o resultado de que o consumo de produtos relacionados a hábitos não saudáveis (como cigarro, álcool e drogas ilícitas) aumenta com a renda, caso os produtos sejam bens normais. No entanto, uma boa saúde e aparência também podem ser bens normais, e sua produção também aumentaria com o aumento da renda.

Com o intuito de mensurar o efeito *causal* da renda sobre os hábitos de saúde, os autores têm explorados uma série de experimentos naturais. Uma abordagem utilizada em alguns estudos é incluir os ganhos de loterias como uma variação exógena da renda. Lindahl (2005) encontra evidências de que ganhos expressivos na loteria reduzem a probabilidade de estar acima do peso, por outro lado, Apouey e Clark (2010) encontram que os ganhos na loteria levam a um aumento no hábito de fumar e de beber socialmente. Cawley *et al.* (2010), no entanto, não encontram impacto da renda sobre o peso ou obesidade, usando como

experimento natural uma base de dados que contém coortes de indivíduos que saíram do mercado de trabalho com altos benefícios de segurança social. Schmeiser (2009) explora a variação, entre os estados dos Estados Unidos da América, da restituição do imposto de renda (*Earned Income Tax Credit*). O autor não encontra evidências para rejeitar a hipótese nula de inexistência de efeito entre a renda e o peso dos indivíduos do sexo masculino. Os resultados para indivíduos do sexo feminino indicam que para cada dólar adicional ganho por ano (através da restituição) implica em um aumento entre 381,02 g e 816,47g no peso da mulher. Em estudo recente, Van Kippersluis e Galama (2013), por meio de duas variações exógenas de riqueza, os ganhos com loterias e os ganhos com heranças, obtém evidências que o aumento de renda tem o efeito de aumentar o consumo moderado de álcool, mas nenhuma mudança no consumo abusivo de álcool. Além disso, os indivíduos mais saudáveis tendem a aumentar o consumo de bens não saudáveis dado uma variação exógena da renda. Este resultado sugere que o custo em termos de saúde do consumo não saudável é menor entre os indivíduos saudáveis.

Outra abordagem tradicional no estudo de hábitos de saúde são os modelos de viciação. Segundo Chaloupka e Warner (1999), existem três tipos de modelos de viciação: os modelos de viciação imperfeitamente racional, os modelos de viciação míope e os modelos de viciação racional. Os modelos de viciação imperfeitamente racional pressupõem que o viciado possui preferências estáveis no longo prazo, porém inconsistentes no curto prazo. Os modelos de viciação míope pressupõem que o viciado não consegue visualizar os efeitos maléficos do consumo de um bem viciante (variante do modelo imperfeitamente racional). Por fim, conforme proposto por Becker e Murphy (1988), nos modelos de viciação racional os indivíduos incorporam todas as informações relativas ao consumo do bem viciante (por exemplo, tabaco) na sua função de utilidade. No modelo de viciação racional, existem dois efeitos do consumo deste tipo de bem, o efeito “reforço” e o efeito “tolerância”. O “reforço” implica que a utilidade marginal do consumo aumenta quanto maior o estoque de consumo passado e a “tolerância” implica que um aumento do estoque de consumo passado diminui a utilidade do indivíduo quando não consome o bem viciante (FOLLAND *et al.*, 2009).

Os artigos que verificam a existência da viciação, em geral, utilizam o modelo empírico desenvolvido por Chaloupka (1990), que é uma simplificação da abordagem de Becker e Murphy (1988). Chaloupka (1990) define uma equação que inclui os valores, passados e futuros, tanto do próprio consumo quanto do preço dos bens viciantes. Caso os coeficientes dos valores passados sejam positivos e os dos valores futuros sejam nulos, tem-se

uma evidência de viciação míope, caso todos os coeficientes (dos valores passados e futuros) sejam positivos, a evidência seria de viciação racional.

Testes empíricos para a viciação racional foram conduzidos para tabaco (Chaloupka, 1990), álcool (Waters e Sloan, 1995), cocaína (Grossman e Chaloupka, 1998) e obesidade (Cawley, 1999). Os estudos apontam para a existência de viciação racional para os bens (e condições crônicas) em questão.

Por fim, outro determinante dos hábitos de saúde são as propagandas as quais o indivíduo está exposto. Em geral, a propaganda pode informar os consumidores de atributos do produto, sua qualidade e preço, diminuindo os custos de procura pelo bem. A propaganda pode também alterar as preferências do consumidor, ou mesmo diferenciar o produto de maneira superficial. Revisões de literatura do efeito da propaganda sobre o consumo de tabaco encontram evidências de que a propaganda aumenta o consumo ou de que ela não possui efeito significativo. Bleacher (2008), por exemplo, identifica que cerca de dezoito estudos não encontram efeito significativo da propaganda sobre o consumo de tabaco enquanto outros dezessete estudos encontram efeitos positivos. Por outro lado, Saffer e Chaloupka (2000) dividem os estudos entre séries de tempo e cortes transversais. Entre os estudos de séries de tempo, nove não encontram efeitos significativos, enquanto outros seis encontram um pequeno efeito positivo. Todos os outros três estudos de corte transversal encontraram efeitos positivos da propaganda sobre o consumo de tabaco.

4. Metodologia e Base de Dados

Nesta seção, são descritos os aspectos metodológicos para a análise das relações entre as variáveis dos modelos de hábitos de saúde. Na primeira subseção, está descrita a base de dados, na segunda, o modelo teórico, e na terceira, a estratégia empírica.

4.1. Base de Dados

A base de dados utilizada neste artigo é a PNAD do ano 2008. A base contém um suplemento intitulado *Um Panorama da Saúde no Brasil - Acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde 2008*, que conta com cinco tipos de variáveis auto reportadas relativas ao estado de saúde: estado de saúde auto avaliado, número de dias acamado, restrição de atividades habituais por motivo de saúde, presença de doença crônica e problemas de mobilidade física. Além destas variáveis o suplemento também contém alguns fatores de risco e de proteção à saúde, a saber: tabagismo, atividade física e boas práticas de condução de veículos automotores (ANDRADE, 2002).

A PNAD é uma amostra probabilística dos domicílios brasileiros, de periodicidade anual, com ampla cobertura nacional (excluindo a região rural do Norte) e realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa tem o objetivo de analisar as características gerais da população do Brasil, como rendimentos, trabalho, educação e condições habitacionais. O plano amostral é estratificado e conglomerado, com dois ou três estágios de seleção amostral, dependendo do estrato. A estratificação seguiu um padrão geográfico considerando as densidades populacionais das regiões pesquisadas. Ressalta-se que as estimativas dos parâmetros, e a estimativa das variâncias dos parâmetros, em modelos estatísticos são altamente influenciadas pela estratificação, conglomeração e pesos amostrais. Ao ignorar o plano amostral, o pesquisador é conduzido a resultados viciados, assim como intervalos de confiança e estatísticas de teste que induzem interpretações equivocadas dos modelos estimados. Portanto, neste artigo, foi considerado, nas estimações, o plano amostral da base de dados da PNAD 2008, ou seja, o desenho amostral completo da pesquisa (SILVA *et al.*, 2002).

Por fim, a base de dados está consolidada para os moradores dos domicílios e conta com 391.868 observações, sendo que somente 39.425 moradores responderam ao questionário da Pesquisa Especial de Tabagismo (PETAB). A PETAB inclui somente moradores maiores de quinze anos.

4.2. Modelo Teórico

O modelo teórico desta seção foi desenvolvido por Van Kippersluis e Galama (2013) baseado no modelo de Galama e Van Kippersluis (2010), uma contribuição anterior dos próprios autores. O alicerce teórico fundamental é a teoria do capital humano, a demanda por investimento em saúde e o modelo de Grossman (1972b) com duas extensões. A primeira extensão trata de o processo de produção de saúde possuir retornos decrescentes de escala. A segunda extensão explora o efeito do consumo sobre a taxa de depreciação biológica, fazendo a distinção entre consumo saudável e consumo não saudável. O consumo saudável (como atividade física e o consumo de alimentos saudáveis) aumenta a utilidade do indivíduo, além de gerar benefícios para sua saúde que diminuem a taxa de depreciação biológica. O consumo não saudável (como álcool e tabaco) também aumenta a utilidade, porém gera malefícios para a saúde o que aumenta a taxa de depreciação biológica do indivíduo.

Os indivíduos, no modelo de Van Kippersluis e Galama (2013), maximizam a seguinte função de utilidade intertemporal:

$$\int_0^T U[C_h(t), C_u(t), H(t)] e^{-\beta t} dt, \quad (1)$$

onde $t = 0, \dots, T$ é tempo de vida, assumido como exógeno e variando — sendo que, esta hipótese não altera as predições do modelo, conforme advogam Galama e Van Kippersluis (2010) — β é a taxa de desconto subjetiva e os indivíduos obtém utilidade do consumo de bens saudáveis $C_h(t)$, do consumo de bens não saudáveis $C_u(t)$ e do seu estoque de saúde $H(t)$. O tempo t começa a ser mensurado a partir do momento que o indivíduo entra no mercado de trabalho. A utilidade aumenta com o consumo de bens saudáveis $\partial U / \partial C_h > 0$, com o consumo de bens não saudáveis $\partial U / \partial C_u > 0$ e com o estoque de saúde $\partial U / \partial H > 0$, sendo que este aumento ocorre a taxas de decrescentes $\partial^2 U / \partial C_h^2 < 0$, $\partial^2 U / \partial C_u^2 < 0$ e $\partial^2 U / \partial H^2 < 0$.

A função objetiva (equação 1) é maximizada sujeita às seguintes equações dinâmicas:

$$\dot{H}(t) = \mu_I I(t)^\alpha - d[t, C_h(t), C_u(t); \xi(t)]H(t), \quad (2)$$

$$\dot{A}(t) = \delta A(t) + Y[H(t)] - p_{C_h}(t)C_h(t) - p_{C_u}(t)C_u(t) - p_I I(t), \quad (3)$$

com condições iniciais e finais do sistema $H(0)$, $H(T)$, $A(0)$ e $A(T)$ dadas.

$\dot{H}(t)$ e $\dot{A}(t)$, nas equações 2 e 3, são as derivadas com relação ao tempo do estoque de saúde $H(t)$ e dos ativos $A(t)$, respectivamente. O estoque de saúde (equação 2) aumenta através do investimento em saúde $I(t)$ e se deteriora através de uma taxa de depreciação biológica $d(t)$. A função de produção de saúde $\mu_I I(t)^\alpha$ apresenta eficiência μ_I e retornos decrescentes de escala, com $0 < \alpha < 1$. A taxa de depreciação biológica depende endogenamente do consumo de bens saudáveis $C_h(t)$ e do consumo de bens não saudáveis $C_u(t)$ e de um vetor de variáveis exógenas $\xi(t)$ (que incluem, por exemplo, condições ambientais). A taxa de depreciação biológica diminui ou permanece estável com o consumo de bens saudáveis $\partial d / \partial C_h \leq 0$ e aumenta com o consumo de bens não saudáveis $\partial d / \partial C_u > 0$.

Os ativos (equação 3) tem um retorno do capital δ , aumentam com a renda $Y(t)$ e diminuem com as compras de bens saudáveis $C_h(t)$, de bens não saudáveis $C_u(t)$ e do investimento em saúde $I(t)$, aos respectivos preços p_{C_h} , p_{C_u} e p_I . A renda é uma função crescente e côncava que tem como argumento o estoque de saúde $H(t)$, assim $\partial Y / \partial H > 0$ e $\partial^2 Y / \partial H^2 < 0$ e os indivíduos não se deparam com restrições intertemporais de liquidez.

A condição de primeira ordem para a maximização da Hamiltoniana (otimização dinâmica) com relação à função controle do consumo de bens saudáveis $C_h(t)$ é igual a

$$\frac{\partial U}{\partial C_h} = q_A(0)[p_{C_h}(t) - \varphi_{dC_h}(t)]e^{(\beta-\delta)t}, \quad (4)$$

onde $q_A(0)$ é o valor marginal da riqueza inicial (ou preço sombra), $p_{C_h}(t)$ é o preço do consumo de bens saudáveis $C_h(t)$, representando o custo direto e monetário do consumo, e $\varphi_{dC_h}(t)$ é benefício em saúde marginal do consumo de bens saudáveis

$$\varphi_{dC_h}(t) \equiv -\pi_I(t) \frac{\partial d}{\partial C_h} H(t). \quad (5)$$

O benefício em saúde marginal do consumo de bens saudáveis $\varphi_{dC_h}(t)$ representa o valor monetário marginal da saúde poupada ao consumir bens saudáveis, sendo que é o produto do custo marginal do investimento em saúde $\pi_I(t) \equiv \frac{p_I I(t)^{1-\alpha}}{\alpha \mu_I(t)}$ e da quantidade marginal de saúde poupada $[\partial d(t)/\partial C_h(t)]H(t)$. O benefício em saúde marginal pode ser entendido intuitivamente como a poupança em termos de investimento em saúde que deveria ser realizada se o consumo de bens saudáveis não tivesse nenhum efeito na saúde. Quando comparada com um modelo onde não existem benefícios para a saúde do consumo, o custo marginal do consumo de bens saudáveis é menor devido ao benefício na saúde.

Similarmente, a condição de primeira ordem para a maximização da Hamiltoniana (otimização dinâmica) com respeito à função controle do consumo de bens não saudáveis $C_u(t)$ é igual a

$$\frac{\partial U}{\partial C_u} = q_A(0)[p_{C_u}(t) - \varphi_{dC_u}(t)]e^{(\beta-\delta)t}, \quad (6)$$

onde $q_A(0)$ é o valor marginal da riqueza inicial (ou preço sombra), $p_{C_u}(t)$ é o preço do consumo de bens não saudáveis $C_u(t)$ (custo monetário direto) e $\varphi_{dC_u}(t)$ é custo em saúde marginal do consumo de bens não saudáveis

$$\varphi_{dC_u}(t) \equiv \pi_I(t) \frac{\partial d}{\partial C_u} H(t). \quad (7)$$

O benefício em saúde marginal do consumo de bens saudáveis $\varphi_{dC_u}(t)$ representa o valor monetário marginal da saúde necessário para compensar a perda de estoque de saúde derivada do consumo de bens não saudáveis, sendo que é o produto do custo marginal do investimento em saúde $\pi_I(t) \equiv \frac{p_I I(t)^{1-\alpha}}{\alpha \mu_I(t)}$ e da quantidade marginal de saúde a ser repostas $[\partial d(t)/\partial C_h(t)]H(t)$. Quando comparada com um modelo onde não existem malefícios para a saúde do consumo, o custo marginal do consumo de bens não saudáveis é maior devido ao malefício na saúde.

4.3. Estratégia empírica

Conforme a seção base de dados, todas as variáveis utilizadas para estimação dos modelos (quadro 3) foram retiradas da PNAD 2008 e do seu suplemento *Um Panorama da Saúde no Brasil - Acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde 2008*.

Duas análises de componentes principais (ACP) foram delineadas com o objetivo de criar uma variável que represente o estado de saúde e outra que represente o estoque de riqueza das famílias. A ACP é um método que tem, por finalidade básica, a análise dos dados usados visando sua redução, eliminação de sobreposição e a escolha das formas mais representativas de dados a partir de combinações lineares das variáveis originais.

Para construir a variável que representa o estado de saúde foram utilizadas as seguintes variáveis, constantes no suplemento da PNAD 2008: se o indivíduo possui uma morbidade crônica (doença de coluna ou costas, artrite ou reumatismo, câncer, diabetes, bronquite ou asma, hipertensão, doença do coração, doença renal crônica, depressão, tuberculose, tendinite ou tenossinovite e cirrose), problemas relacionados à mobilidade física (dificuldade para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados, abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se, andar mais do que um quilômetro e andar cerca de 100 metros), número de vezes e dias que esteve acamado, número de vezes e dias que deixou de fazer suas atividades habituais, número de vezes e dias que procurou atendimento em saúde e o número de vezes e dias que esteve internado.

Na construção da variável de estado de saúde, não foi utilizado o estado de saúde auto avaliado de forma direta, no entanto, esta variável será utilizada como forma de medir a robustez do componente criado.

Para construir a variável que representa a riqueza acumulada do domicílio foram utilizadas as características dos domicílios e os bens duráveis constantes no inventário de bens dos domicílios. Entre as variáveis utilizadas encontram-se: número de bens no inventário (fogão, freezer, geladeira, automóvel, televisor, computador, máquina de lavar roupa e telefone celular), número de moradores do domicílio, número de cômodos, número de dormitórios, número de banheiros, variável *dummy* que indica se o imóvel é próprio, variável *dummy* que indica se o domicílio possui rede de esgoto, variável *dummy* que indica se o domicílio é uma casa ou apartamento, variável *dummy* que indica se o domicílio possui cobertura adequada e por fim uma variável *dummy* que indica se o domicílio possui paredes adequadas.

Depois de executada as ACP, foram gerados os escores do primeiro componente para cada variável X (estado de saúde e estoque de riqueza), que foi transformado para uma variável com valores de zero a um, conforme a equação 8:

$$X_i = \frac{x_i - \min(X)}{\max(X) - \min(X)}, \quad i = 1, \dots, N. \quad (8)$$

Quadro 3 – Variáveis dependentes e explicativas do modelo.

Nome da Variável	Cód.	Descrição
Variáveis Dependentes		
Gastos com cigarro	<i>exp</i>	Valor total pago na última compra de cigarro para uso próprio.
Fumo	<i>smo</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o morador fuma algum produto do tabaco diariamente e se os cigarros consumidos na vida inteira chegam a 5 maços ou 100 cigarros.
Atividade Física	<i>phy</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o morador praticou exercício físico nos últimos três meses.
Variáveis Explicativas		
Estado de saúde debilitado	<i>hea</i>	Variável construída (através da ACP) a partir das informações sobre as condições de saúde e debilidade.
Riqueza	<i>wea</i>	Variável construída (através da ACP) a partir das características e inventario de bens duráveis do domicílio.
Anos de estudo	<i>sch</i>	Anos completos de estudo do morador.
Idade	<i>age</i>	Idade do morador em anos.
Cor	<i>rac</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o morador é de cor branca.
Plano de saúde	<i>ins</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o morador está coberto por um plano de assistência à saúde.
Renda <i>per capita</i>	<i>inc</i>	Rendimento mensal familiar <i>per capita em reais de 2008</i>
Sexo	<i>sex</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o sexo é masculino.
Propaganda Riscos	<i>ris</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o indivíduo viu informações sobre os riscos do consumo de cigarros.
Propaganda Reforço	<i>pub</i>	Variável <i>dummy</i> que indica se o indivíduo viu propagandas que reforçam o consumo de cigarros.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNAD 2008.

Dado a base de dados da PNAD 2008, as condições de primeira ordem para o consumo de bens não saudáveis e para o consumo de bens saudáveis irá guiar a análise

empírica. A equação 6, condição de primeira ordem para o consumo de bens não saudáveis, pode ser aproximada, como na equação 9,

$$\frac{\partial U}{\partial C_u} \approx q_A(0)\pi_I(t) \frac{\partial d}{\partial C_u} H(t)e^{(\beta-\delta)t}, \quad (9)$$

se o preço monetário dos bens não saudáveis for menor que o custo em saúde marginal do consumo de bens não saudáveis, conforme o argumento feito por Cutler e Lleras-Muney (2010). Sob a hipótese da invertibilidade da função utilidade, a equação 9 pode ser linearizada, conforme equação 10,

$$\ln C_u = \phi_1 \ln q_A(0) + \phi_2 \ln \pi_I(t) + \phi_3 \ln \frac{\partial d}{\partial C_u} + \phi_4 \ln H(t) + \phi_5 (\beta - \delta)t. \quad (10)$$

Os coeficientes ϕ são interpretados como combinações dos parâmetros estruturais do modelo. A estimação destes parâmetros requereria hipóteses com relação à estrutura funcional, no entanto, o objetivo principal deste trabalho é testar as relações entre as variáveis com as predições teóricas e os exercícios empíricos anteriores.

De forma análoga a condição de primeira ordem para o consumo de bens saudáveis, representado pela equação 4, pode ser desenvolvida para a equação 11 a seguir:

$$\ln C_h = \phi_1 \ln q_A(0) + \phi_2 \ln \pi_I(t) + \phi_3 \ln \frac{\partial d}{\partial C_h} + \phi_4 \ln H(t) + \phi_5 (\beta - \delta)t. \quad (11)$$

Não existem variáveis na base de dados da PNAD 2008 que mensurem diretamente todas as variáveis das equações 10 e 11. As variáveis $\ln q_A(0)$, $\ln \pi_I(t)$ e $\ln H(t)$ foram aproximadas através da inclusão de controles para a riqueza acumulada total (utilizadas como uma medida para o valor marginal da riqueza inicial $q_A(0)$), os anos de estudo como uma medida da eficiência na produção de saúde e, portanto, do custo marginal do investimento em saúde, e a variável construída para estado de saúde debilitado com uma *proxy* para o estoque de saúde do indivíduo. A derivada da deterioração biológica com relação ao consumo de bens não saudáveis foi aproximada por variáveis demográficas como idade, sexo e cor. Por fim, foram incluídos na equação uma variável *dummy* que indicam o estado da federação brasileira em que o indivíduo reside e uma variável *dummy* que indica se o indivíduo possui cobertura de plano de saúde. Para as equações que modelam os gastos com cigarros industrializados,

dois controles relativos a propagandas foram inseridos. Um relativo a propagandas que reforçam o consumo de cigarros e outro relativo a propagandas que informam os riscos do consumo de cigarros foram incluídos.

As estimações dos modelos dos determinantes dos hábitos de saúde seguiram duas estratégias distintas. A primeira estratégia consiste em estimar os determinantes da probabilidade de ser fumante e da prática de atividade física através de modelos binários. A segunda estratégia consiste em estimar os determinantes do nível de gasto com cigarros industrializados, condicional à probabilidade de ser fumante, adotando um modelo de duas partes.

Modelos binários são utilizados para modelar uma série de fenômenos, como, por exemplo, a utilização de um serviço de saúde, a adesão a um seguro de saúde, ou mesmo a decisão de fumar. Com intuito de estimar o que determina esta escolha, é possível, por exemplo, utilizar as funções lineares. No entanto, este tipo de especificação implica em um problema de inconsistência lógica, pois gera previsões de probabilidade que estão fora do intervalo de zero a um, portando a saída metodológica é uma especificação não linear como os modelos *probit* e *logit* (JONES, 2002).

Com relação à segunda estratégia, o modelo de duas partes foi escolhido em detrimento de um modelo *tobit*. Esta escolha ocorreu devida à hipótese de um processo de decisão única do *tobit* ser forte. Esta hipótese requer que individualmente os consumidores tenham informação completa acerca dos custos diretos e indiretos do consumo de cigarro industrializado. Esta hipótese também implica que a decisão de fumar é tomada somente pelo indivíduo, quando na verdade é uma decisão conjunta do indivíduo com seus médicos e parentes (O'DONNELL, 2008).

Os modelos binários neste artigo abordam os determinantes do hábito de fumar e de praticar atividade física. Os modelos têm como equação inicial um modelo de probabilidade linear da seguinte forma:

$$smo_i = \alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i + \varepsilon_i, \quad (12)$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex, uf\},$$

onde i denota o i -ésimo indivíduo da amostra, smo_i é variável dependente que indica se o indivíduo é fumante, wea_i é o estoque de riqueza do domicílio, hea_i é o estado de saúde debilitado, sch_i é a escolaridade medida em anos de estudo, \mathbf{Z}_i é um vetor que contém as variáveis demográficas e ambientais que influenciam o consumo, entre elas: idade (*age*), raça

(*rac*), renda (*inc*), sexo (*sex*) e a unidade da federação do indivíduo (*uf*). Por fim, ins_i é uma variável *dummy* que denota se o indivíduo possui ou não plano de saúde e ε_i é o termo de erro. De forma análoga a equação para a prática de atividade física será estimada a partir do seguinte modelo:

$$phy_i = \alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma + \varepsilon_i, \quad (13)$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex, uf\},$$

onde phy_i é a variável dependente que indica se o indivíduo pratica atividade física.

Depois de estimado o modelo inicial, são estimados os modelos *probit* e *logit* para o hábito de fumar, conforme as seguintes equações:

$$Prob(smo_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma), \quad (14)$$

$$Prob(smo_i = 1) = \mathbf{logit}(\alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma). \quad (15)$$

De forma análoga, os modelos *probit* e o *logit* para a prática de atividade física são estimados a partir das seguintes equações:

$$Prob(phy_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma), \quad (16)$$

$$Prob(phy_i = 1) = \mathbf{logit}(\alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma). \quad (17)$$

O modelo de duas partes parte do princípio de que o gasto com cigarros industrializados segue dois processos distintos. A primeira parte do modelo é especificada como um *probit*. A segunda parte do modelo prediz os gastos condicionados a gastos não nulos, sendo que existem duas alternativas para a especificação desta parte do modelo: a transformação logarítmica e os GLM (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

A estimação do modelo de duas partes, com intuito de verificar sua robustez, parte da seguinte equação linear:

$$exp_i = \alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \mathbf{Z}_i \gamma + \varepsilon_i, \quad (18)$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex, uf\},$$

onde i denota o i -ésimo indivíduo da amostra, exp_i é variável dependente do gasto com o consumo de cigarros industrializados, wea_i é o estoque de riqueza do domicílio, hea_i é o estado de saúde debilitado, sch_i é a escolaridade medida em anos de estudo, ins_i é uma variável *dummy* que denota se o indivíduo possui ou não plano de saúde, ε_i é o termo de erro e \mathbf{Z}_i é um vetor que contém as variáveis demográficas e ambientais que influenciam o consumo, entre elas idade (age), raça (rac), renda (inc), sexo (sex) e a unidade da federação do indivíduo (uf).

O segundo modelo a ser estimado inclui como variáveis explicativas os controles relativos às propagandas sobre cigarros industrializados, conforme a seguinte equação linear:

$$exp_i = \alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \beta_4 ris_i + \beta_5 pub_i + \mathbf{Z}_i \gamma + \varepsilon_i, \quad (19)$$

onde ris_i é a variável *dummy* que indica se o indivíduo viu propagandas sobre os riscos do consumo de cigarro e pub_i é a variável *dummy* que indica o morador que viu propagandas que reforçam a necessidade de consumo de cigarros.

O terceiro modelo a ser estimado tem a variável dependente logaritimizada, com o intuito de eliminar o efeito do consumo nulo, da seguinte forma:

$$lnexp_i = \alpha + \beta_1 wea_i + \beta_2 hea_i + \beta_3 sch_i + \beta_3 ins_i + \beta_4 ris_i + \beta_5 pub_i + \mathbf{Z}_i \gamma + \varepsilon_i. \quad (20)$$

Por fim, são estimados dois modelos de duas partes com as todas as variáveis de controle. O primeiro modelo segue um *Probit* na primeira parte, conforme a equação a seguir:

$$\begin{aligned} Prob(exp_i > 0) &= \Phi(\alpha + \mathbf{X}_i \delta + \mathbf{Z}_i \gamma), \quad (21) \\ \mathbf{X} &= \{wea, hea, sch, ins, ris, pub\}, \\ \mathbf{Z} &= \{age, rac, inc, sex\}. \end{aligned}$$

A segunda parte do modelo tem a variável dependente logaritimizada, o que caracteriza uma forma funcional do tipo log-linear, definido conforme a equação a seguir:

$$\begin{aligned} lnexp_i &= \alpha + \mathbf{X}_i \delta + \mathbf{Z}_i \gamma + \varepsilon_i. \quad (22) \\ \mathbf{X} &= \{wea, hea, sch, ins, ris, pub\}, \\ \mathbf{Z} &= \{age, rac, inc, sex\}. \end{aligned}$$

No caso da equação 22, as previsões devem ser transformadas de volta para escala original, de forma a viabilizar a interpretação do mesmo. O valor esperado do modelo log linear é dado por:

$$E(\exp_i | \exp_i^* > 0; \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) = \exp\left(\mathbf{X}_i\delta + \mathbf{Z}_i\gamma + \frac{1}{2}\sigma^2\right). \quad (23)$$

$$\mathbf{X} = \{wea, hea, sch, ins, ris, pub\},$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex\}.$$

Se o termo de erro não for normalmente distribuído então o estimador desenvolvido por Duan (1983) estima consistentemente a esperança, dado que os erros são independentes e identicamente distribuídos. O estimador é calculado pela média do exponencial dos resíduos da regressão, com a variável transformada, multiplicado pelo exponencial das previsões do modelo, conforme equação 24:

$$E(\exp_i | \exp_i^* > 0; \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp(\varepsilon_i) \right] \exp(\mathbf{X}_i\delta + \mathbf{Z}_i\gamma). \quad (24)$$

Este estimador será enviesado caso os erros dependam de \mathbf{X} e \mathbf{Z} , devido à distribuição, ou escala, dos erros estar relacionado com \mathbf{X} (ou \mathbf{Z}). Se o termo de erro apresentar heterocedasticidade, a transformação para a escala original da variável dependente deve modelar sua presença.

O outro modelo de duas partes a ser estimado possui a mesma forma funcional na primeira parte, conforme equação 25:

$$Prob(\exp_i > 0) = \Phi(\alpha + \mathbf{X}\delta + \mathbf{Z}\gamma), \quad (25)$$

$$\mathbf{X} = \{wea, hea, sch, ins, ris, pub\},$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex\}.$$

A segunda parte do modelo segue a estrutura de um GLM com uma função de ligação do tipo log e uma função de variância do tipo *gamma*, representado pelas equações 26 e 27, respectivamente:

$$E(\exp_i | \mathbf{X}, \mathbf{Z}) = \exp(\alpha + \mathbf{X}\delta + \mathbf{Z}\gamma), \quad (26)$$

$$v(\mathbf{X}, \mathbf{Z}) = \kappa(\exp(\alpha + \mathbf{X}\delta + \mathbf{Z}\gamma))^2, \quad (27)$$

$$\mathbf{X} = \{wea, hea, sch, ins, ris, pub\},$$

$$\mathbf{Z} = \{age, rac, inc, sex\}.$$

Os modelos GLM obtiveram considerável atenção na literatura de economia da saúde através de estudos como, por exemplo, os de Mullahy (1998), Blough *et al.* (1999) e Manning e Mullahy (2001). A modelagem é atrativa devido ao fato da função de ligação caracterizar diretamente como o valor esperado da variável dependente, na escala original, relaciona-se com as variáveis explicativas. Com a utilização de uma função de ligação do tipo logarítmica, um efeito na variável explicativa é um efeito direto (e multiplicativo) nos gastos totais com cigarros industrializados. Os resultados estimados por meio de um GLM podem ser interpretados diretamente, sem transformar para a escala original, o que não é possível no caso de um modelo de regressão log linear, e pode ser estimado para a amostra como um todo, pois os zeros não implicam um problema para a estimação (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

Além do fato de não necessitar da transformação para escala original e de incluir na sua estimação a amostra completa, o GLM é preferível aos modelos de variável transformada (log linear) quando o intuito é obter as médias da variável. A média da variável logaritimizada é sensível a pequenas variações na distribuição de valores na cauda esquerda da distribuição, mesmo quando a cauda representa uma pequena parte do total (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

Outra vantagem do GLM é a separação entre a função da média e a função da variância. Se a função de média for corretamente especificada, a escolha da função de variância é meramente uma questão de eficiência do estimador. O procedimento de estimação cria pesos para as observações inversamente proporcionais a sua variância e os erros padrão das estimativas dos coeficientes serão menores se a função de variância for corretamente especificada. No pior caso, a má especificação da função de variância pode acarretar na não convergência da função, pois o procedimento é sensível à presença de *outliers* (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

Se a função de média for incorretamente especificada, o que geralmente é o caso em algum nível, o modelo não ajustará bem as observações ao longo da distribuição. O ajuste ótimo em uma parte implica o ajuste pior em outra parte. Neste caso, a função de variância afeta o nível de ajuste relativo entre as partes da distribuição da amostra. No caso de um modelo com variância constante, o ajuste será melhor na parte superior da amostra, e com

variância quadrática, o ajuste será melhor na parte inicial da amostra, pois o peso é menor para os erros na parte final da amostra. Assim, dado uma função de ligação, a função de variância afeta tanto a eficiência como os critérios de ajuste do modelo (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

Por fim, para obter as estimativas não condicionais dos gastos, as probabilidades do primeiro modelo devem ser multiplicadas pelo valor esperado da segunda parte do modelo:

$$E(exp_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) = Prob(exp_i^* > 0 | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i) E(exp_i | \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i, exp_i^* > 0). \quad (28)$$

Tanto nos modelos binários quanto nos modelos de duas partes, são realizados, também, exercícios de microsimulação. São realizadas três simulações em que os indivíduos são separados em grupos conforme seu estado de saúde, sexo e posse de plano de saúde. Foram estimados, primeiramente, modelos apenas para os indivíduos saudáveis, do sexo feminino e que não possuem plano de saúde. Os coeficientes estimados são aplicados ao vetor de características dos indivíduos que não possuem tais características (no caso indivíduos não saudáveis, que estão no decimo decil da variável de estoque de saúde, indivíduos do sexo masculino e indivíduos que possuem plano de saúde) para obter uma estimativa da probabilidade média ou do gasto médio caso tivessem o retorno dos indivíduos com tais características. Esse procedimento fornece estimativas do gasto ou probabilidade de fumar e praticar atividade física dos indivíduos com determinada característica como se eles apresentassem as mesmas taxas de retorno às características pessoais dos que não possuem essa característica.

Por exemplo, as diferenças de probabilidade ou gasto médio dos doentes (último décimo da distribuição da variável estado de saúde debilitado) e os valores ajustados são as perdas devidas às condições de saúde dos indivíduos. Portanto, os diferenciais são estimados pela seguinte equação:

$$Diferencial = E[X_{1i}^{ns} \beta_1^{ns}] - E[X_{1i}^{ns} \beta_1^s], \quad \text{dado } S = 1 \quad (29)$$

onde X_1^{ns} é o vetor de variáveis independentes dos indivíduos não saudáveis, S é a variável que identifica os indivíduos não saudáveis, β_1^{ns} são os coeficientes dos indivíduos não saudáveis e β_1^s são os coeficientes dos indivíduos saudáveis.

Os demais diferenciais, por sexo e posse de plano de saúde, são estimados de forma análoga, dado as características em questão e o modelo utilizado.

5. Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados da análise descritiva, os resultados do modelo estimado para o consumo de cigarros industrializados (habito não saudável), para a probabilidade de ser fumante (habito não saudável) e para a probabilidade de praticar atividade física (habito saudável).

5.1. Análise Descritiva

Sobre as ACP desenvolvidas com intuito de obter o estoque de riqueza dos domicílios e o estado de saúde, a tabelas 1 contém os autovetores e a variância explicada pelo primeiro componente.

Tabela 1 – Análise de componentes principais (ACP) da variável de estado de saúde e da variável de estoque de riqueza dos domicílios

Variáveis (estado de saúde)	Autovetor
Tem problema coluna ou costas	0,2525
Tem artrite ou reumatismo	0,2580
Tem câncer	0,0916
Tem diabetes	0,1875
Tem bronquite ou asma	0,0619
Tem hipertensão	0,2723
Tem doença no coração	0,2294
Tem insuficiência renal	0,1210
Tem depressão	0,1918
Tem tuberculose	0,0386
Tem tendinite ou tenossinovite	0,1313
Tem cirrose	0,0437
Número de vezes que procurou atendimento de saúde por motivo de doença nas últimas 2 semanas	0,1847
Número de dias que esteve acamado nas 2 últimas semanas	0,2037
Número de dias que deixou de realizar suas atividades habituais nas últimas 2 semanas	0,2424
Número de vezes que esteve internado nos últimos 12 meses	0,1615
Número de dias que esteve internado pela última vez nos últimos 12 meses	0,1615
Número de meses que esteve internado pela última vez nos últimos 12 meses	0,0469
Tem dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro	0,1037

Continua

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

Tabela 1 – Análise de componentes principais (ACP) da variável de estado de saúde e da variável de estoque de riqueza dos domicílios

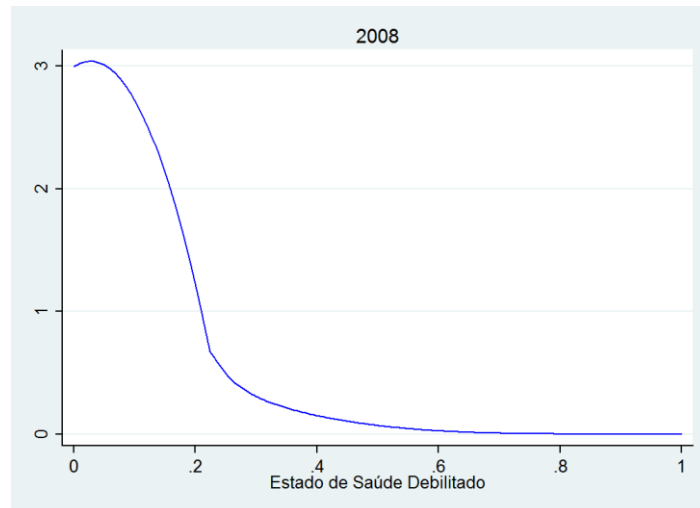
Continuação	
Variáveis (estado de saúde)	Autovetor
Tem dificuldade de correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados	0,3541
Tem dificuldade de abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se	0,3440
Tem dificuldade para andar mais do que um quilômetro	0,3460
Tem dificuldade para andar cerca de 100 metros	0,2430
Total de variância explicada	16,63%
Número de componentes	23
Número de observações	391868
Variáveis (estoque de riqueza dos domicílios)	Autovetor
Tem fogão de duas ou mais bocas	0,0719
Tem <i>freezer</i>	0,2425
Tem geladeira	0,1658
Tem carro ou motocicleta de uso pessoal	0,3244
Tem televisão em cores ou preto e branco	0,1098
Tem microcomputador	0,3747
Tem máquina de lavar roupa	0,3335
Tem telefone móvel celular	0,2329
Total de moradores	0,0711
Número de cômodos do domicílio	0,4221
Número de cômodos servindo de dormitório	0,2788
Número de banheiros ou sanitários	0,4109
Imóvel próprio?	0,1289
Possui rede coletora de esgoto?	0,1575
Possui rede geral de abastecimento de água?	0,0820
Casa ou apartamento?	0,0324
Parede adequada (alvenaria ou madeira aparelhada)?	0,0667
Cobertura adequada (telha, laje de concreto ou madeira aparelhada)?	0,0438
Total de variância explicada	18,05%
Número de componentes	18
Número de observações	349872

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

O primeiro componente da ACP para o estado de saúde debilitado explica 16,63% da variabilidade dos dados enquanto o primeiro componente da ACP para o estoque de riqueza dos domicílios explica 18,05% da variabilidade dos dados. Desta forma, os escores obtidos são uma *proxy* aceitável tanto do estado de saúde quanto da riqueza dos indivíduos. Dado o resultado da ACP, desenvolvida com o objetivo de obter uma *proxy* do estado de saúde, nota-se que existe uma concentração no valor 0,043 (gráfico 1). Isto implica dizer que o estado de

saúde da população alvo da PNAD 2008 é, em média, bom ou muito bom. A variável está associada com a variável do estado de saúde auto informado, visto que a média do estado de saúde é 0,018 para os indivíduos que afirmaram ter estado de saúde bom ou muito bom e 0,127 para os indivíduos que afirmaram ter o estado de saúde regular, ruim ou muito ruim.

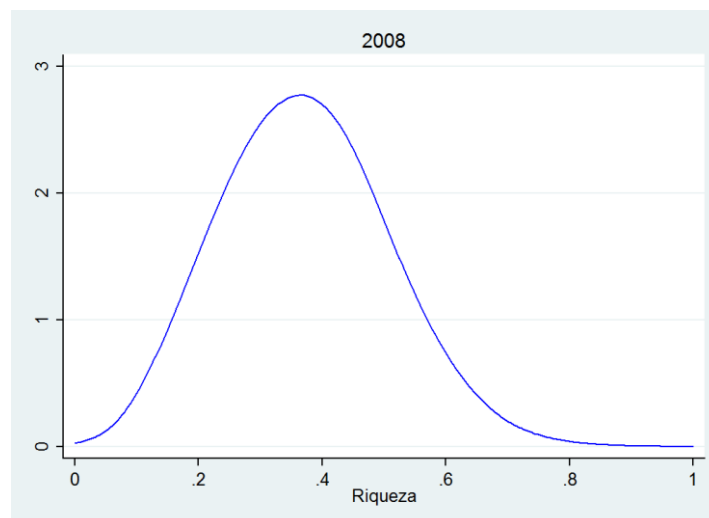
Gráfico 1 – Distribuição do estado de saúde debilitado.



Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

O gráfico 2 contém a distribuição da variável construída, através da ACP, para o estoque de riqueza dos domicílios. Através do gráfico percebe-se que o estoque de riqueza tem uma concentração no valor de 0,371.

Gráfico 2 – Distribuição do estoque de riqueza.



Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

A variável estoque de riqueza é correlacionada com a de faixa de rendimento *per capita*, uma vez que a média do estoque de riqueza é 0,509 para os indivíduos que tem faixa de renda *per capita* acima de cinco salários mínimos e de 0,293 para os indivíduos que tem faixa de renda *per capita* de até um quarto de salário mínimo.

A partir da análise descritiva univariada, destaca-se que a proporção de fumantes na população da PNAD 2008 é 16,38%, considerando somente os indivíduos com quinze anos de idade ou mais. Por outro lado, o percentual de praticantes de atividade física na população é 21,95% (ou 27,67%, quando desconsiderado os menores de quinze anos de idade). Estas são evidências de que a população brasileira possui, em média, hábitos saudáveis em detrimento de hábitos não saudáveis. Destaca-se também a cobertura de 25,84% da população por um plano de assistência à saúde, o que denota a relevância do Sistema Único de Saúde para a população brasileira.

Tabela 2 – Variáveis dependentes e explicativas do modelo.

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Gastos com cigarro $\forall x$	0,5096	3,0550	0	350,00
Gastos com cigarro $\forall x > 0$	4,2733	7,8866	0,10	350,00
Fumo	0,1638	0,3701	0	1
Atividade Física	0,2195	0,4139	0	1
Estado de saúde debilitado	0,0431	0,0876	0	1
Riqueza	0,3711	0,0973	0	1
Anos de estudo	7,0310	4,7431	0	17
Idade	31,6592	20,5777	0	108
Cor	0,4845	0,5000	0	1
Plano de saúde	0,2584	0,4377	0	1
Renda <i>per capita</i>	588,56	990,08	0,00	150000,00
Sexo	0,4868	0,5000	0	1
Propaganda Riscos	0,7348	0,4415	0	1
Propaganda Reforço	0,3538	0,4781	0	1

Fonte: Elaboração própria com base em dados da PNAD 2008.

A análise descritiva multivariada concentra-se nas variáveis de hábitos de saúde (atividade física e consumo de tabaco) e sua relação com o estado de saúde auto informado, através de tabelas de contingência que consideram o efeito do plano amostral (tabelas 3, 4, 5 e 6).

Sobre a pergunta da pesquisa que indica se o indivíduo fuma produtos do tabaco atualmente (tabela 3), o percentual de indivíduos que avaliam seu estado de saúde como regular, ruim e muito ruim é maior entre os que fumam diariamente em comparação aos que não fumam diariamente e aos que não fumam. De maneira similar, quando comparamos os que fumam menos que diariamente e os que não fumam, os percentuais são menores dos estados de saúde regular, ruim e muito ruim. Através do teste Chi-quadrado percebe-se que existe uma associação estatística entre as duas variáveis, pois a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Tabela 3 – Estado de saúde auto avaliado por hábito de fumar

Atualmente fuma produtos de tabaco?	Como considera o estado de saúde pessoal?					Total
	Muito bom	Bom	Regular	Ruim	Muito ruim	
Diariamente	2,29%	7,8%	4,02%	0,79%	0,19%	15,1%
Menos que diariamente	0,38%	1,13%	0,49%	0,09%	0,02%	2,1%
Não fuma	16,75%	44,43%	17,85%	2,94%	0,72%	82,69%
Não sabe	0,03%	0,07%	0,02%	0,00%	0,00%	0,11%
Total	19,45%	53,42%	22,38%	3,82%	0,93%	100,00%

$\chi^2_{12} = 74,9$ $P - \text{valor} = 0,0000$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

Quando analisamos a pergunta complementar ao fumar atualmente (tabela 4), que é a quantidade que o indivíduo fumou de cigarros durante a vida ser pelo menos cinco maços ou cem cigarros, o percentual de indivíduos que avaliam seu estado de saúde como bom e muito bom é maior, em termos relativos, entre os que não fumaram ao menos cinco maços ou cem cigarros (ou mesmo que não fumaram cigarros na vida). A pergunta é caracterizada como complementar pois indica se o hábito de fumar do indivíduo é recente, em caso da resposta positiva, ou não é recente, em caso da resposta negativa. Percebe-se que existe uma associação estatística entre as duas variáveis, pois a hipótese nula do teste Chi-quadrado é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Considerando como fumante o indivíduo que fuma diariamente e que fumou ao menos cinco maços ou cem cigarros a vida, a variável de estado de saúde tem uma média 0,058 para o caso de o indivíduo ser fumante e uma média de 0,053 no caso do indivíduo ser não

fumante. Uma diferença pouco relevante, mas que, no entanto, indica que os fumantes são, em média, indivíduos com piores estados de saúde.

Tabela 4 – Estado de saúde auto avaliado por quantidade consumida na vida de tabaco

Somando todos os cigarros que fumou na vida inteira, o total chega a, pelo menos, 5 maços ou 100 cigarros?	Como considera o estado de saúde pessoal?					
	Muito bom	Bom	Regular	Ruim	Muito ruim	Total
Sim	13,25%	44,71%	26,99%	5,58%	1,41%	91,94%
Não	1,17%	3,62%	1,94%	0,33%	0,08%	7,14%
Não fuma/nunca fumou cigarros	0,14%	0,41%	0,27%	0,08%	0,02%	0,91%
Total	14,56%	48,73%	29,2%	5,99%	1,51%	100,00%
$\chi^2_{12} = 5,31$ $P - \text{valor} = 0,0000$						

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

Ao comparar o estado de saúde auto avaliado com a pergunta que indica se o indivíduo pratica atividade física atualmente (tabela 5), o percentual de indivíduos que avaliam seu estado de saúde como bom e muito bom é maior entre os que praticam atividades físicas, sejam aeróbicas ou não aeróbicas, em relação aos que não praticam atividade física e aos que praticam somente caminhada. Esse resultado indica que existe uma associação positiva entre os indivíduos que praticam atividade física e o seu estado de saúde. Por meio do teste Chi-quadrado, verifica-se que existe uma associação estatística entre as duas variáveis, pois a hipótese nula de que não existe associação estatística é rejeitada ao nível de significância de 1%, confirmado a existência de uma associação positiva.

Tabela 5 – Estado de saúde auto avaliado por prática de atividade física

Principal modalidade de esporte que pratica	Como considera o estado de saúde pessoal?					Total
	Muito bom	Bom	Regular	Ruim	Muito ruim	
Caminhada (exceto esteira)	7,26%	16,92%	7%	0,71%	0,13%	32,03%
Atividades aeróbicas	18,2%	31,44%	5,25%	0,32%	0,06%	55,27%
Outras	4,03%	6,18%	1,44%	0,11%	0,04%	11,8%
Não pratica mais	0,21%	0,47%	0,2%	0,02%	0,00%	0,9%
Total	29,7%	55%	13,9%	1,16%	0,23%	100,00%

$\chi^2_{12} = 197,02$ $P - valor = 0,0000$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

De forma complementar, quando analisado a pergunta que indica a quantidade de vezes que o indivíduo pratica atividade física na semana (tabela 6), o percentual de indivíduos que avaliam seu estado de saúde como muito bom é maior entre os indivíduos que praticam atividades físicas 3 a 4 vezes por dia, enquanto os entre os que avaliam seu estado de saúde como regular, ruim e muito ruim o percentual é maior entre os que praticam atividades todos os dias. Este resultado evidencia que a prática de atividade sem descanso semanal é prejudicial. Por fim, verifica-se que existe uma associação estatística entre as duas variáveis, pois a hipótese nula do teste Chi-quadrado de que não existe associação estatística é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Tabela 6 – Estado de saúde auto avaliado por frequência de atividade física

Dias por semana que pratica atividade física	Como considera o estado de saúde pessoal?					Total
	Muito bom	Bom	Regular	Ruim	Muito ruim	
1 a 2 dias por semana	13,68%	27,23%	5,93%	0,48%	0,08%	47,41%
3 a 4 dias por semana	8,82%	14,94%	3,83%	0,29%	0,05%	27,94%
5 a 6 dias por semana	4%	7,14%	2,09%	0,16%	0,04%	13,42%
Todos os dias	3,26%	5,72%	1,98%	0,23%	0,05%	11,23%
Total	29,76%	55,03%	13,82%	1,15%	0,23%	100,00%

$\chi^2_{12} = 26,05$ $P - valor = 0,0000$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

Considerando como praticante de atividade física o indivíduo que praticou atividade física nos últimos 3 meses, a variável de estado de saúde debilitado tem uma média de 0,030 para o caso do indivíduo que pratica atividade física e 0,047 no caso contrário. Desta forma, existe uma evidência de que os indivíduos que praticam atividade física têm um estado de saúde, em média, melhor dos que os que não praticam.

5.2. Estimações para os determinantes dos hábitos de fumar e de praticar atividade física

A análise do gasto com cigarro industrializado tem como início as equações 18, 19 e 20 (tabela 12). No modelo linear da equação 18, todas as variáveis foram estatisticamente significativas, a exceção do estado de saúde, dos anos de estudo e da cor. Desta maneira, esta equação indica que as variáveis que influenciam o nível de gastos com cigarros industrializados (baseado na última compra) são: o estoque de riqueza, a idade, a cobertura de um plano de saúde, a renda *per capita* e o sexo do indivíduo. Entre as variáveis *dummy*, a que tem o maior efeito é o sexo (indivíduos do sexo masculino gastam mais com cigarro). O efeito da variável riqueza é de uma redução do gasto médio de, aproximadamente, R\$ 0,06 para cada desvio padrão, que equivale a 11% da média de gasto com cigarros industrializados.

No modelo linear da equação 19, as variáveis estoque de riqueza, idade, renda per capita, sexo e propaganda sobre os riscos do cigarro foram estatisticamente significativas. Destaca-se que a inclusão das variáveis relativas as propagandas sobre cigarro implicaram na variável de plano de saúde tornar-se não significativa. Dentre as variáveis *dummy*, as que apresentam maior efeito são as de sexo e de propaganda sobre cigarro (pessoas que sofrem os efeitos das propagandas gastam mais com cigarros). O efeito da variável riqueza permanece de uma redução do gasto médio de, aproximadamente, R\$ 0,06 para cada desvio padrão.

Por fim, no modelo log linear da equação 20, todas as variáveis foram estatisticamente significativas, a exceção do estado de saúde, da propaganda sobre riscos do consumo de cigarros industrializados e da propaganda que reforça o consumo de cigarros industrializados. Neste modelo, todas as variáveis têm um efeito positivo sobre o nível de consumo de cigarros na última compra. Desta forma, a propaganda e o estado de saúde não tem efeito sobre o nível do consumo de cigarro.

Tabela 12 – Estimação por MQO dos determinantes dos gastos com cigarro industrializado.

Variáveis	Eq. 18	Eq. 19	Eq. 20
Estado de saúde debilitado	-0.179 (0.187)	-0.197 (0.188)	-0.138 (0.156)
Riqueza	-0.577** (0.251)	-0.616** (0.251)	0.511*** (0.168)
Anos de estudo	0.002 (0.007)	-0.001 (0.007)	0.016*** (0.004)
Idade	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Plano de saúde	-0.063*** (0.051)	-0.070 (0.051)	0.076** (0.036)
Renda <i>per capita</i>	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Cor	-0.059 (0.044)	-0.053 (0.044)	0.063** (0.029)
Sexo	0.248*** (0.038)	0.231*** (0.039)	0.056** (0.027)
Propaganda Riscos		0.055 (0.042)	0.013 (0.032)
Propaganda Reforço		0.227*** (0.043)	0.043 (0.027)
Constante	0.859 (0.577)	0.763 (0.574)	0.347** (0.153)
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim
Observações	34,432	34,432	4,071
R^2	0.007	0.008	0.100

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

Os modelos de duas partes (tabela 13) foram estimados em duas metodologias. A primeira (equações 21 e 22) através de um modelo *probit* na primeira parte e um modelo log linear na segunda parte. Neste modelo, os efeitos dos determinantes da probabilidade (equação 21) de ser fumante foram estatisticamente significativos em todas as variáveis, com a exceção da idade. O estoque de riqueza, os anos de estudo, se o indivíduo possui plano de saúde, se o indivíduo tem a cor branca e o estado de saúde debilitado diminuem a probabilidade de o morador ser fumante. Por outro lado, a idade, a renda per capita, se o indivíduo é do sexo masculino, se o indivíduo sofreu influência de propaganda sobre riscos do consumo de cigarros e se o indivíduo sofreu influência de propagandas que reforçam a

necessidade de consumo aumentam a probabilidade de ser fumante. Apesar das propagandas sobre risco aumentarem a probabilidade do hábito de fumar, as mesmas não influenciam o nível do gasto com cigarros industrializados. Em relação ao nível do gasto com cigarro industrializados (equação 22), com exceção das variáveis do efeito das propagandas e do estado de saúde debilitado, as variáveis influenciam positivamente o nível de gasto da última compra. Este resultado está alinhado com uma melhor condição socioeconômica do indivíduo, pois todas as variáveis estão correlacionadas positivamente com o nível de renda e riqueza do indivíduo. A segunda metodologia (modelo das equações 25 e 26), foi um modelo *probit* na primeira parte e um modelo do tipo GLM na segunda parte. Os resultados foram semelhantes à primeira metodologia e corroboram com a intuição de que o nível de gasto com cigarros é determinado pela condição socioeconômica do indivíduo, a exceção da variável que indica se o indivíduo é coberto por um plano de saúde, que não teve efeito sobre o nível de consumo de cigarros.

Assim, o modelo de referência é o das equações 25 e 26, que utiliza uma função de variância do tipo *gamma*. Este modelo foi escolhido devido a função de variância permitir um ajuste melhor para a amostra em questão que contém concentração na parte inicial da distribuição.

De acordo com a predição do modelo teórico, o efeito da eficiência da produção de saúde seria negativo para o caso do consumo de bens não saudáveis, ou seja, quanto maior a eficiência na produção de saúde maior o custo de oportunidade da deterioração que consumo não saudável causa. Assim, o efeito dos anos de estudo formal (que é a *proxy* para a eficiência da produção de saúde) tem o efeito negativo para o caso da probabilidade de fumar, no entanto, para o nível do gasto o efeito é positivo. Este efeito positivo pode ser explicado pela correlação da variável com a condição socioeconômica do indivíduo e aos efeitos de “tolerância” e “reforço” do bem viciante.

Tabela 13 – Estimação pelo Modelo de Duas Partes dos determinantes dos gastos com cigarro industrializado.

Variáveis	Eq.21	Eq. 22	Efeitos Marginais eq.21 e eq.22		Efeitos Marginais eq.25 e eq.26	
			$(\partial y/\partial x)$		Eq. 25	Eq. 26
Estado de saúde debilitado	-0.200* (0.114)	-0.138 (0.156)	-0.247* (0.131)	-0.200* (0.114)	-0.031 (0.269)	-0.189 (0.170)
Riqueza	-1.147*** (0.140)	0.511*** (0.170)	-0.715*** (0.152)	-1.147*** (0.140)	0.576*** (0.112)	-0.677*** (0.215)
Anos de estudo	-0.012*** (0.003)	0.016*** (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.012*** (0.003)	0.016** (0.008)	-0.001 (0.005)
Idade	0.000 (0.001)	0.007*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.012*** (0.002)	0.007*** (0.001)
Plano de saúde	-0.108*** (0.026)	0.076** (0.035)	-0.052* (0.018)	-0.108*** (0.026)	0.070 (0.066)	-0.055 (0.042)
Renda <i>per capita</i>	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Cor	-0.078*** (0.022)	0.063** (0.029)	-0.033 (0.025)	-0.078*** (0.022)	0.041 (0.059)	-0.045 (0.037)
Sexo	0.227*** (0.020)	0.056** (0.027)	0.226*** (0.023)	0.227*** (0.020)	0.125** (0.054)	0.263*** (0.037)
Propaganda Riscos	0.051** (0.023)	0.013 (0.032)	0.051* (0.027)	0.051** (0.023)	0.003 (0.060)	0.046 (0.039)
Propaganda Reforço	0.241*** (0.022)	0.043 (0.028)	0.231*** (0.024)	0.241*** (0.022)	0.043 (0.055)	0.230*** (0.035)
Constante	-0.938*** (0.100)	0.347** (0.149)		-0.938*** (0.100)	0.916* (0.501)	
<i>Dummies</i> de UF	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	34,432	34,432	34,432	34,432	34,432	34,432

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

Em ambos os modelos (equações 21 e 22 e equações 25 e 26), o efeito marginal da variável de estoque de riqueza das famílias é de uma redução de R\$ 0,07 para cada desvio padrão de variação, o que representa 13,64% da média de consumo de cigarro (R\$ 0,51). Ainda sobre o efeito marginal, indivíduos do sexo masculino consomem, em média, R\$ 0,23 a mais de cigarros, o que representa 45,1% da média de consumo. Indivíduos que sofrem influência de propaganda que reforçam o consumo também um gasto superior, em média, de R\$ 0,23. A elasticidade da renda per capita é de 7,9% para o caso do primeiro modelo e de 10,2% (tabela 14). Por outro lado, a elasticidade do estoque de riqueza é 52,4 % para o

primeiro modelo e de 50,1% para o segundo modelo. Tais resultados reforçam a influência das variáveis de riqueza e renda sobre o consumo de cigarros industrializados.

Tabela 14 – Elasticidades do Modelo de Duas Partes dos determinantes dos gastos com cigarro industrializado.

Variáveis	Efeitos Marginais eq.21 e eq.22 ($\partial \ln y / \partial \ln x$)	Efeitos Marginais eq.25 e eq.26 ($\partial \ln y / \partial \ln x$)
Estado de saúde debilitado	-0.029* (0.015)	-0.023 (0.020)
Riqueza	-0.524*** (0.107)	-0.501*** (0.149)
Anos de estudo	-0.040 (0.060)	-0.037 (0.085)
Idade	0.318*** (0.069)	0.509*** (0.103)
Plano de saúde	-0.035* (0.018)	-0.037 (0.024)
Renda <i>per capita</i>	0.079*** (0.015)	0.102*** (0.019)
Cor	-0.037 (0.026)	-0.048 (0.037)
Sexo	0.188*** (0.018)	0.219*** (0.027)
Propaganda Riscos	0.074* (0.039)	0.067 (5.494)
Propaganda Reforço	0.154*** (0.156)	0.154*** (0.023)
Observações	34,432	34,432

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** $p < 0.01$, * $p < 0.1$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

Os modelos que estimam probabilidade de ser fumante (tabela 15), para todas as equações, tiveram efeitos significativos em todas as variáveis explicativas elencadas. As variáveis de idade, renda *per capita*, e a variável *dummy* de sexo masculino tem efeitos positivos sobre a probabilidade de fumar. Por outro lado, as variáveis de estado de saúde debilitado, estoque de riqueza, anos de estudo, a variável *dummy* que indica acesso ao plano de saúde e a variável *dummy* que indica se o indivíduo é de cor branca tiveram efeitos negativos. Os efeitos marginais sobre a probabilidade foram semelhantes entre o modelo *probit* e o modelo *logit*. Ser do sexo masculino aumenta a probabilidade de fumar em 7,3%, enquanto ter um plano de saúde reduz a probabilidade de fumar em 3,4% e o fato do

indivíduo ter cor branca reduz a probabilidade em 1,8%. Para cada 10 anos de idade a probabilidade fumar aumenta em 1%, enquanto para cada 10 anos de estudo a probabilidade fumar diminui em 5%. Segundo o resultado empírico de Cutler e Lleras-Muney (2010), o aumento de um ano de estudo diminui em 3% a probabilidade de ser fumante. Em comparação o perfil médio do brasileiro apresenta uma redução de apenas 0,5%, evidenciando um efeito de apenas 16% do encontrado nos dois países selecionados pelos autores. O modelo de referência para o caso da estimação da probabilidade de ser fumante escolhido é o *Probit*, no entanto em termos de efeitos marginais o modelo *Logit* apresenta efeitos bastante semelhantes.

Tabela 15 – Estimação dos determinantes da probabilidade de ser fumante.

Variáveis	MQO	<i>Probit</i>	Efeitos Marginais <i>Probit</i> ($\partial y/\partial x$)	<i>Logit</i>	Efeitos Marginais <i>Logit</i> ($\partial y/\partial x$)
Estado de saúde debilitado	-0.073*** (0.012)	-0.273*** (0.047)	-0.063*** (0.011)	-0.512*** (0.085)	-0.066*** (0.011)
Riqueza	-0.225*** (0.013)	-0.985*** (0.056)	-0.228*** (0.013)	-1.843** (0.103)	-0.237*** (0.013)
Anos de estudo	-0.005*** (0.0000)	-0.022*** (0.001)	-0.005*** (0.000)	-0.041*** (0.002)	-0.005*** (0.003)
Idade	0.001*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Plano de saúde	-0.031*** (0.002)	-0.145*** (0.010)	-0.034*** (0.002)	-0.268*** (0.019)	-0.034*** (0.002)
Renda <i>per capita</i>	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Cor	-0.018*** (0.002)	-0.076*** (0.009)	-0.018*** (0.002)	-0.140 (0.016)	-0.018*** (0.002)
Sexo	0.074*** (0.002)	0.315*** (0.007)	0.073*** (0.002)	0.574*** (0.013)	0.074*** (0.002)
Constante	0.207*** (0.010)	-0.839*** (0.044)		-1.317*** (0.081)	
Observações	221,008	221,008	221,008	221,008	221,008
R^2	0.034				

Erros padrão estão entre os parênteses.
*** p<0.01

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

De forma geral, os efeitos estimados corroboram resultados anteriores da literatura, assim como com as predições do modelo teórico. Exercícios empíricos como os de Currie e Moretti (2003), De Walque (2007), Grimard e Parent (2007) e de Cutler e Lleras-Muney

(2010) encontram efeitos negativos entre os anos de estudos e probabilidade de ser fumante. Na literatura, conforme Philipson e Posner (1999), o consumo de tabaco deveria aumentar com renda, caso este seja um bem normal, o que parece ser o caso para este exercício empírico. Destaca-se o efeito do estoque de riqueza (*proxy* para a riqueza inicial do indivíduo), que diminui a probabilidade de ser fumante. Uma possível explicação para o efeito é a correlação do estoque de riqueza com a condição econômica do indivíduo. Por outro lado, a renda está associada diretamente com fluxo de riqueza momentâneo do indivíduo e aumenta a probabilidade de consumo de tabaco conforme predito pelo modelo teórico.

Os modelos que estimam probabilidade de praticar atividade física (tabela 16), para todas as equações, tiveram efeitos significativos em todas as variáveis explicativas. As variáveis de estoque de riqueza, anos de estudo, idade, a variável *dummy* que indica acesso ao plano de saúde, a renda *per capita* e a variável *dummy* de sexo masculino tem efeitos positivos sobre a probabilidade de fumar. Por outro lado, as variáveis de estado de saúde e a variável *dummy* que indica se o indivíduo é de cor branca tem efeitos negativos. Os efeitos marginais sobre a probabilidade foram semelhantes entre o modelo *probit* e o modelo *logit*. Ser do sexo masculino aumenta a probabilidade de praticar atividade física em 9,6% e ter um plano de saúde aumenta a probabilidade em 2,1%, por outro lado, o fato do indivíduo ter cor branca reduz a probabilidade em 1,7%. Para cada 10 anos de idade, a probabilidade de praticar atividade física aumenta em 3%, enquanto que, para cada ano de estudo, a probabilidade de praticar atividade física aumenta em 2,5%. O modelo de referência escolhido para o caso da estimação da probabilidade de praticar atividade física é, novamente, o *Probit*.

De acordo com a predição do modelo teórico, o efeito da eficiência da produção de saúde seria positivo para tanto o caso do consumo de bens saudáveis quanto o caso do consumo de bens não saudáveis, ou seja, quanto maior a eficiência na produção de saúde maior o benefício do consumo saudável que amplia a produção de saúde e menor o custo de oportunidade resultante do malefício do consumo não saudável. Assim, o efeito dos anos de estudo formal (que é a *proxy* para a eficiência da produção de saúde) tem o efeito positivo para o caso da probabilidade de praticar atividade física, e um efeito negativo para o consumo de tabaco. O efeito negativo da educação sobre a probabilidade de ser fumante é explicado pelo modelo teórico através do efeito substituição entre o consumo saudável e o consumo não saudável, pois o consumo não saudável aumenta o estoque de saúde ao diminuir a taxa de depreciação biológica. No caso do modelo empírico estimado para o Brasil o efeito substituição sobrepuja o efeito escala do aumento da eficiência produtiva devido ao aumento do nível de educação.

As estimativas, mais uma vez, ratificam resultados anteriores da literatura. O trabalho de Dishman *et al.* (1985), por exemplo, encontra resultados semelhantes, com o estado de saúde diminuindo a probabilidade de fazer exercícios físicos, a educação aumentando a probabilidade e a idade não possuindo o efeito significativo (no exercício empírico deste artigo seu efeito foi influenciado pela inclusão de crianças). Van Kipperluis e Galama (2013) por outro lado, encontram um efeito não significativo da renda sobre a prática de atividade física leve, com base no efeito de variação exógena do ganho de loteria. Segundo Godoy *et al.* (2012), utilizando uma sub amostra da PNAD 2008 para a região nordeste do país, os anos de estudo, a idade, a renda *per capita* e a posse de plano de saúde tem efeitos positivos sobre a probabilidade de praticar atividade física enquanto ser da cor branca e o estado de saúde tem efeitos negativos sobre a probabilidade.

Tabela 16 – Estimação dos determinantes da probabilidade de praticar atividade física.

Variáveis	OLS	Probit	Efeitos Marginais		Efeitos Marginais Logit ($\partial y/\partial x$)
			Probit ($\partial y/\partial x$)	Logit	
Estado de saúde debilitado	-0.231*** (0.010)	-1.100*** (0.047)	-0.286*** (0.012)	-2.055*** (0.086)	-0.310*** (0.013)
Riqueza	0.165*** (0.012)	0.557*** (0.044)	0.145*** (0.011)	-0.956*** (0.077)	0.144*** (0.011)
Anos de estudo	0.026*** (0.000)	0.098*** (0.001)	0.025*** (0.000)	-0.168*** (0.001)	0.025*** (0.000)
Idade	0.000*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.001*** (0.000)
Plano de saúde	0.029*** (0.002)	0.081*** (0.008)	0.021*** (0.002)	0.138*** (0.014)	0.021*** (0.002)
Renda <i>per capita</i>	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
Cor	-0.015*** (0.002)	-0.068*** (0.007)	-0.017*** (0.002)	-0.116*** (0.013)	-0.017*** (0.002)
Sexo	0.099*** (0.002)	0.370*** (0.006)	0.096*** (0.002)	0.658*** (0.011)	0.099*** (0.002)
Constante	-0.087*** (0.009)	-2.034*** (0.035)		-3.405*** (0.061)	
Observações	338,901	338,901	338,901	338,901	338,901
R^2	0.135				

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** $p < 0.01$

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

Ainda sobre o modelo de gastos com cigarro industrializado, foram realizadas microsimulações com o objetivo de verificar qual seria o nível do gasto em saúde caso os indivíduos sem plano de saúde tivessem plano de saúde, caso as mulheres possuíssem as características de consumo masculinas e, por fim, caso os indivíduos mais debilitados em termos de saúde (último decil da variável estado de saúde debilitado) fossem os mais saudáveis (primeiro decil da variável estado de saúde debilitado). O gasto com cigarros aumentaria em média R\$ 0,27 caso os indivíduos fossem os mais saudáveis, o que representa 52,9% da média de consumo. Por outro lado, o gasto aumentaria em média R\$ 0,23 caso os indivíduos do sexo feminino fossem do sexo masculino. Por fim, o gasto aumentaria em média R\$ 0,07 caso os indivíduos sem plano de saúde tivessem plano, o que implica dizer que não existe um indício de comportamento de risco moral entre os brasileiros.

Tabela 17 – Microsimulação do modelo de gastos com cigarro.

Variáveis	Saúde debilitada	Sexo	Plano de saúde
Média da Diferença	0.266***	0.229***	0.069***
Erro Padrão	0.01	0.002	0.012
Observações	4,931	18,869	24,395

Erros padrão estão entre os parênteses.
*** p<0.01

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12TM com base em dados da PNAD 2008.

A tabela 18 apresenta os resultados dos exercícios contra factuais considerando os modelos da probabilidade de ser fumante e de praticar atividade física. As microsimulações foram realizadas com o objetivo de verificar qual seria a probabilidade de ser fumante caso os indivíduos sem plano de saúde tivessem os retornos dos indivíduos com plano de saúde, caso as mulheres possuíssem as características do hábito de fumar e do hábito de praticar atividade física masculinas e, por fim, caso os indivíduos mais debilitados em termos de saúde (último décimo da distribuição da variável estado de saúde debilitado) apresentasse os retornos dos mais saudáveis (primeiro décimo distribuição da variável estado de saúde debilitado). A probabilidade de ser fumante aumentaria em 9,45% e a de praticar atividade física em 3,15% caso os indivíduos fossem os mais saudáveis. Já probabilidade de ser fumante aumentaria em 7,33% e a de praticar atividade física em 9,87% caso os indivíduos do sexo feminino fossem do sexo masculino. Por fim, a probabilidade de ser fumante diminuiria em 5,26% e a de praticar atividade física aumentaria em 2,20% caso os indivíduos sem plano de saúde tivessem plano.

Tabela 18 – Microsimulação dos modelos de probabilidade para hábito de fumar e praticar atividade física.

Variáveis	Fumar			Atividade Física		
	Saúde debilitada	Sexo	Plano de saúde	Saúde debilitada	Sexo	Plano de saúde
Média da Diferença	0.0945***	0.0733***	-0.0526***	0.0315***	0.0987***	0.0220***
Erro Padrão	0.001	0.0003	0.0003	0.0008	0.0004	0.0002
Observações	27,973	115,543	157,992	33,520	175,321	246,975

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01

Fonte: Elaboração própria através do software STATA 12™ com base em dados da PNAD 2008.

6. Conclusão

Com base nas estimações realizadas, através dos modelos binários e dos modelos de duas partes, foi possível delinear os determinantes do hábito de fumar, da prática de atividade física e os determinantes do nível de gastos com cigarros industrializados. É destacável que a educação e as condições socioeconômicas dos indivíduos favorecem uma redução do hábito de fumar e um aumento da prática de atividade física, conforme o modelo de Van Kipperluis e Galama (2013) prediz. No entanto o mesmo não acontece com nível de consumo de cigarros industrializados. Percebe-se ainda, que existe uma influência grande do sexo do indivíduo sobre o seu comportamento. Assim, as políticas que objetivem diminuir os hábitos não saudáveis e aumentar os hábitos saudáveis devem levar em conta esta diferença intergênero. Por outro lado, a influência da presença de plano de saúde sobre o nível de consumo de cigarro industrializado é pouco significativa, o que fornece uma evidência da não existência de risco moral no que tange a este tipo de consumo para a sub amostra da PETAB. Por fim, a presença de plano de saúde implica em uma diminuição importante da probabilidade de fumar, cerca de 5% de diminuição caso os indivíduos sem plano possuíssem o plano de saúde.

É importante salientar que o investimento em educação, de acordo com o modelo, favoreceria a mudança do perfil epidemiológico brasileiro que está associado a neoplasias,

doenças respiratórias e do aparelho circulatória, diagnósticos estes que estão associados ao hábito de fumar e da pratica de atividade física.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, Mônica Viegas. A saúde na PNAD. **Belo Horizonte: Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.**

APOUEY, Bénédicte; CLARK, Andrew E. Winning big but feeling no better? The effect of lottery prizes on physical and mental health. **Health economics**, 2014.

ARROW, K. The theory of risk aversion, 1965. In: **Collected papers of Kenneth J. Arrow**. Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press, 1984.

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.1-17, 2003.

BECKER, G. S. **Human capital**. New York: Columbia University Press, 1964.

BECKER, G. **The Economic Approach to Human Behavior**. Chicago: University Of Chicago Press, 1976.

BECKER, Gary S.; MURPHY, Kevin M. A theory of rational addiction. **The journal of political economy**, p. 675-700, 1988.

BEN-PORATH, Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 75, n. 4, p.352-365, ago.1967.

BLAYLOCK, J. R.; BLISARD, W. N. Self-evaluated health status and smoking behaviour. **Applied Economics**, v. 24, n. 4, p. 429-435, 1992.

BLECHER, Evan. The impact of tobacco advertising bans on consumption in developing countries. **Journal of health economics**, v. 27, n. 4, p. 930-942, 2008.

CAWLEY, John; MORAN, John; SIMON, Kosali. The impact of income on the weight of elderly Americans. **Health Economics**, v. 19, n. 8, p. 979-993, 2010.

CAWLEY, John Horan. **Rational addiction, the consumption of calories, and body weight**. 1999. Tese de Doutorado in CAWLEY, John; RUHM, Christopher J. The Economics of Risky Health Behaviors. In: PAULY, Mark V.; MCGUIRE, Thomas G.; BARROS, Pedro Pita (Ed.). **Handbook of Health Economics**. Elsevier, 2012.

CAWLEY, John; RUHM, Christopher J. The Economics of Risky Health Behaviors. In: PAULY, Mark V.; MCGUIRE, Thomas G.; BARROS, Pedro Pita (Ed.). **Handbook of Health Economics**. Elsevier, 2012.

CHALOUPKA, Frank J. **Rational addictive behavior and cigarette smoking**. National Bureau of Economic Research, 1990.

CHANG, F. Uncertainty and investment in health. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 15, p.369-376, 1996.

CLARK, D.; ROYER, H. **The effect of education on adult health and mortality: Evidence from Britain**. National Bureau of Economic Research, 2010.

CONTOYANNIS, P.; JONES, A. M. Socio-economic status, health and lifestyle. **Journal of health economics**, v. 23, n. 5, p. 965-995, 2004.

CURRIE, J.; MORETTI, E. **Mother's education and the intergenerational transmission of human capital**: evidence from college openings and longitudinal data. National Bureau of Economic Research, 2002.

CUTLER, David M.; LLERAS-MUNEY, Adriana. Understanding differences in health behaviors by education. **Journal of health economics**, v. 29, n. 1, p. 1-28, 2010.

DARDANONI, V; WAGSTAFF, A. Uncertainty, inequalities in health and the demand for health. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 6, p.283-390, 1987.

DARDANONI, V; WAGSTAFF, A. Uncertainty and the demand for medical care. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 9, p.23-38, 1990.

DE WALQUE, D. Does education affect smoking behaviors?: Evidence using the Vietnam draft as an instrument for college education. **Journal of health economics**, v. 26, n. 5, p. 877-895, 2007.

DISHMAN, Rod K.; SALLIS, James F.; ORENSTEIN, Diane R. The determinants of physical activity and exercise. **Public health reports**, v. 100, n. 2, p. 158, 1985.

EHRlich, I.; CHUMA, H. A model of the demand for longevity and the value of life extension. **Journal Of Political Economy**, Chicago, v. 98, p.761-782, 1990.

ERBSLAND, M; RIED, W; ULRICH, V. Health, health care, and the environment: Econometric evidence from German micro data. **Health Economics**, Hoboken, v. 4, p.169-182, 1995.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A.C; STANO, M. **A Economia da Saúde**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2008. 736 p.

GALAMA, T. J. A contribution to health capital theory (Working Paper N° WR-831).**RAND Corporation**, Santa Monica, p.1-2, 2011.

GALAMA, T. J; HULLEGIE, P; MEIJER, E; OUTCAULT, S. Is there empirical evidence for decreasing returns to scale in a health capital model? **Health Economics**, Hoboken, v. 21, n. 9, p.1080-1100, 2012.

GERDTHAM, U.G; JOHANNESSON, M. New estimates of the demand for health: Results based on a categorical health measure and Swedish micro data. **Social Science & Medicine**, Amsterdam, v. 49, p.1325-1332, 1999.

GERDTHAM, U. G; JOHANNESSON, M; LUNDBERG, L; ISACSON, D. The demand for health: Results from new measures of health capital. **European Journal Of Political Economy**, Amsterdam, v. 15, p.501-521, 1999.

GOLDBERGER, A.S. Unobservable variables in econometrics. In: ZAREMBREKA, P. **Frontiers in Econometrics**. New York: Academic Press, 1974. p. 193-213.

GODOY, Márcia Regina *et al.* **Determinantes socioeconômicos da participação feminina em atividades desportivas**: evidências para a região nordeste do Brasil. Apresentação de pôster na VI Jornada Nacional de Economia da Saúde, 2012.

GRIMARD, F.; PARENT, D. Education and smoking: Were Vietnam war draft avoiders also more likely to avoid smoking?. **Journal of Health Economics**, v. 26, n. 5, p. 896-926, 2007.

GROSSMAN, M. **The demand for health: A theoretical and empirical investigation (Occasional Paper N° 119)**. New York: National Bureau of Economic Research, 1972a.

GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 80, p.223-255, 1972b.

GROSSMAN, M. The human capital model. In: CULYER, A. J; NEWHOUSE, J. P. **Handbook of health economics Vol. 1**. Amsterdam: Elsevier, 2000. p. 347-408.

GROSSMAN, M.; KAESTNER, R. **Effects of education on health**. In: BEHRMAN, Jere R.; STACEY, Nevzer (Ed.). **The social benefits of education**. University of Michigan Press, 1997.

GROSSMAN, Michael; CHALOUPIKA, Frank J. The demand for cocaine by young adults: a rational addiction approach. **Journal of Health Economics**, v. 17, n. 4, p. 427-474, 1998.

HU, T. et al. The demand for cigarettes in California and behavioral risk factors. **Health Economics**, v. 4, n. 1, p. 7-14, 1995.

JÖRESKOG, K.G. A general method for estimating a linear structural equations system. In: GOLDBERGER, A.S; DUNCAN, O.D. **Structural Equations Models in the Social Sciences**. New York: Seminar Press, 1973. p. 85-112.

JÖRESKOG, K.G; SÖRBOM, D. **LISREL: Analysis of Linear Structural Relationships by the Method of Maximum Likelihood**. Chicago: International Educational Services, 1981.

KENKEL, Donald S. Should you eat breakfast? Estimates from health production functions. **Health Economics**, v. 4, n. 1, p. 15-29, 1995.

KENKEL, Donald S.; LILLARD, Dean R.; MATHIOS, Alan D. **The roles of high school completion and GED receipt in smoking and obesity**. National Bureau of Economic Research, 2006.

LAPORTE, Audrey. **Should the Grossman model retain its Iconic status in health economics?**. 2014.

LINDAHL, Mikael. Estimating the effect of income on health and mortality using lottery prizes as an exogenous source of variation in income. **Journal of Human resources**, v. 40, n. 1, p. 144-168, 2005.

MINCER, J. A. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MULLAHY, J.; PORTNEY, P. R. Air pollution, cigarette smoking, and the production of respiratory health. **Journal of Health Economics**, v. 9, n. 2, p. 193-205, 1990.

MUURINEN, J. Demand for Health: A Generalized Grossman Model. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 1, p.5-28, 1982.

NOCERA, S; ZWEIFEL, P. The demand for health: An empirical test of the Grossman model using panel data. In: ZWEIFEL, P. **Health, the medical profession, and regulation**. Boston: Kluwer, 1998. p. 35-49.

PICONE, G.; URIBE, M.; WILSON, R. M. The effect of uncertainty on the demand for medical care, health capital and wealth. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 17, p.171-185, 1998.

PHILIPSON, T.J.; POSNER, R. A. **The long-run growth in obesity as a function of technological change**. National bureau of economic research, 1999.

REINHOLD, S.; JÜRGES, H. Secondary school fees and the causal effect of schooling on health behavior. **Health Economics**, v. 19, n. 8, p. 994-1001, 2010.

RIED, W. Comparative dynamic analysis of the full Grossman model. **Journal Of Health Economics**, Amsterdam, v. 17, p.383-425, 1998.

ROSENZWEIG, M. R.; SCHULTZ, T. P. Estimating a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birth weight. **The Journal of Political Economy**, p. 723-746, 1983.

SAFFER, Henry; CHALOUKKA, Frank. The effect of tobacco advertising bans on tobacco consumption. **Journal of health economics**, v. 19, n. 6, p. 1117-1137, 2000.

SCHMEISER, Maximilian D. Expanding wallets and waistlines: the impact of family income on the BMI of women and men eligible for the earned income tax credit. **Health economics**, v. 18, n. 11, p. 1277-1294, 2009.

SCHULTZ, T. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 51, p.1-17, 1961.

SELDEN, T. Uncertainty and health care spending by the poor: The health capital model revisited. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 12, p.109-115, 1993.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

VAN KIPPERSLUIS, Hans; GALAMA, Titus J. Why the rich drink more but smoke less: the impact of wealth on health behaviors., 2013.

VAN DE VEN, W. P. M. M; VAN DER GAAG, J. Health as an unobservable: A MIMIC-model of demand for health care. **Journal Of Health Economics**, Amsterdam, v. 1, p.157-183, 1982.

WAGSTAFF, A. The demand for health: Some new empirical evidence. **Journal Of Health Economics**, Amsterdam, v. 5, p.195-233, 1986.

WAGSTAFF, A. The demand for health: An empirical reformulation of the Grossman model. **Health Economics**, Hoboken, p.189-198, 1993.

WATERS, Teresa M.; SLOAN, Frank A. Why do people drink? Tests of the rational addiction model. **Applied Economics**, v. 27, n. 8, p. 727-736, 1995.

ZWEIFEL, Peter; BREYER, Friedrich; KIFMANN, Mathias. **Health economics**. Springer Science & Business Media, 2009.

ARTIGO 2: COMPORTAMENTO DE RISCO E GASTOS COM SAÚDE: ANÁLISE DOS CUSTOS DIRETOS ATRAVÉS PESQUISA DE ORÇAMENTO FAMILIAR

1. Introdução

O crescimento dos gastos com saúde e a participação destes gastos em relação ao produto interno bruto (PIB) é um fenômeno em constante discussão no meio acadêmico e político. Entre as formas de analisar o crescimento dos gastos com saúde, está a comparação entre os países. Essa comparação é motivada pela existência de diferenças no montante de gastos entre os países, considerando que existem diversas metodologias utilizadas na apuração destes gastos (CULYER e NEWHOUSE, 2000).

Estudos empíricos como os de Abel-Smith (1963), Newhouse (1977), Leu (1986) e Hitiris e Posnett (1992) objetivaram identificar os determinantes da evolução dos gastos tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento. Com o intuito de responder como se comporta a evolução dos gastos com saúde, três caminhos metodológicos distintos são utilizados pelos autores: testar a relação entre crescimento dos gastos com saúde e o PIB; refinar as técnicas econométricas (testar a raiz unitária para painel, cointegração e quebras estruturais); e testar novas variáveis explanatórias.

Na tabela 1, observa-se a evolução dos gastos com saúde em termos de participação no PIB, nos países selecionados, com base em dados da *World Health Organization* (WHO) e da *Organization for Economic Co-operation and Development* (OECD). Os países possuíam em 2010, em média, uma participação de pouco mais de dez por cento (10,67%) no PIB. Destaca-se o percentual de investimento dos Estados Unidos, com a maior participação e o maior PIB entre os países selecionados.

Os altos gastos com saúde não implicam necessariamente um investimento na melhoria da saúde da população. Os dados podem refletir a reparação de um estado de saúde deficitário da população, ou seja, com a informação do nível de gastos não é possível conhecer o estoque inicial de saúde da população do país. Caso a tendência de aumento da participação perpetue ao longo de um século, toda a produção dos países seria consumida pelos gastos com saúde. Estes custos expansivos da área de saúde têm levado os governos a diminuir seus gastos públicos neste setor e a aumentaram o número de medidas legislativas. Outros setores da economia também têm seus custos em expansão, no entanto, o impacto é mais relevante no setor de saúde, devido a sua importância para o bem-estar dos indivíduos (ZWEIFEL *et al.*, 2009).

Tabela 1 – Gastos com Saúde como parcela do PIB, em percentual.

Ano	1960	1970	1980	1990	2000	2010
Alemanha	—	5,7	8,1	8,0	10,0	11,2
Áustria	4,1	4,9	7,1	7,9	9,4	10,5
Brasil	—	—	—	—	7,2	9,0
Canadá	4,9	6,4	6,6	8,4	8,3	10,5
França	3,7	5,3	6,9	8,2	9,8	11,1
Itália	—	—	—	7,3	7,5	8,9
Japão	—	—	—	—	7,3	9,5
Suécia	—	—	—	7,5	7,8	9,0
Suíça	4,8	5,2	7,0	7,8	9,9	10,9 ^a
Reino Unido	3,8	4,2	5,3	5,5	6,6	8,9
Estados Unidos	4,8	6,2	8,2	11,3	12,5	16,4

^a mudança de metodologia.

Fonte: OECD (2014).

O desenvolvimento dos gastos com saúde ao longo do tempo é um fator que contribui para quantidade de trabalhos que abordam este assunto. Os gastos com saúde são notoriamente impulsionados por fatores como a sobreposição de novas de tecnologias, a estrutura de financiamento baseada no procedimento e o modelo de cuidado com foco nos eventos agudos. Esta estrutura de financiamento do setor saúde deveria ser baseada no diagnóstico e no modelo de cuidado das doenças crônicas, pois as doenças crônicas implicam diversos eventos agudos ao longo da vida do indivíduo (CULYER e NEWHOUSE, 2000).

Quando se decompõe os gastos com saúde entre privados e públicos, é notável a influência dos gastos privados como parcela importante da composição dos gastos com saúde por todo o mundo. Os componentes privados dos gastos com saúde, no ano de 2011, de países como França, Alemanha e Itália, estavam entre 19% e 22%. Nos Estados Unidos, o sistema é predominantemente privado, com 49,3% dos gastos com saúde realizados pelo setor privado (ANDRADE *et al.*, 2006).

No Brasil, o nível de gasto em saúde ainda é pouco expressivo. Conforme a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, os gastos com saúde representaram 7,2% do gasto total das famílias. Destes gastos, 48,6% foi destinada a compra de medicamentos,

seguido por plano de saúde, com 29,8% e consulta e tratamento dentário, com 4,7% (IBGE, 2010).

No ano de 2000, foi direcionado para a saúde 7,2% do PIB (tabela 1), sendo que este valor está muito aquém dos observados para os Estados Unidos, a Alemanha e a Suíça. A participação dos gastos privados é elevada no Brasil, correspondendo a uma parcela do setor privado de 54,3 % dos gastos totais com saúde, no ano de 2011. Destaca-se que, considerando a expressiva participação do gasto privado, apenas 25% da população brasileira, aproximadamente, é coberta por plano de saúde. Estes dados reforçam a deficiência do acesso e provimento de serviços de saúde no Brasil (ANDRADE *et. al.*, 2006).

Em vista da relevância do componente privado sobre os gastos com saúde, deve-se explorar os determinantes dos gastos com saúde, como os hábitos de saúde ou comportamento de risco dos indivíduos. O objetivo dos estudos de determinantes é encontrar o efeito *causal* dos hábitos de saúde sobre seus custos diretos e custos indiretos, ou seja, o seu impacto sobre os gastos com assistência à saúde e sobre a produtividade e salários. Porém, de forma geral, somente as correlações são estimadas devido a dois fatores: o impacto de condições socioeconômicas deficitárias sobre os hábitos não saudáveis (causalidade reversa) e a influência de variáveis que afetam tanto as condições socioeconômicas, quanto os hábitos não saudáveis (fatores de confusão) (CULYER e NEWHOUSE, 2000).

Este artigo tem como objetivo verificar o efeito médio do comportamento de risco, expresso pelos hábitos não saudáveis (como fumo, álcool e alimento não saudável), sobre os gastos familiares em saúde (custos diretos ou gastos *out-of-pocket*), por meio de modelo de duas partes. Como a variável de hábitos não saudáveis é construída com base nos gastos com bens como álcool, tabaco e alimentos ricos em açúcares e gorduras consumidos fora do domicílio existe a hipótese de que o aumento do consumo destes bens implica um aumento nos gastos com saúde, devido às próprias condições crônicas de saúde que o consumo destes bens influencia.

A estimação do modelo de duas partes permitiu analisar separadamente a probabilidade de realização do gasto e o nível do gasto, condicionado a gastos estritamente positivos. A primeira equação do modelo segue a estrutura de *probit* e a segunda um GLM. Os resultados indicam uma associação entre os hábitos não saudáveis e os gastos *out-of-pocket* com saúde, sendo que a semi-elasticidade da variável de hábitos não saudáveis sobre os gastos com saúde é de R\$ 58,87 e sobre os gastos com medicamentos é de R\$ 6,92.

O artigo está dividido em cinco seções contando com esta introdução. Na segunda seção é apresentada uma revisão dos trabalhos nacionais e internacionais com relação aos

gastos individuais com saúde. Na terceira seção é apresentada a estratégia empírica e base de dados utilizada. Na quarta seção são apresentados os resultados da análise descritiva e da análise do modelo estimado. Por fim, na quinta seção são apresentadas as conclusões.

2. Evidências nacionais e internacionais dos gastos individuais com saúde

O primeiro trabalho elaborado com o intuito de analisar os gastos com saúde foi o de Newhouse (1993). Neste trabalho, o autor objetiva estimar equação que contenha a relação entre a estrutura de co-pagamento de seguros de saúde e a demanda por serviços de saúde, através de dados do RAND *Health Insurance Experiment* dos Estados Unidos. Entre os resultados encontrados, destaca-se o fato de que demanda por serviços médicos é sensível à estrutura de pagamento e o custeio do serviço. O autor conclui que o modelo de co-pagamento leva a uma redução dos gastos totais em de cerca de trinta por cento em relação à estrutura de seguro pleno.

No que se refere à identificação dos determinantes dos gastos das famílias com saúde, Parker e Wong (1997) abordam o caso Mexicano. Entre os resultados, os autores encontram que existe uma sensibilidade entre o nível socioeconômico da família e os gastos com saúde e que alterações de renda tendem a afetar com maior intensidade os níveis socioeconômicos mais baixos e os que não possuem seguro de saúde. Em momentos de recessão, famílias de nível socioeconômico mais baixo tendem a cortar uma parte importante dos gastos com saúde, pois sua renda está comprometida de forma expressiva com este tipo de gasto.

Hopkins e Cumming (2001) analisam a estrutura de co-pagamento e verificam que ela permite aos produtores de serviços médicos aumentarem suas taxas e, às provedoras de seguros de saúde (assim como o governo), diminuïrem seus gastos. No entanto, tal estrutura cria uma barreira ao cuidado de saúde necessário, podendo gerar um estado de saúde pior no futuro e, conseqüentemente, gastos mais elevados. Ainda sobre a estrutura de co-pagamento, Jowett *et al.* (2003) revelam que pode levar as famílias e indivíduos a obterem os serviços de forma ilegal.

Em um trabalho recente, Angulo *et al.* (2011) apontam a existência de uma relevante influência das prescrições realizadas por médicos sobre os gastos com produtos farmacêuticos, logo, uma política de incentivos para que os médicos prescrevam de forma mais padronizada reduziria o nível de gasto. Os autores também identificam que existem alguns fatores de risco que aumentam a probabilidade de gastos com hospitalizações, como a presença de crianças menores de um ano na família, ser fumante e ter doenças crônicas. Por outro lado, entre os fatores que diminuem essa probabilidade estão o nível de renda, educação e a condição de ocupação do indivíduo.

Outras contribuições relevantes no âmbito internacional são as de Felder *et al.* (2000), Newacheck *et al.* (2003) e Langa *et al.* (2004). Felder *et al.* (2000) apontam que os gastos

possuem uma tendência de aumentar com a proximidade do falecimento. Newacheck *et al.* (2003) fornecem evidências de que os gastos com saúde dos adolescentes são menores quando comparados ao dos adultos e seus principais determinantes estão relacionados à saúde mental, à possibilidade de gravidez e a agravos externos, como ferimentos. Langa *et al.* (2004), por sua vez, verificam que os gastos *out-of-pocket* são maiores em indivíduos com diagnóstico de câncer e expressivamente maiores em pacientes já em tratamento.

No âmbito do Brasil, Alves (2001) estuda os determinantes dos gastos com saúde a partir de dados da Pesquisa Domiciliar da cidade de São Paulo. Estimando as equações no nível de famílias, o autor utiliza um modelo *Tobit* devido à possibilidade das famílias apresentarem um gasto com saúde igual à zero. Entre os resultados está que tanto a presença de crianças quanto de idosos no domicílio aumentam os gastos com saúde dessa família.

Silveira *et al.* (2002), com o objetivo de identificar as características dos gastos com saúde das famílias, utilizam dados da POF 1995-1996 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998. Como resultado, os autores encontram que, entre as parcelas mais ricas da sociedade, os gastos se concentram em compra de medicamentos e pagamento de mensalidades de planos de saúde. Entre os mais pobres, os gastos são na maior parte com a compra de medicamentos.

Andrade *et al.* (2006), utilizando dados da PNAD de 1998, realizam uma nova tipologia para a desagregação de dados tendo em vista o critério do tipo de cuidado recebido, como: atenção primária, que engloba consultas e exames realizados fora do ambiente hospitalar; atenção hospitalar; medicamentos; mensalidades e outros dispêndios com planos de saúde; atenção odontológica e outros tipos de cuidados. O modelo estimado, de maneira semelhante a Alves (2001), foi o *Tobit* por permitir na variável dependente o dado censurado. Entre os principais resultados, encontra-se que quanto maior a renda familiar e o nível educacional do chefe da família, maior é probabilidade de realizar o gasto e, portanto, a quantidade despendida com saúde. Este efeito tem como exceção os cuidados hospitalares, que tem uma sensibilidade baixa em relação à renda e não tem variação pelo nível de escolaridade. A presença de uma mulher em idade fértil também é um condicionante importante na decisão de gasto, afetando-a positivamente.

Andrade e Lisboa (2006), também interessados em obter os determinantes dos gastos com saúde no Brasil, utilizam os dados constantes na PNAD de 1998. Esses dados permitiram uma desagregação dos gastos entre gastos com medicamentos, gastos com plano de saúde, gasto com consultas médicas, gastos hospitalares, entre outros. Devido ao fato da base de dados não apresentar um relato do estado de saúde no momento do gasto, não foi possível

estabelecer uma divisão entre gastos curativos e preventivos. A divisão estabelecida pelos autores foi entre os gastos que são *ex-ante*, como os gastos com mensalidades do plano de saúde, e os gastos que são *ex-post*, como o gasto com medicamentos. O principal resultado obtido pelo trabalho foi identificar os gastos com medicamentos como inelástico em relação à renda, principalmente no caso de grupos onde o gasto é estritamente positivo. Outro resultado foi o fato de que uma elevada parcela da renda é dedicada aos gastos com saúde, possuindo pouca variação com relação a faixas de renda e regiões do país.

3. Metodologia e base de dados

Nesta seção são apresentadas a base de dados e a estratégia empírica.

3.1. Base de dados

A base de dados utilizada é a POF em duas coletas distintas, a POF 2002-2003 e a POF 2008-2009. A POF 2002-2003 foi realizada entre julho de 2002 e junho de 2003. Foram aplicados questionários que corresponderam a uma amostra final de 48470 domicílios particulares e permanentes, tanto de áreas rurais quanto urbanas do Brasil. O plano amostral adotado foi uma amostragem por conglomerados em dois estágios, com estratificação geográfica e socioeconômica das unidades primárias de amostragem correspondentes aos setores censitários da base geográfica do Censo Demográfico de 2000. As unidades secundárias de amostragem foram os domicílios particulares permanentes no setor. Os setores censitários foram selecionados por amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao tamanho (PPT) do número de domicílios no setor, enquanto os domicílios foram selecionados por amostras aleatórias simples, sem reposição, dentro dos setores censitários sorteados. Os setores sorteados e os respectivos domicílios selecionados foram distribuídos ao longo de 12 meses de duração da pesquisa, garantindo-se em todos os trimestres a coleta de dados em todos os estratos geográficos e socioeconômicos. A amostragem foi estruturada de forma a produzir estimativas representativas de todo o país, das grandes regiões e das suas unidades federativas e permite estimativas com precisão aceitável tanto da população urbana quanto da população rural do país (IBGE, 2004).

Já POF 2008-2009 foi realizada entre maio de 2008 e maio de 2009. Foram aplicados questionários para uma amostra de 55970 domicílios particulares e permanentes, e para áreas rurais e urbanas da mesma forma que a POF 2002-2003. O plano amostral adotado também foi amostragem por conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e socioeconômica, semelhante à metodologia da POF 2002-2003 (IBGE, 2010b).

É importante destacar que todas as análises descritivas bem como as estimações incorporam o desenho amostral da POF, com correção das estimativas pontuais e das variâncias³.

³ As correções foram realizadas utilizando o comando *svy* do pacote econométrico STATA™. Os erros padrão foram calculados utilizando um estimador de variância linearizada, baseado em uma aproximação de Taylor em

3.2.Estratégia empírica

As variáveis utilizadas para estimação do modelo (quadro 1) foram retiradas integralmente da POF em suas versões mais recentes, 2002-2003 e 2008-2009. A base de dados está consolidada para as unidades de consumo e incluem somente os gastos individuais, sendo que, os gastos individuais são aqueles cuja forma de obtenção caracteriza compras para a própria unidade de consumo. Com esta estrutura fica descartada a possibilidade das transferências entre unidades de consumo. Os gastos aqui considerados são, portanto, construídos pelo somatório dos gastos individuais em cada unidade de consumo.

Nesse sentido, cabe enfatizar que, por limitações da base de dados, a opção metodológica adotada nesse artigo, é analisar o efeito de hábitos não saudáveis na unidade de consumo sobre os gastos *out-of-pocket* da unidade de consumo. Há, portanto, duas limitações. A primeira delas se refere à agregação de dados, ou seja, o agente tomador de decisão é a unidade de consumo. Tal opção decorre da possibilidade de que o gasto de um indivíduo em um alimento não saudável, por exemplo, se transforme na ingestão de alimento não saudável por outro indivíduo, o mesmo podendo ocorrer também com gastos em medicamentos ou saúde, de forma geral. Já a segunda limitação faz com que a nossa análise sobre gastos em saúde seja apenas dos desembolsos diretos, chamados gastos *out-of-pocket*, uma vez que não há como mensurar os gastos do sistema único ou suplementar de saúde.

A unidade de consumo é, portanto, a unidade de análise central quando tratamos dos dados da POF. Tal unidade compreende um único morador ou um conjunto de moradores que compartilham a mesma fonte de alimentação ou as despesas com a moradia.

Além das variáveis relativas à unidade de consumo, neste trabalho utilizamos também controles referentes às variáveis do chefe da família, ou melhor, do morador com o rendimento principal da unidade de consumo.

A análise da unidade familiar é importante para o caso dos gastos com saúde, devido a decisão sobre a aquisição de planos de saúde e medicamentos corresponder a uma proporção significativa do orçamento familiar. Desta maneira, os recursos arrecadados para custear tratamentos individuais são uma decisão conjunta de toda a família (ANDRADE *et al.*, 2006).

primeira ordem. Para maiores detalhes ver Wolter (2007). Apenas no caso dos componentes principais que foi utilizado apenas a ponderação pelo peso amostral.

Quadro 1 – Variáveis dependentes e explicativas do modelo.

Nome da Variável	Cód.	Descrição	Fonte
Gastos com Saúde	<i>hexp</i>	Gastos com saúde da unidade de consumo	POF 02-03, 08-09
Hábitos não saudáveis	<i>risk</i>	Variável construída a partir dos gastos com bebidas alcoólicas, fumo, alimentação fator de risco e drogas ilícitas.	POF 02-03, 08-09
Riqueza	<i>wealth</i>	Variável construída a partir das características e inventario de bens duráveis do domicílio.	POF 02-03, 08-09
Média de Anos de Estudo da UC	<i>schuc</i>	Média de anos de estudo da unidade de consumo.	POF 02-03, 08-09
Média de Idade da UC	<i>ageuc</i>	Média de idade da unidade de consumo.	POF 02-03, 08-09
Total de Crianças até 1 ano	<i>chd1</i>	Quantidade de indivíduos da unidade de consumo com idade menor que um ano.	POF 02-03, 08-09
Total de Crianças entre 2 e 4 anos	<i>chd2</i>	Quantidade de indivíduos da unidade de consumo com idade entre dois e quatro anos.	POF 02-03, 08-09
Total de Crianças entre 5 e 15 anos	<i>chd3</i>	Quantidade de indivíduos da unidade de consumo com idade entre cinco e quinze anos.	POF 02-03, 08-09
Total de Idosos	<i>old</i>	Quantidade de indivíduos da unidade de consumo com idade maior que sessenta anos.	POF 02-03, 08-09
Renda per capita da UC	<i>incpc</i>	Renda per capita da unidade de consumo	POF 02-03, 08-09
Chefe de Família de Cor Branca	<i>race</i>	Chefe da família de cor branca	POF 02-03, 08-09
Anos de Estudo do Chefe da Família	<i>sch</i>	Anos de estudo do chefe da família	POF 02-03, 08-09
Idade do Chefe da Família	<i>age</i>	Idade do chefe da família	POF 02-03, 08-09
Plano de Saúde	<i>ins</i>	Chefe da família possuidor de plano de saúde	POF 02-03, 08-09

Fonte: Elaboração própria com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

A partir das variáveis de gastos, foi realizada uma análise de componentes principais (ACP) com o objetivo de criar uma variável que represente os hábitos não saudáveis das famílias. É importante destacar que, como dito anteriormente, que o objeto de tais gastos são compras para a própria unidade de consumo. Logo, a hipótese por trás da nossa *proxy* para as variáveis de hábitos não saudáveis é a de que o consumo ou ingestão dos bens referentes a tais gastos foi realizado por um ou mais membros da unidade de consumo.

Já as variáveis referentes ao domicílio e ao inventário de bens duráveis foram utilizadas para uma análise de componentes principais com o intuito de criar uma medida de estoque de riqueza ou nível socioeconômico.

Depois de executadas as duas análises de componentes principais, foram gerados os escores do primeiro componente, que foi transformado para uma variável com valores de zero a um, conforme a seguinte equação:

$$X_i = \frac{x_i - \min(X)}{\max(X) - \min(X)}, \quad i = 1, \dots, N. \quad (1)$$

Quadro 2 – Grupos de gastos com saúde (medicamento e material médico-hospitalar) e de gastos relacionados a hábitos de saúde.

Gastos com medicamentos
AIDS, Alcoolismo e tabagismo, Alergia, Anemia, Anticoncepcional, Antissépticos, Apetite e suplementação alimentar, Asma e bronquite, Autodiagnostico, Câncer, Coagulação e hemorragia, Colesterol e triglicerídeos, Controle de natalidade, Cuidado com bebe, Cuidados bucais e dentais, Cuidados com idosos, Depressão, Dermatológico, Diabete, Diarreia, gases e cólica, Dor e febre, Emagrecedor, Enjoo e vômito, Ginecológicos, Gripe e resfriado, Hematologia, Hepático, Hidratação, Hipertensão, Infecção, Inflamação e reumatismo, Injeção, Massagem e estética, Neurológico, Oftalmológico, Ossos e articulações, Otorrinolaringologia, Parasitoses, infecciosas e endêmicas, Prisão de ventre, Problemas cardíacos e circulatórios, Problemas de estomago, Problemas musculares, Próstata e urologia, Remédios alternativos, Renal, Sexualidade, Stress, Tireoide, Vacina, Varizes e hemorroidas, Outros medicamentos.
Gastos com material médico-hospitalar e outras despesas com saúde
Aluguel de equipamento médico-hospitalar, Ambulância, Apoio terapêutico, Despesa com saúde, Material para curativo, Material para exame radiológico, Ortopedia e acessibilidade, Outros artigos médicos.
Gastos com assistência à saúde
Assistência em postos e com profissionais volantes, Assistência nutricional, Atendimento ambulatorial, Cintilografia, Consulta médica, Clínicas especiais, Endoscopia, Enfermagem e cuidado domiciliar, Exames câncer, Exames cardíacos, Exames gerais, Exames ginecológicos, Exames de imagem, Exames de reprodução, Fisioterapia e terapia ocupacional, Fonoaudiólogo, Hemodiálise, Hospitalização, Psicólogo, Quimioterapia, Serviços cirúrgicos, Tratamentos alternativos, Tratamento odontológico.
Gastos com hábitos de saúde
Alimentação não saudável, Alimentação <i>light</i> , Alimentação saudável, Alimentação <i>diet</i> , Atividade física, Bebida alcoólica, Café, Drogas ilícitas, Energético, Fumo, Protetor solar.
Gastos com plano de saúde
Plano de saúde, Plano odontológico.

Fonte: Elaboração própria com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Os gastos das unidades de consumo estão anualizados e deflacionados, e foram obtidos através do Questionário de Despesa Individual da POF. Os dados estão agrupados

conforme o quadro 2, que contém os 95 grupos definidos por meio de gastos afins. Os gastos totais com medicamento são o somatório de todos os gastos do Quadro 29 do Questionário de Despesa Individual da POF para cada unidade de consumo, e no caso de gastos totais com saúde, é o somatório de todos os gastos do Quadro 29 e 42 do Questionário de Despesa Individual da POF para cada unidade de consumo. Por fim, os gastos da POF 2002-2003 foram deflacionados considerando o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) para fins de comparação entre os dois anos mais recentes da pesquisa.

A escolha metodológica deste artigo é baseada no modelo de duas partes, um tipo de modelo censurado, conforme indicado por Jones (2000). A estimação do modelo tem como base o trabalho de Butin e Zaslavsky (2004). Neste artigo, os autores exploram as principais abordagens utilizadas para estimar o modelo de duas partes.

Modelos censurados são utilizados com frequência para analisar os gastos com saúde em virtude da não realização do gasto (valores nulos). Quando o objetivo é modelar uma variável dependente limitada, a primeira pergunta que devemos fazer é se as observações nulas da variável são uma escolha dos indivíduos. Em caso negativo, fica delineado o problema da resposta não observada e o modelo de seleção amostral de Heckman é, potencialmente, o mais apropriado para a estimação. Quando é o caso que o indivíduo escolhe o valor nulo, a segunda pergunta deve ser se a escolha do gasto é influenciada pela decisão do nível do gasto. Em caso negativo, um modelo de decisão sequencial é apropriado e, em caso positivo, um modelo de decisão conjunta é o adequado. Decisões sequenciais é usualmente a motivação dos modelos de duas partes, enquanto escolhas conjuntas estão associadas a modelos *Tobit* generalizados ou modelos *Hurdle* (JONES, 2000).

Segundo Alves (2001), a não realização do gasto em saúde pode ser explicada por não existir necessidade, porque os moradores do domicílio são saudáveis ou pelo fato de serem amparados pelo Sistema Único de Saúde (SUS). O autor advoga que, em um problema de otimização estática, o gasto nulo poderia ser considerado como uma solução de canto. Desta forma, os valores nulos do gasto podem ser considerados como “zeros verdadeiros”, ou seja, não é uma censura dos dados. Estudos recentes como os de Pezzin e Schone (1999), Van Houtven e Norton (2004, 2008), Bolin *et al.* (2008) e Bosang (2009) exploram o efeito de substituição entre os gastos com saúde e a assistência à saúde informal (prestada pelos próprios familiares). Os estudos apontam para a direção de que a assistência informal reduz os gastos com assistência formal (principalmente *paid domestic help* e *nursing care*). Desta forma, os valores nulos da variável de gastos com saúde são influenciados pela assistência à saúde prestada pelos próprios familiares (assistência informal).

Os modelos de duas partes definem a probabilidade da realização nula separada do gasto condicionado a gastos estritamente positivos. A variável dependente é usualmente logaritimizada para diminuir a assimetria, no entanto, a previsão para a variável dependente deve ser transformada para obter as estimativas na escala original, sendo que essa transformação é sensível à má especificação do modelo (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004). A estratégia de estimação do modelo, com o intuito de verificar sua robustez, tem como equação inicial a estimação em nível da seguinte equação linear:

$$hexp_i = \alpha + \beta_1 risk_i + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta + \varepsilon_i, \quad (2)$$

onde $i = 1, \dots, N$, $hexp$ são os gastos com saúde (ou os gastos com medicamentos), pof é uma variável *dummy*, com valor igual a zero para o caso da POF 2002-2003 e com valor igual a um para o caso da POF 2008-2009, $risk$ são os gastos com hábitos não saudáveis, \mathbf{Z} é uma matriz que contém variáveis *dummy* para cada unidade da federação brasileira e ε é o termo de erro aleatório.

A equação 3, a ser estimada, inclui os controles para o domicílio e para a unidade de consumo, com a variável dependente em nível e definida como:

$$hexp_i = \alpha + \beta_1 risk_i + \mathbf{X}\delta + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta + \varepsilon_i, \quad (3)$$

$$\mathbf{X} = \{wealth, schuc, ageuc, chd1, chd2, chd3, old\}$$

onde $i = 1, \dots, N$, $hexp$ são os gastos com saúde (ou os gastos com medicamentos), pof é uma variável *dummy*, com valor igual a zero para o caso da POF 2002-2003 e com valor igual a um para o caso da POF 2008-2009, $risk$ são os gastos com hábitos não saudáveis, \mathbf{Z} é uma matriz que contém variáveis *dummy* para cada unidade da federação brasileira, ε é o termo de erro aleatório e \mathbf{X} é uma matriz com as variáveis explicativas de controle para a unidade de consumo e o domicílio.

A equação 4 tem como variáveis explicativas, além dos controles para domicílio e unidade de consumo, os controles para o chefe da família e dos indivíduos. Sua forma funcional é de uma equação linear com a variável dependente em nível, da seguinte forma:

$$hexp_i = \alpha + \beta_1 risk_i + \mathbf{X}\delta + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta + \varepsilon_i, \quad (4)$$

$$\mathbf{X} = \{wealth, schuc, ageuc, chd1, chd2, chd3, old, incpc, race, sch, age, ins\}$$

onde $i = 1, \dots, N$, $hexp$ são os gastos com saúde (ou os gastos com medicamentos), pof é uma variável *dummy*, com valor igual a zero para o caso da POF 2002-2003 e com valor igual a um para o caso da POF 2008-2009, $risk$ são os gastos com hábitos não saudáveis, \mathbf{Z} é uma matriz que contém variáveis *dummy* para cada unidade da federação brasileira, ε é o termo de erro aleatório e \mathbf{X} é uma matriz com as variáveis explicativas de controle para a unidade de consumo, para o domicílio, para o chefe da família e para os indivíduos.

A equação 5 é um modelo semelhante ao da equação 4, com a diferença de que a variável dependente está logaritimizada (através do logaritmo natural). Sua forma funcional é do tipo log-linear da seguinte forma:

$$\ln(hexp_i) = \alpha + \beta_1 risk_i + \mathbf{X}\delta + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta + \varepsilon_i. \quad (5)$$

$$\mathbf{X} = \{wealth, schuc, ageuc, chd1, chd2, chd3, old, incpc, race, sch, age, ins\}$$

onde $i = 1, \dots, N$, $hexp$ são os gastos com saúde (ou os gastos com medicamentos), pof é uma variável *dummy*, com valor igual a zero para o caso da POF 2002-2003 e com valor igual a um para o caso da POF 2008-2009, $risk$ são os gastos com hábitos não saudáveis, \mathbf{Z} é uma matriz que contém variáveis *dummy* para cada unidade da federação brasileira, ε é o termo de erro aleatório e \mathbf{X} é uma matriz com as variáveis explicativas de controle para a unidade de consumo, para o domicílio, para o chefe da família e para os indivíduos.

Os últimos modelos a serem estimados são modelos de duas partes. A primeira parte do modelo é definida como um *probit*, da forma como apresentado na equação 6:

$$Prob(hexp_i > 0) = \Phi(\alpha + \beta_1 risk_i + \mathbf{X}\delta + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta), \quad (6)$$

$$\mathbf{X} = \{wealth, schuc, ageuc, chd1, chd2, chd3, old, incpc, race, sch, age, ins\}.$$

A segunda parte do modelo tem a variável dependente logaritimizada, o que caracteriza uma forma funcional do tipo log-linear, definido conforme a equação 7:

$$\ln(hexp_i) = \alpha + \beta_1 risk_i + \mathbf{X}\delta + \gamma pof + \mathbf{Z}\theta + \varepsilon_i, \quad (7)$$

$$\mathbf{X} = \{wealth, schuc, ageuc, chd1, chd2, chd3, old, incpc, race, sch, age, ins\}.$$

Na equação 5, as predições devem ser transformadas de volta para escala original, de forma a viabilizar a interpretação do mesmo. O valor esperado do modelo log linear é dado por:

$$E(\text{hexp}_i | \text{hexp}_i^* > 0; \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i, \text{risk}, \text{pof}) = \exp\left(\alpha + \beta_1 \text{risk}_i + \mathbf{X}\delta + \gamma \text{pof} + \mathbf{Z}\theta + \frac{1}{2}\sigma^2\right). \quad (8)$$

$$\mathbf{X} = \{\text{wealth}, \text{schuc}, \text{ageuc}, \text{chd1}, \text{chd2}, \text{chd3}, \text{old}, \text{incpc}, \text{race}, \text{sch}, \text{age}, \text{ins}\}$$

Se o termo de erro não for normalmente distribuído então o estimador desenvolvido por Duan (1983) estima consistentemente a esperança, dado que os erros são independentes e identicamente distribuídos. O estimador é calculado pela média do exponencial dos resíduos da regressão, com a variável transformada, multiplicado pelo exponencial das predições do modelo, conforme equação 7:

$$E(\text{hexp}_i | \text{hexp}_i^* > 0; \mathbf{X}_i, \mathbf{Z}_i, \text{risk}, \text{pof}) = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \exp(\varepsilon_i)\right] \exp(\alpha + \beta_1 \text{risk}_i + \mathbf{X}\delta + \gamma \text{pof} + \mathbf{Z}\theta). \quad (9)$$

O outro modelo de duas partes a ser estimado possui a mesma forma funcional na primeira parte, conforme equação 8:

$$\text{Prob}(\text{hexp}_i > 0) = \Phi(\alpha + \beta_1 \text{risk}_i + \mathbf{X}\delta + \gamma \text{pof} + \mathbf{Z}\theta), \quad (10)$$

$$\mathbf{X} = \{\text{wealth}, \text{schuc}, \text{ageuc}, \text{chd1}, \text{chd2}, \text{chd3}, \text{old}, \text{incpc}, \text{race}, \text{sch}, \text{age}, \text{ins}\}.$$

A segunda parte do modelo segue a estrutura de um GLM com uma função de ligação do tipo log e uma função de variância do tipo *gamma*, representado pelas equações 9 e 10, respectivamente:

$$E(\text{hexp}_i | \mathbf{X}, \text{risk}, \text{pof}, \mathbf{Z}) = \exp(\alpha + \beta_1 \text{risk}_i + \mathbf{X}\delta + \gamma \text{pof} + \mathbf{Z}\theta), \quad (11)$$

$$\mathbf{X} = \{\text{wealth}, \text{schuc}, \text{ageuc}, \text{chd1}, \text{chd2}, \text{chd3}, \text{old}, \text{incpc}, \text{race}, \text{sch}, \text{age}, \text{ins}\}$$

$$v(\mathbf{X}, \text{risk}, \text{pof}, \mathbf{Z}) = \kappa(\exp(\alpha + \beta_1 \text{risk}_i + \mathbf{X}\delta + \gamma \text{pof} + \mathbf{Z}\theta))^2. \quad (12)$$

$$\mathbf{X} = \{\text{wealth}, \text{schuc}, \text{ageuc}, \text{chd1}, \text{chd2}, \text{chd3}, \text{old}, \text{incpc}, \text{race}, \text{sch}, \text{age}, \text{ins}\}$$

O modelo das equações 11 e equação 12 especifica tanto as funções de média quanto a de variância na escala original da variável dependente. A função da média, $E(y|x)$ é representada por $\mu(x'\beta)$, sendo que μ é a função ligação inversa entre a esperança da variável dependente observada na escala original e seu preditor linear $x'\beta$. O logaritmo é uma função de ligação bastante utilizada para estudos de gastos com saúde, assim, para este caso, μ assume uma forma exponencial. A família de funções de variância é especificada pela equação 15:

$$v(x) = \kappa(\mu(x'\beta))^\lambda, \quad (13)$$

onde $\lambda = 0$ significa que a variância é constante; $\lambda = 1$ significa que a variância é proporcional a média; $\lambda = 2$ significa que a variância é proporcional a média ao quadrado (função tipo *gamma*).

Uma das principais vantagens desta modelagem é devido ao fato da função de ligação caracterizar diretamente como o valor esperado da variável dependente, na escala original, relaciona-se com as variáveis explicativas. Com a utilização de uma função de ligação do tipo logarítmica, um efeito na variável de hábitos não saudáveis é um efeito direto (e multiplicativo) nos gastos totais com saúde. Assim, os resultados estimados pelo GLM podem ser interpretados diretamente, sem transformar para a escala original, o que não é possível no caso de um modelo de regressão log linear (BUNTIN e ZASLAVSKY, 2004).

Outra vantagem do modelo é o de comportar-se na presença de heterocedasticidade nos erros através de uma especificação correta da função de variância. Uma especificação bastante usual para a função de ligação e a função de variância para trabalhar com gastos em saúde é tipo log e *gamma*, respectivamente, conforme os trabalhos de Blough *et al.* (1999), Manning e Mullahy (2001) e Manning *et al.* (2005).

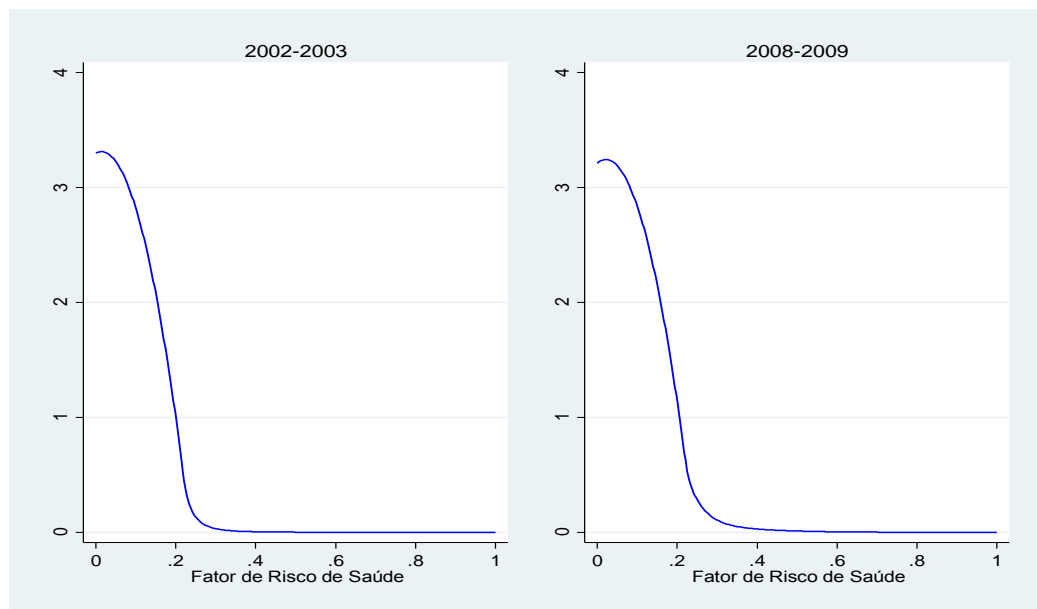
4. Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados da análise exploratória de dados, ou seja, a análise descritiva da base de dados e os resultados do modelo estimado.

4.1. Análise descritiva

A partir da distribuição da variável construída, através do método de ACP e utilizando a base de dados da POF, nota-se houve um aumento do nível de hábitos não saudáveis assumidos, ainda que pouco expressivo, ao longo dos anos (entre uma pesquisa e outra). Conforme o gráfico 1, a concentração de valores mudou de 0.014 para 0.024 (ambos os valores aproximados), sugerindo um aumento nos gastos com bens que representam hábitos não saudáveis. No entanto, este aumento não afetou expressivamente o padrão de consumo dos bens e serviços que representam os hábitos não saudáveis (álcool, tabaco, drogas ilícitas e alimentos fator de risco).

Gráfico 1 – Distribuição da variável Hábitos Não Saudáveis

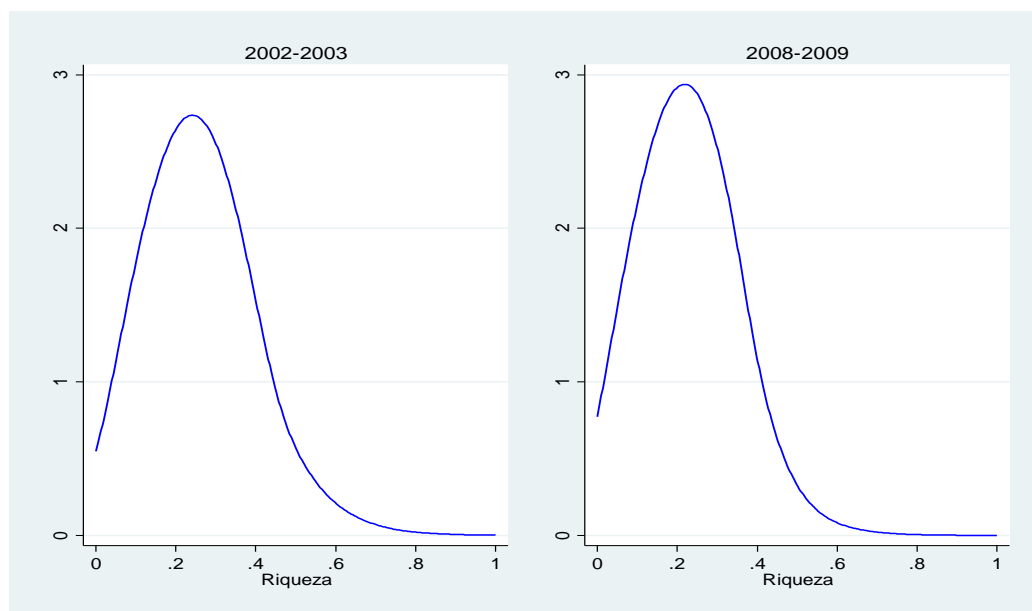


Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

A distribuição do estoque de riqueza mudou consideravelmente de uma pesquisa para outra. A partir do gráfico 2, nota-se que a riqueza média dos domicílios diminuiu de patamar entre uma pesquisa e a outra. A concentração dos valores mudou de 0,256 para 0,225 (valores

aproximados). No entanto na segunda pesquisa houve redução da variabilidade entre os domicílios, passando de uma variância de 0,108 para 0,085, caracterizando uma redução da desigualdade de estoque de riqueza entre os domicílios.

Gráfico 2 – Distribuição da variável Estoque de Riqueza do Domicílio



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Ainda sobre as variáveis construídas através da ACP, a tabela 2 contém os valores do percentual da variância explicada pelo primeiro componente, o número de componentes gerados e o escore para cada variável após o procedimento de rotação da matriz. A variável construída para o estoque de riqueza explica mais de 20% da variabilidade das variáveis que a compõe para ambas as pesquisas da POF, enquanto a variável construída para os hábitos não saudáveis explica mais de 30% para ambas as pesquisas.

Para executar a análise gráfica, foram considerados os percentuais de gastos, ou seja, foi calculada a proporção do gasto no gasto total daquela unidade de consumo. A análise gráfica foi realizada em três partes. Primeiro associando os gastos com hábitos não saudáveis (alimentação fator de risco, bebida alcoólica, fumo) e a renda total, depois com os gastos totais com saúde e, por fim, com os gastos totais com medicamentos. O tipo de gráfico escolhido foi o diagrama de dispersão combinado com uma linha de tendência, obtida através de uma regressão polinomial local com pesos de *Kernel*. O método estima os coeficientes da regressão polinomial, considerando o plano amostral da pesquisa, para cada ponto do gráfico, com base em uma função *Kernel* dos valores de y e dos termos polinomiais dos valores de x

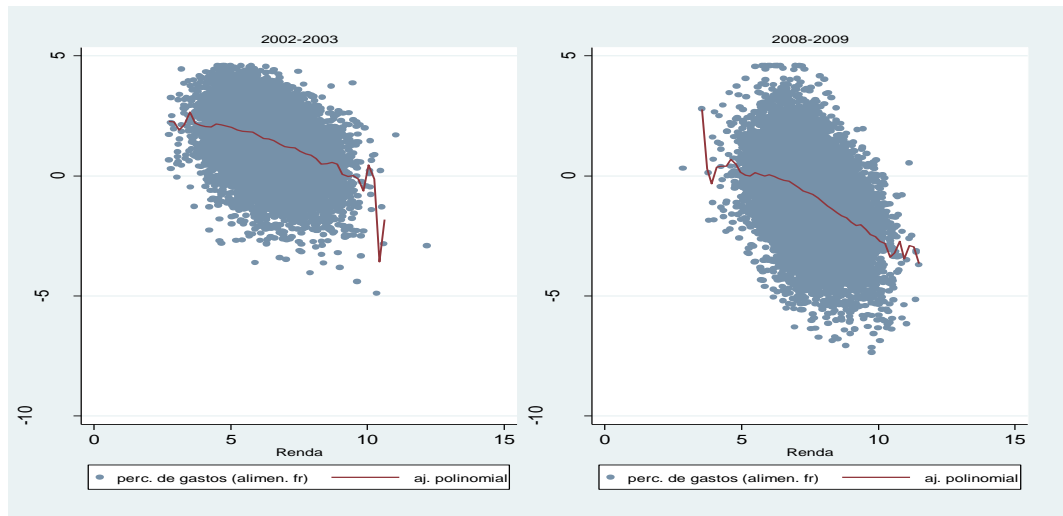
(CLEVELAND, 1979; GASSER e MULLER, 1979). As variáveis nos gráficos foram logaritmizadas, utilizando o logaritmo natural, com o intuito de facilitar a visualização das tendências e de retirar a influência dos gastos nulos com os bens e serviços definidos.

Tabela 2 – Análise dos componentes principais (ACP) para POF 2002-2003 e POF 2008-2009

ACP	Variáveis Utilizadas	POF 2002-2003	POF 2008-2009
Estoque de	Quantidade de Ar Condicionado	0.0244	0.2245
	Riqueza do	Quantidade de Fogões	0.1640
Domicílio	Quantidade Freezer	0.2208	0.1846
	Quantidade de Geladeiras	0.2439	0.1951
	Quantidade de Automóveis	0.2987	0.3113
	Quantidade de Televisores	0.3321	0.3249
	Quantidade de Microcomputadores	0.2663	0.3147
	Quantidade de Máquinas de Lavar Louça	0.2064	0.1694
	Quantidade de Máquinas de Lavar Roupa	0.2755	0.2745
	Quantidade de Máquinas de Secar Roupa	0.1697	0.1368
	Quantidade de Micro-ondas	0.2795	0.2857
	Número de Moradores	0.0151	0.0381
	Número de Cômodos	0.2980	0.3250
	Número de Dormitórios	0.1539	0.1631
	Número de Banheiros	0.3283	0.3456
	Existe pavimentação na rua?	0.1989	0.1922
	Imóvel próprio?	0.0618	0.0784
	Possui rede coletora de esgoto?	0.2019	0.1853
	Possui rede geral de abastecimento de água?	0.1877	0.1448
	Casa ou apartamento?	0.1249	0.0544
	Piso adequado (carpete, cerâmica, lajota, etc.)?	0.1141	0.0624
	Total de Observações	48568	55685
	Número de Componentes	21	21
	Variância Explicada	24,36%	22,79%
Fator de Risco de Saúde	Gasto com Alimentação Fator de Risco	0.5472	0.5854
	Gasto com Bebidas Alcoólicas	0.6221	0.6580
	Gasto com Drogas Ilícitas	0.1716	0.0443
	Gasto com Fumo e Tabaco	0.5330	0.4716
	Total de Observações	48395	56316
	Número de Componentes	4	4
	Variância Explicada	33,3%	31,73%

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

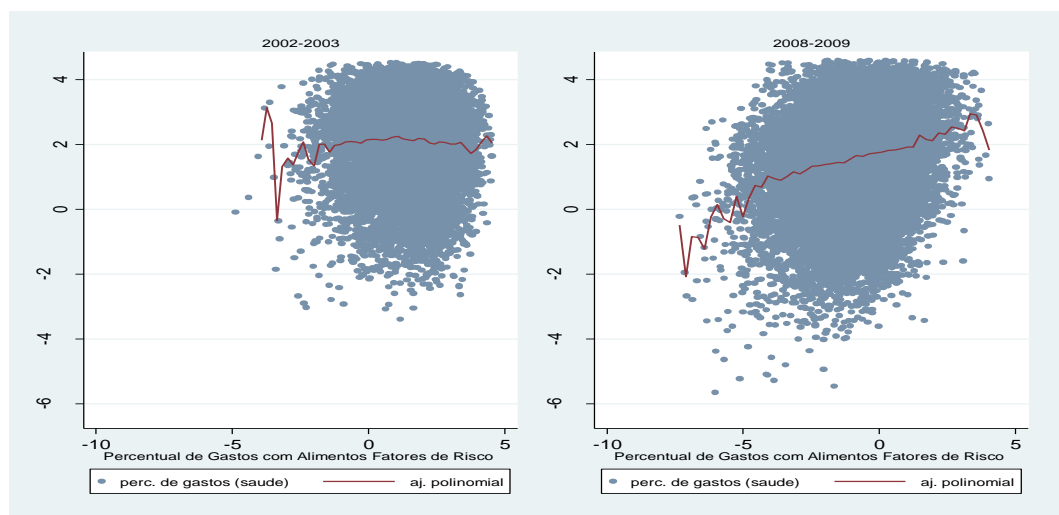
Gráfico 2 – Percentual de Gastos com Alimentos Fatores de Risco por Renda



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

No gráfico 2, é possível perceber que, para ambos os anos de pesquisa da POF, as famílias com menor renda comprometem uma parcela maior de seu orçamento com o consumo de alimentos fatores de risco. Desta maneira, o resultado sugere que os hábitos ruins de alimentação estão associados às parcelas de menor renda da população.

Gráfico 3 – Percentual de Gastos com Saúde por Percentual de Gastos com Alimentos Fator de Risco



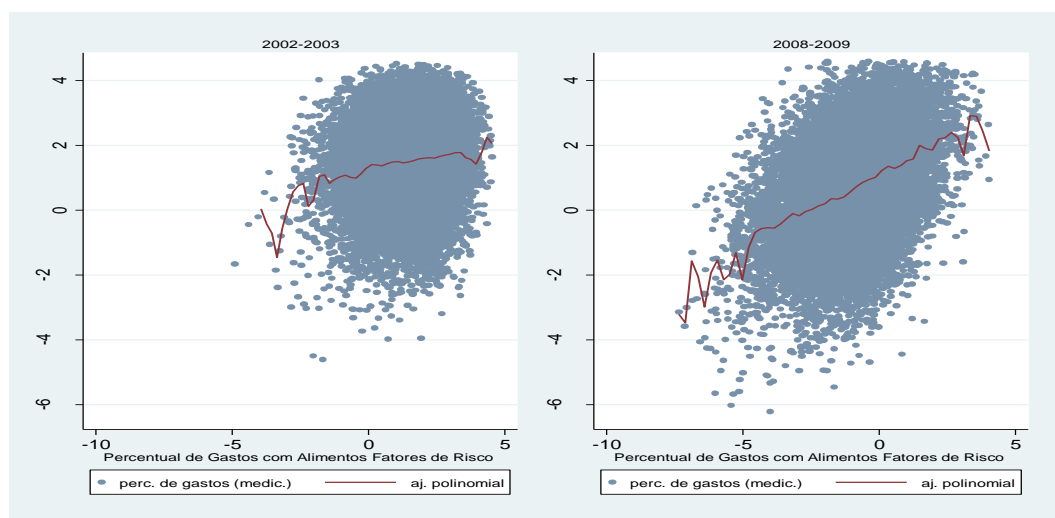
Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Com relação aos gastos com saúde (gráfico 3), é perceptível que, no caso da POF 2008-2009, famílias que comprometem seu orçamento com alimentos fatores de risco também

comprometem mais seus orçamentos em gastos com saúde. Tal resultado está de acordo com o esperado intuitivamente, dado que este é um hábito de saúde que está associado a morbidades crônicas como diabetes e hipertensão arterial, portanto, com gastos com saúde elevados. Já no caso da POF 2002-2003, não existe uma associação evidente e expressiva entre os gastos com alimentos fator de risco e os gastos com saúde.

Ainda sobre os gastos com alimentos fatores de risco, no caso da POF 2008-2009 e conforme o gráfico 4, famílias que comprometem seu orçamento com alimentação fator de risco comprometem mais seu orçamento com medicamentos. O resultado, no caso dos gastos com medicamentos, evidência tendência acentuada em relação ao gráfico 3, o que sugere que esse hábito de alimentação tem uma correlação negativa com a saúde do indivíduo e, portanto, das famílias. No caso da POF 2002-2003, de forma diferente dos gastos com saúde, existe uma associação positiva entre gastos com alimentos fator de risco e os gastos com medicamentos.

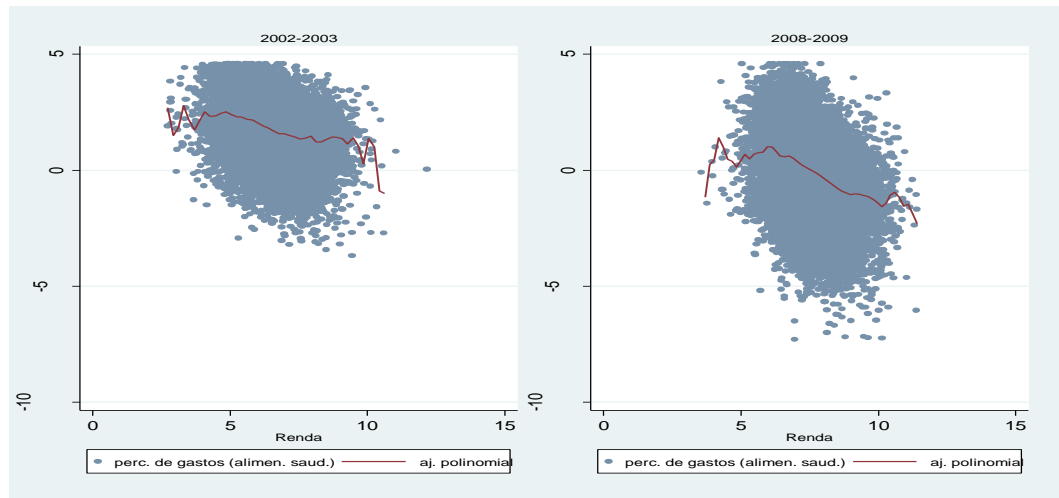
Gráfico 4 – Percentual de Gastos com Medicamentos por Percentual de Gastos com Alimentos Fator de Risco



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Para fins de comparação, os gráficos 5, 6 e 7 são relativos ao grupo de alimentos saudáveis (consumidos fora do domicílio). Esse grupo de alimentos engloba alimentação feita em restaurantes e alimentos de baixo teor calórico, nível de gordura e de açúcares. Os alimentos desse grupo tem uma pequena participação nos alimentos consumidos fora dos domicílios, quando em comparação com os alimentos fator de risco.

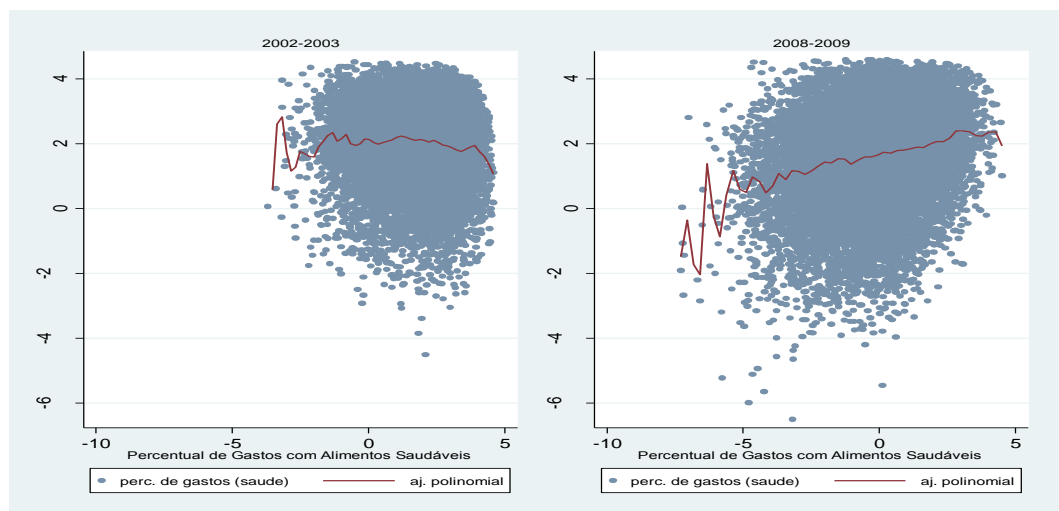
Gráfico 5 – Percentual de Gastos com Alimentos Saudáveis por Renda



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

No gráfico 5, é possível perceber que as famílias, tanto para o caso da POF 2002-2003 quanto da POF 2008-2009, comprometem uma parcela menor de seu orçamento com o consumo de alimentos saudáveis quanto maior sua renda. Essa tendência é suavizada em relação ao caso da alimentação fator de risco, sugerindo que as parcelas mais ricas da população possuem hábitos mais saudáveis de alimentação (parte da associação se deve ao fato dessa alimentação se realizar fora do domicílio e, em geral, ter preços maiores que os alimentos consumidos no domicílio).

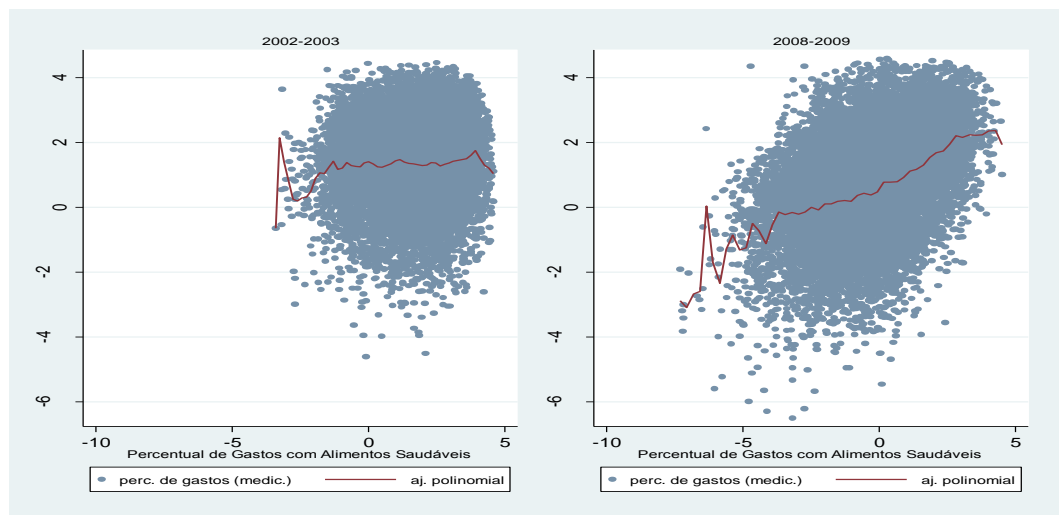
Gráfico 6 – Percentual de Gastos com Saúde por Percentual de Gastos com Alimentos Saudáveis



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Conforme o gráfico 6, existe uma tendência positiva, para o caso da POF 2008-2009, entre os gastos com alimentos saudáveis e os gastos com saúde. A explicação para o resultado contra intuitivo advém do fato de que pessoas menos saudáveis tendem a gastar mais com saúde. Esses indivíduos (assim como as próprias famílias), com o intuito de melhorar seu estoque de capital saúde, investem em hábitos de saúde, que no caso seria consumir alimentos saudáveis fora de seus domicílios. Para o caso da POF 2002-2003, não existe correlação evidente, semelhante ao caso da alimentação fator de risco.

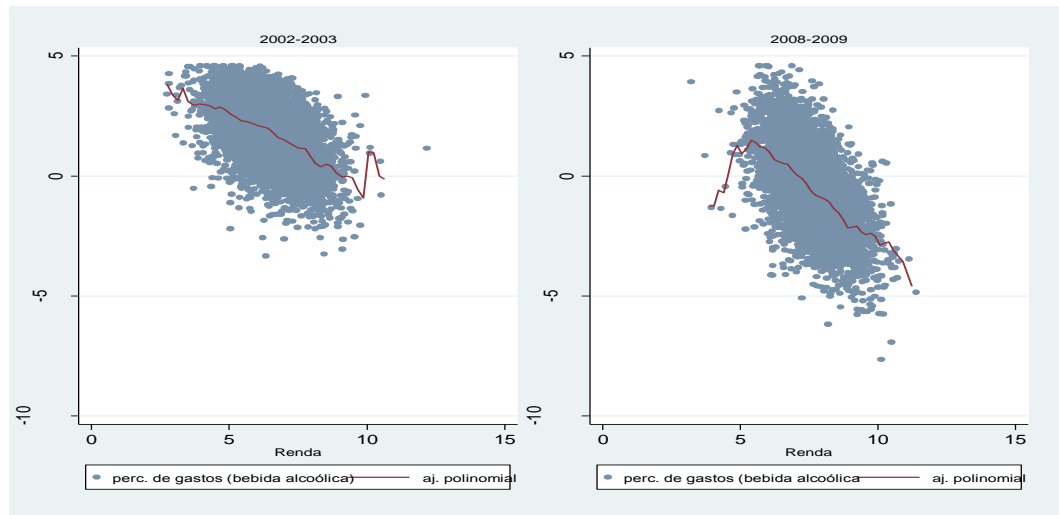
Gráfico 7 – Percentual de Gastos com Medicamentos por Percentual de Gastos com Alimentos Saudáveis



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

A partir do gráfico 7, percebe-se uma tendência positiva, no caso da POF 2008-2009, entre os gastos com alimentos saudáveis e os gastos com saúde. Para o caso da POF 2002-2003, não existe correlação aparente entre os gastos com alimentos saudáveis e os gastos com medicamentos. A explicação para o resultado é semelhante à dos gastos com saúde, pois indivíduos menos saudáveis tendem a consumir mais medicamentos e a ampliar seu estoque de saúde através de hábitos de saúde como alimentação saudável, portanto, o consumo das famílias é influenciado por este comportamento individual.

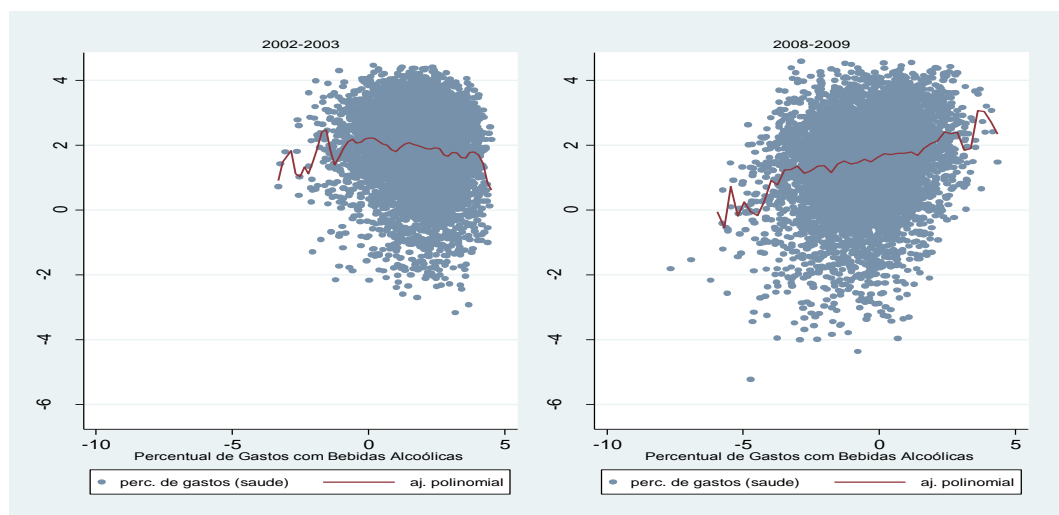
Gráfico 8 - Percentual de Gastos com Bebidas Alcoólicas por Renda



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

No gráfico 8, percebe-se que as famílias que possuem uma renda menor comprometem mais de seus orçamentos com bebidas alcoólicas enquanto as maiores rendas comprometem uma menor parcela da renda, configurando uma associação com uma tendência negativa.

Gráfico 9 - Percentual Gastos com Saúde por Percentual de Gastos com Bebidas Alcoólicas

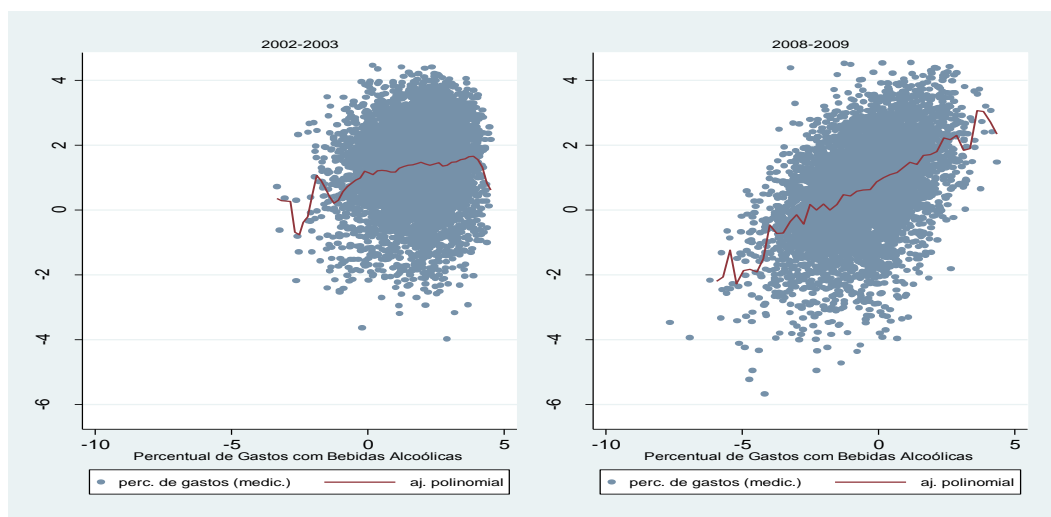


Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

O gráfico 9 contém as informações cruzadas das variáveis dos gastos percentuais com bebidas alcoólicas e dos gastos percentuais com saúde, ambas logaritimizadas. Ao analisar o

gráfico, percebemos que, para o caso da POF 2008-2009, existe uma associação positiva entre os gastos com saúde e os gastos com bebidas alcoólicas. No caso da POF 2002-2003, a curva de tendência se mantém em um nível estável ao longo de todo o gasto com saúde.

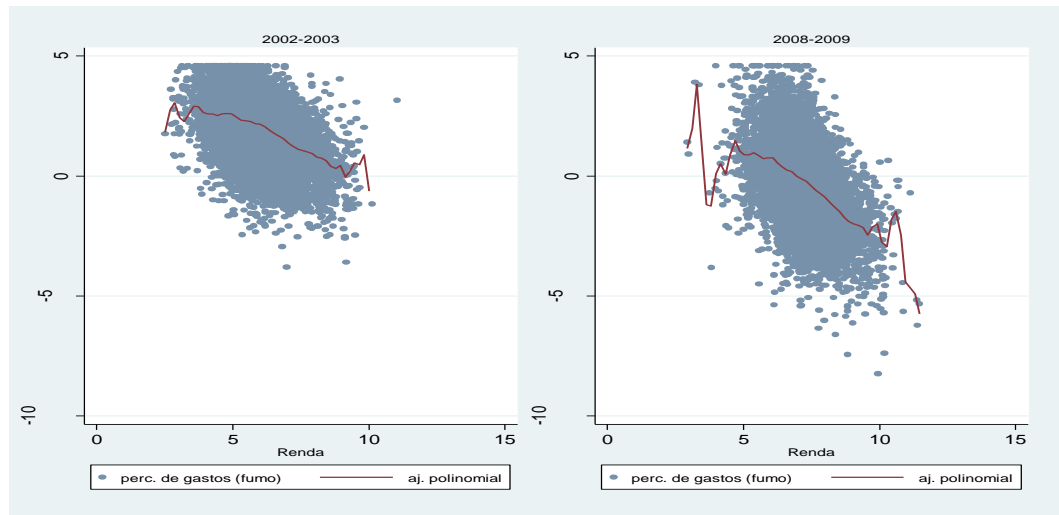
Gráfico 10 - Percentual de Gastos com Medicamentos por Percentual de Gastos com Bebidas Alcoólicas



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

No gráfico 10, para o caso da POF 2008-2009, confirma-se a existência de uma associação positiva entre os gastos com medicamentos e os gastos com bebidas alcoólicas. Tal fato sugere que as famílias que consomem bebidas alcoólicas em grande quantidade, em geral, têm indivíduos com piores estados de saúde e um maior consumo de medicamentos. No caso da POF 2002-2003, a curva de tendência tem uma leve tendência positiva quando em comparação com a curva para o caso dos gastos percentuais com saúde.

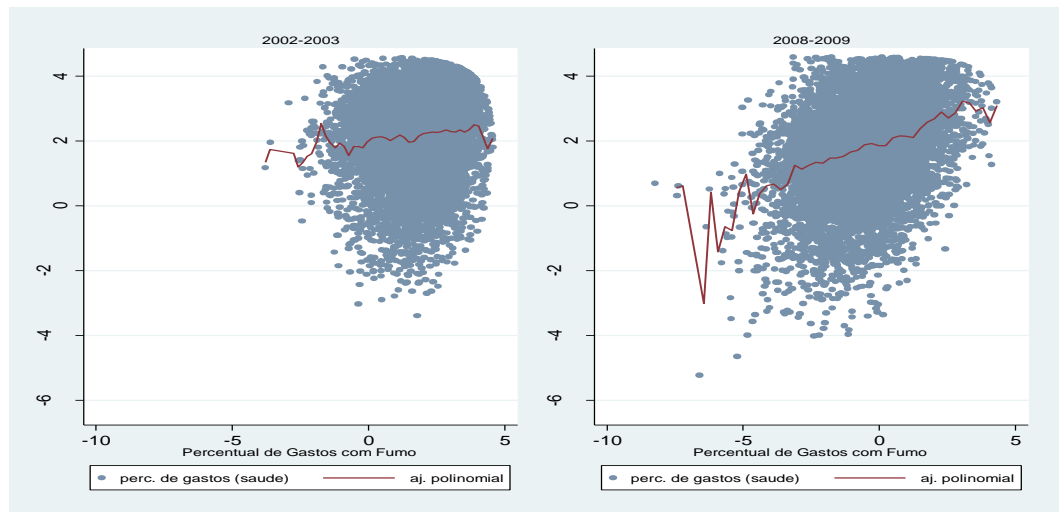
Gráfico 11 – Percentual de Gastos com Fumo por Renda



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Visualiza-se, no gráfico 11, que as famílias que possuem uma renda menor comprometem maior parte de seu orçamento com fumo, configurando uma associação negativa, para ambas as pesquisas da POF.

Gráfico 12 – Percentual de Gastos com Saúde por Percentual de Gastos com Fumo

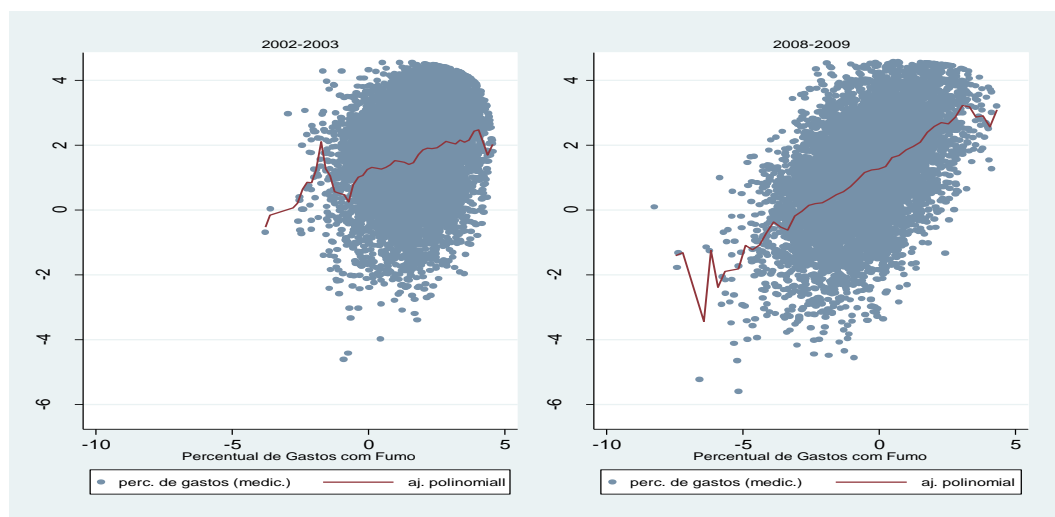


Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

No gráfico 12, percebe-se que, para o caso da POF 2008-2009, os gastos com fumo e tabaco estão positivamente correlacionados com os gastos com saúde, portanto as famílias que consomem mais tabaco também consomem mais produtos e serviços relacionados com os

cuidados com saúde. Este resultado sugere uma associação negativa entre o ato de fumar e a saúde dos indivíduos, assim como, da saúde dos integrantes da família. No caso da POF 2002-2003, a linha de tendência evidência uma associação positiva mais suave.

Gráfico 13 – Percentual de Gastos com Medicamentos por Percentual de Gastos com Fumo



Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Por fim, o gráfico 13 contém as informações cruzadas das variáveis do log dos gastos percentuais com fumo e tabaco e log dos gastos percentuais com medicamentos. Percebe-se no gráfico que, para ambas as pesquisas da POF, os gastos com fumo e tabaco estão positivamente correlacionados com os gastos com medicamentos, com a curva aumentando a intensidade de sua inclinação para ambos os casos quando comparada as curvas do gráfico 12.

A tabela 3 contém as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação do modelo. Percebe-se que o gasto médio com saúde é de R\$ 440, 51, com uma grande variabilidade, medida através do desvio padrão de R\$ 1405,75. Por outro lado, a renda *per capita* das unidades de consumo é de R\$ 711,92, o que sugere um comprometimento da renda aos gastos com saúde. Por fim, quando levado em consideração as duas pesquisas 24,8% dos brasileiros tem acesso a um plano de saúde.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas.

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Gastos com Saúde	440.51	1405.75	0	109521.60
Hábitos não saudáveis	0.020	0.039	0	1
Riqueza	0.240	0.097	0	1
Média de Anos de Estudo da UC	5.939	3.642	0	17
Média de Idade da UC	34.687	16.401	5.333	103
Quantidade de Crianças (até 1 ano)	0.102	0.321	0	4
Quantidade de Crianças (entre 2 e 4 anos)	0.171	0.424	0	5
Quantidade de Crianças (entre 5 e 15 anos)	0.703	1.000	0	10
Quantidade de Idosos	0.350	0.639	0	6
Renda per capita da UC	711.92	1490.16	0	87430.75
Chefe de Família de Cor Branca	0.511	0.500	0	1
Anos de Estudo do Chefe da Família	6.391	4.694	0	17
Idade do Chefe da Família	47.069	15.523	12	104
Plano de Saúde	0.248	0.432	0	1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Analisando o percentual de gasto positivo com saúde, medicamentos e gasto total das famílias, percebe-se, através da tabela 4, um percentual elevado de gasto positivo com saúde e medicamentos na POF 2002-2003 (mais de 70%) que se manteve elevado na POF 2008-2009 (mais de 80%). O gasto médio geral aumentou de uma pesquisa para outra, no entanto os gastos totais com saúde diminuíram, sendo que os gastos com medicamentos foram responsáveis por cerca de 50% desta diminuição. Assim, fica caracterizada uma tendência da diminuição da participação dos gastos com saúde no gasto total do brasileiro. Com relação ao gasto positivo com bebidas alcoólicas, houve uma diminuição importante, alterando de um patamar de 15,54% para um patamar de 11,02%. Os gastos com fumo seguiram a mesma trajetória, com uma diminuição do gasto positivo de 26,24% para 19,25%. Os gastos com alimentação fator de risco e com drogas ilícitas seguiram na direção oposta, aumentando de uma pesquisa para a outra. O gasto positivo com alimentação fator de risco aumentou de 44,73% para 45,34%, enquanto o gasto positivo com drogas ilícitas aumentou de 0,02% para 0,29%. O gasto médio condicionado aos gastos positivos, no caso de todas as variáveis que compuseram os hábitos não saudáveis, na pesquisa da POF 2002-2003 é expressivamente

maior que o gasto condicionado na POF 2003-2009. Essa diferença chega a ser 19 vezes maior no caso do gasto com bebida alcoólica.

Tabela 4 – Porcentagem de famílias com gasto positivo e média dos gastos das famílias por grupos de gastos (a preços correntes de 2009).

		Gasto Total	Gastos Saúde	Gastos Medicamentos	Gasto Bebida Alcoólica	Gastos Fumo	Gastos Alimentação Fator de Risco	Gastos Drogas Ilícitas
POF 08-09	% gasto estritamente positivo	98.92%	85.32%	82.27%	11,02%	19.25%	45.34%	0.29%
	Gasto médio $E(x)$	4967.55	310.52	78.81	2.19	2.64	7.5	0.01
	Gasto médio condicionado $E(x x > 0)$	5006.31	354.34	93.66	18.57	12.84	15.6	40.1
POF 02-03	% gasto estritamente positivo	100%	79.32%	74.49%	15.54%	26.24%	44.73%	0.02%
	Gasto médio $E(x)$	4642.64	587.16	242.42	59.79	60.61	130.48	0.18
	Gasto médio condicionado $E(x x > 0)$	4642.64	714.01	315.6	368.21	222.74	266.16	423.4

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Analisando as estatísticas descritivas entre as duas pesquisas separadamente (tabela 5), é perceptível uma mudança nas condições socioeconômicas dos indivíduos. A média de anos de estudo passou de 5,4 anos para 6,4 anos, a riqueza diminuiu em média, mas também diminuiu em variância, e a renda per capita aumentou de R\$ 323,49 para R\$ 1057,93. Houve também um aumento das famílias cobertas por planos de saúde de 21,1% para 28,2%. Verifica-se também um envelhecimento da população com a média de idade da unidade de consumo passando de 33,33 para 35,89 e a média de idade do chefe da família passando de 46,32 para 47,72.

Tabela 5 – Estatísticas Descritivas.

Nome da Variável	Média		Desvio Padrão		Mínimo		Máximo	
	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09
Gastos com Saúde	587.16	310.52	1820.00	869.32	0	0	109521.60	42690.75
Hábitos não saudáveis	0.014	0.024	0.027	0.047	0	0	1	1
Riqueza	0.256	0.225	0.108	0.085	0	0	1	1
Média de Anos de Estudo da UC	5.419	6.401	3.545	3.665	0	0	17	15
Média de Idade da UC	33.333	35.892	15.972	16.681	5.333	5.667	102	103
Quantidade de Crianças (até 1 ano)	0.115	0.091	0.341	0.301	0	0	4	4
Quantidade de Crianças (entre 2 e 4 anos)	0.199	0.146	0.461	0.387	0	0	5	5
Quantidade de Crianças (entre 5 e 15 anos)	0.765	0.647	1.041	0.959	0	0	10	8
Quantidade de Idosos	0.328	0.369	0.621	0.654	0	0	6	4
Renda per capita da UC	323.49	1057.93	599.90	1903.67	1.08	0	27427.54	87430.75
Chefe de Família de Cor Branca	0.532	0.492	0.499	.499	0	0	1	1
Anos de Estudo do Chefe da Família	5.881	6.840	4.651	4.687	0	0	17	15
Idade do Chefe da Família	46.342	47.717	15.359	15.641	13	12	102	104
Plano de Saúde	0.211	0.282	0.408	0.450	0	0	1	1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

A tabela 6 contém o teste de média entre o primeiro décimo da distribuição da variável de hábitos não saudáveis com o último décimo. No caso da POF 2002-2003, com exceção da variável da quantidade de crianças de 5 a 15 anos, todas as variáveis apresentam diferenças de

médias estatisticamente significativas. Os resultados fornecem uma evidência de que as famílias com maior estoque de riqueza, média de anos de estudo, maior renda per capita assumem mais hábitos não saudáveis. Por outro lado, famílias que assumem maior estes hábitos são mais jovens e com menor número de crianças, enquanto os chefes das famílias possuem mais anos de estudo, a cor branca e menor idade. Assim, fica evidente que as condições socioeconômicas melhores implicam, em média, um nível de consumo dos bens relacionados aos hábitos não saudáveis, porém, conforme a análise gráfica, este efeito não se reflete sobre o comprometimento do orçamento familiar. Por fim, o gasto total com saúde no último décimo da distribuição da variável de hábitos não saudáveis é cerca de duas vezes maior que o gasto no primeiro décimo.

Ainda sobre a tabela 6, no caso da POF 2008-2009, as estatísticas apontam que as famílias com maior estoque de riqueza, média de anos de estudo, maior renda per capita são as que assumem mais hábitos não saudáveis. Além disso, famílias que assumem mais hábitos não saudáveis tendem a ser mais jovens com uma média de idade menor, enquanto os chefes das famílias possuem mais anos de estudo, a cor branca e menor idade. De forma semelhante à pesquisa de 2002-2003, as condições socioeconômicas melhores implicam, em média, um maior nível de gastos com os bens relacionados aos hábitos não saudáveis. Por fim, o gasto total com saúde no último décimo da distribuição da variável ainda é cerca de duas vezes maior que o gasto no primeiro décimo, ficando evidente que existe uma correlação entre as variáveis, com magnitude dos gastos diminuindo entre as duas pesquisas.

De acordo com Diniz *et al.* (2007), a diminuição dos gastos com saúde pode ser atribuída a uma maior cobertura por parte do SUS, principalmente entre as parcelas mais pobres da população, e às intervenções na área de medicamentos. Entre as intervenções destacam-se: a introdução dos medicamentos genéricos em 1999, com o objetivo de reduzir os preços dos medicamentos e facilitar o acesso da população aos insumos, e o Programa Farmácia Popular, lançado pelo governo federal em 2004, com o intuito de diminuir o impacto dos gastos com medicamentos no orçamento familiar através de um sistema de copagamento. Diniz *et al.* (2007) ressaltam que o papel redistributivo do SUS não pode ser afirmado categoricamente devido à possibilidade de ocorrência de fenômenos simultâneos, como: a mudança na composição do gasto, devido a uma redução no preço dos bens e serviços de saúde com maior peso no orçamento, pelas famílias mais pobres; o aumento nos preços dos bens e serviços de saúde consumidos pelas famílias mais ricas (como planos de saúde); e a redução nos gastos das famílias mais pobres devido à redução da renda disponível.

Tabela 6 – Teste de Média das Variáveis do Modelo para a POF 02-03 e POF 08-09.

Variáveis	Gastos Saúde		Riqueza		Média de Anos de Estudo da UC		Média de Idade da UC		Qtd. Cri. (até 1 ano)		Qtd. Cri. (entre 2 e 4 anos)	
	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09
Média 1°	529.1 (51.18)	271.6 (8.215)	0.241 (0.00134)	0.214 (0.000891)	4.799 (0.0472)	5.844 (0.0419)	36.77 (0.253)	39.83 (0.203)	0.123 (0.00419)	0.0862 (0.00280)	0.195 (0.00556)	0.139 (0.00359)
Média 10°	1,053 (42.11)	560.4 (27.35)	0.324 (0.00355)	0.274 (0.00247)	7.513 (0.0979)	8.144 (0.0839)	32.37 (0.321)	33.60 (0.282)	0.0659 (0.00763)	0.0788 (0.00621)	0.143 (0.0106)	0.134 (0.00874)
Observações	22,856	29,037	22,856	28,418	22,765	28,636	22,856	28,656	22,856	28,656	22,856	28,656
Diferença	523.6***	288.8***	0.0826***	0.0603***	2.714***	2.299***	-4.399***	-6.223***	-0.0570***	-0.00731	-0.0523***	-0.00544
Variáveis	Qtd. Cri. (entre 5 e 15 anos)		Quantidade de Idosos		Renda per capita da UC		Chefe de Família de Cor Branca		Anos de Estudo do Chefe da Família		Idade do Chefe da Família	
	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09	02-03	08-09
Média 1°	0.658 (0.0120)	0.551 (0.00875)	0.423 (0.00893)	0.475 (0.00744)	300.6 (8.559)	1,046 (29.40)	0.527 (0.00624)	0.490 (0.00510)	6.566 (0.144)	6.746 (0.0722)	48.22 (0.219)	50.18 (0.176)
Média 10°	0.684 (0.0261)	0.568 (0.0175)	0.264 (0.0152)	0.279 (0.0136)	573.2 (25.48)	1,628 (51.08)	0.640 (0.0129)	0.589 (0.0111)	9.895 (0.317)	9.012 (0.175)	46.22 (0.361)	46.59 (0.300)
Observações	22,856	28,656	22,856	28,656	22,856	28,656	22,856	29,037	22,856	28,656	22,856	28,656
Diferença	0.0265	0.0171	-0.159***	-0.196***	272.6***	581.6***	0.113***	0.0985***	3.330***	2.265***	-1.995***	-3.598***

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

4.2. Estimacões do efeito de hábitos de saúde sobre gastos com saúde

Nesta seção são apresentados os resultados dos modelos estimados com intuito de verificar o efeito dos gastos com hábitos não saudáveis sobre os gastos com saúde (e os gastos com medicamentos). A tabela 7 contém os resultados das estimacões para os quatro modelos iniciais, que correspondem às equações 2, 3, 4 e 5 da seção de estratégia empírica. A tabela 8, por conseguinte, contém os resultados dos modelos de duas partes (modelo log-linear e GLM).

No modelo da equação 2, existe um efeito significativo e positivo da variável explicativa hábitos não saudáveis. Segundo o modelo, um aumento de 1% no escore da variável *hábitos não saudáveis*, em média, implica um aumento do gasto com saúde em R\$ 285,86. O modelo aponta ainda que, na POF 2002-2003, o nível de gasto com saúde é, em média, R\$ 301,03 reais maior do que o gasto com saúde na POF 2008-2009, conforme efeito da variável *dummy* para os anos da pesquisa. Diniz *et al.* (2007) advogam que este efeito advém, parcialmente, das políticas da área de medicamentos, como a introdução dos genéricos no mercado e o programa farmácia popular.

No modelo da equação 3, existe um efeito positivo e significativo para todas as variáveis explicativas. Quando são incluídos os controles das características do domicílio, o efeito da variável *hábitos não saudáveis* diminui, o aumento de 1% no escore da variável hábitos não saudáveis, em média, implica gastos com saúde maiores na ordem de R\$ 74,36.

Finalmente, no modelo da equação 4, o efeito de algumas variáveis é diferente do esperado. As variáveis construídas para os hábitos não saudáveis da família e a idade do chefe da família tiveram um efeito não significativo. Quanto aos efeitos das variáveis socioeconômicas, percebe-se uma desigualdade de acesso aos serviços privados de saúde. As variáveis relativas à condição socioeconômica do chefe da família foram positivas e significativas, excetuando a idade, evidenciando que indivíduos tem um nível de gastos com saúde em média maior, dado uma melhor condição socioeconômica. A inclusão destas variáveis de condição socioeconômica implicou um efeito não significativo da variável de hábitos não saudáveis.

O modelo da equação 5 foi estimado com a variável dependente logaritimizada. O intuito da transformação é suavizar a distribuição e retirar o efeito dos gastos nulos. As variáveis socioeconômicas mantêm os coeficientes significativos e positivos, à exceção do coeficiente da quantidade de crianças entre 5 e 15 anos.

Tabela 7 – Estimação por MQO dos efeitos dos gastos com hábitos não saudáveis sobre gastos com saúde.

Variáveis	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5
Hábitos não saudáveis	2858.568*** (254.295)	743.643** (344.686)	545.277 (355.508)	2.541*** (0.197)
Riqueza		4079.999*** (338.776)	3286.135*** (378.457)	4.210*** (0.111)
Média de Anos de Estudo da UC		44.842*** (5.640)	12.891* (7.294)	0.027*** (0.004)
Média de Idade da UC		8.535*** (0.936)	2.885* (1.534)	0.003*** (0.001)
Total de Crianças até 1 ano		171.067*** (22.478)	103.034*** (24.928)	0.250*** (0.023)
Total de Crianças entre 2 e 4 anos		133.067*** (19.773)	65.355*** (22.082)	0.119*** (0.018)
Total de Crianças entre 5 e 15 anos		45.541*** (9.012)	24.150** (12.084)	-0.009 (0.009)
Total de Idosos		119.558*** (30.976)	141.823*** (38.115)	0.225*** (0.015)
Renda per capita da UC			0.118*** (0.023)	0.0001*** (0.00001)
Chefe de Família de Cor Branca			38.902*** (12.333)	0.135*** (0.016)
Anos de Estudo do Chefe da Família			6.002* (3.154)	0.017*** (0.003)
Idade do Chefe da Família			1.371 (1.329)	0.011*** (0.001)
Plano de Saúde			321.279*** (21.712)	0.860*** (0.020)
POF 2008-2009	-301.027*** (20.328)	-209.458*** (14.906)	-309.442*** (21.545)	-1.033*** (0.016)
Constante	462.947*** (19.423)	-970.209*** (125.057)	-616.383*** (100.199)	3.423*** (0.058)
Observações	104,711	103,730	102,669	85,101
R ²	0.0281	0.1408	0.1600	0.4213

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

O coeficiente com o maior efeito é o da variável de estoque de riqueza. O segundo coeficiente de maior efeito é o da variável de hábitos não saudáveis, o que evidencia a associação entre o gasto com saúde e o gasto com bens que implicam hábitos não saudáveis. Cabe destacar que a renda per capita da UC também tem um efeito relevante, devido a ser

uma variável que está em uma escala diferenciada das demais. No modelo da equação 5, uma variação de um desvio padrão no escore da variável de hábitos não saudáveis, em média, implicaria em gasto com saúde maior em R\$ 10,42⁴, enquanto que uma a variação de um desvio padrão no escore da variável de estoque de riqueza, em média, implicaria em gastos com saúde R\$ 50,44 maiores.

Para a estimação do modelo de duas partes foram utilizadas duas abordagens. Ambos os modelos estimam a primeira equação da probabilidade de gasto positivo através de um *Probit*, a diferença está na estimação da segunda equação. No primeiro caso a equação tem a variável dependente logaritimizada e no segundo caso a equação é estimada por um GLM.

Com relação à probabilidade de gasto positivo, conforme equação 6 e equação 10 (tabela 8), é possível verificar que, com exceção da renda *per capita* e da quantidade de crianças entre 5 e 15 anos e dos anos de estudo do chefe da família, as variáveis foram estatisticamente significativas. A variável que apresenta maior efeito sobre a probabilidade de gasto positivo é o estoque de riqueza, seguindo pelos hábitos não saudáveis e pela cobertura de plano de saúde.

Os resultados da estimação relativos ao gasto condicionado são semelhantes entre as duas estimações, conforme equação 7 e equação 11 (tabela 8). Com exceção da variável de média de idade na UC, todas as variáveis no modelo GLM foram estatisticamente significativas. Pela análise dos efeitos marginais dos modelos é possível perceber que o efeito da variável de estoque de riqueza e da variável de hábitos não saudáveis é relevante. No caso do modelo logaritimizado, dada a variação de 1% no escore da variável fator de risco de saúde, o gasto com saúde seria, em média, maior em R\$ 55,21 enquanto no modelo GLM o gasto seria maior, em média, em R\$ 58,87. Dado uma variação de 1% na variável de estoque de riqueza, implica em um aumento, em média, do gasto com saúde em R\$ 1042,97, no caso do modelo logaritimizado, e em R\$ 959,48, no caso do modelo GLM.

Andrade *et al.* (2006), obtém resultados semelhantes em relação às variáveis que medem a presença de idosos, crianças de até 1 ano, crianças entre 2 a 4 anos e crianças entre 5 e 15 anos, obtendo uma relação negativa somente para o caso do gasto com medicamento. Quando em comparação com Andrade *et. al* (2006), a renda mensal *per capita* tem uma influência relevante devido ao controle realizado através do estoque de riqueza.

Os resultados apresentados por Frech *et al.* (2000), que comparam a utilização auto reportada dos serviços de saúde entre usuários de drogas e não usuários corroboram com os

⁴ O valor da semi-elasticidade é calculado da seguinte forma: $100(\exp(\beta_1 \Delta risk)) - 1$. O valor de $\Delta risk$ utilizado é o desvio padrão da variável.

obtidos pelos últimos modelos estimados (tabela 8). Os autores estimam que os usuários de drogas gastem, em média, U\$ 1000,00 a mais por ano que os não usuários em termos da utilização dos serviços de saúde. Finkelstein *et al.* (2009), apresentam um resultado de que os indivíduos com obesidade gastam cerca U\$ 1429,00 a mais que os indivíduos com gordura corporal em níveis saudáveis, o que também corrobora os modelos estimados em termos da correlação esperada entre os gastos com saúde e a variável de fator de risco.

Alguns estudos utilizam métodos de variáveis instrumentais para obter os efeitos *causais* de hábitos de saúde específicos, como, por exemplo, McGeary e French (2000). Os autores encontram evidências de que o uso crônico de drogas aumenta a probabilidade do uso de serviços de urgência e emergência para ambos os sexos. Balsa *et al.* (2008) encontram evidências que uso contínuo de álcool aumenta a probabilidade da utilização de serviços de saúde, a exceção do consumo moderado que diminui a probabilidade do uso de serviços de urgência e emergência, para ambos os sexos, e de hospitalização para mulheres. Cawley e Meyerhoefer (2012) encontram evidências de que a obesidade aumenta os gastos com saúde em U\$ 2741. Desta forma, os estudos corroboram o resultado obtido no modelo de que os hábitos não saudáveis de saúde têm o efeito de aumentar os gastos com saúde.

Analisando separadamente os efeitos marginais da variável de fator de risco de saúde, no modelo da equação 6 e equação 7 (tabela 8), o intervalo de confiança de 95%, o efeito marginal é entre R\$ 44,34 e R\$ 66,07. Já no modelo das equações 10 e 11 (tabela 8), o intervalo de confiança é entre R\$ 15,25 e R\$ 102,49. Como o número de famílias estimado, com base no plano amostral da POF, é 55.037.009, é possível calcular o efeito marginal da variável de hábitos não saudáveis sobre o gasto total com saúde no Brasil. Em média, o efeito marginal do aumento de 1% no score da variável de hábitos não saudáveis implica um aumento do gasto da ordem de 3 bilhões de reais. Segundo estudo recente da Aliança Controle de Tabagismo (2012), no Brasil, o custo total atribuível ao tabagismo foi da ordem de 21 bilhões em 2008, o que significa dizer que o efeito marginal de 1% no aumento da variável de hábitos de saúde equivale a aproximadamente 14% do custo total atribuível ao tabagismo. Evidentemente, o efeito da variável inclui os alimentos fator de risco, as drogas ilícitas e o consumo de álcool o que sobre-estima o efeito sobre a comparação com os custos atribuíveis ao tabaco. Em comparação com outros estudos internacionais, segundo Single *et al.* (1992), os custos atribuíveis ao consumo de álcool tabaco e drogas ilícitas no Canadá são da ordem de 18 bilhões de dólares, o que convertendo para reais, considerando a taxa de câmbio de 2009, implica em uma relação de 8% do custo total atribuível a estas condições no Canadá.

Tabela 8 – Estimação pelo Modelo de Duas Partes dos efeitos de hábitos não saudáveis sobre gastos totais com saúde.

Variáveis	Eq.6	Eq. 7	Efeitos Marginais eq.6 e eq.7 ($\partial y/\partial \ln x$)	Eq. 10	Eq.11	Efeitos Marginais eq.10 e eq.11 ($\partial y/\partial \ln x$)
Hábitos não saudáveis	1.714*** (0.353)	2.541*** (0.197)	55.209*** (5.544)	1.714*** (0.353)	2.171*** (0.227)	58.866*** (22.255)
Riqueza	3.159*** (0.166)	4.210*** (0.111)	1042.972*** (44.114)	3.159*** (0.166)	3.979*** (0.114)	959.479*** (133.589)
Média de Anos de Estudo da UC	0.014*** (0.005)	0.027*** (0.004)	156.608*** (23.052)	0.014*** (0.005)	0.035*** (0.005)	204.130*** (36.489)
Média de Idade da UC	-0.007*** (0.001)	0.003*** (0.001)	51.089** (25.865)	-0.007*** (0.001)	0.004*** (0.001)	76.705** (29.306)
Total de Crianças (até 1 ano)	0.253*** (0.027)	0.250*** (0.023)	11.600*** (1.159)	0.253*** (0.027)	0.212*** (0.029)	8.069*** (1.136)
Total de Crianças (entre 2 e 4 anos)	0.102*** (0.021)	0.119*** (0.018)	8.850*** (1.339)	0.102*** (0.021)	0.077*** (0.021)	4.819*** (1.179)
Total de Crianças (entre 5 e 15 anos)	-0.006 (0.01)	-0.009 (0.009)	-2.894 (2.592)	-0.006 (0.01)	0.010 (0.011)	2.238 (2.638)
Total de Idosos	0.224*** (0.021)	0.225*** (0.015)	87.823*** (7.366)	0.224*** (0.021)	0.186*** (0.018)	70.751*** (10.684)
Renda per capita da UC	-0.00002 (0.00001)	0.0001*** (0.00001)	210.56** (84.18)	-0.00002 (0.00001)	0.0001*** (0.00001)	1088.69 (956.00)
Chefe de Família de Cor Branca	0.113*** (0.019)	0.135*** (0.016)	66.120*** (7.787)	0.113*** (0.019)	0.130*** (0.019)	58.254*** (9.027)
Anos de Estudo do Chefe da Família	0.0003 (0.003)	0.017*** (0.003)	102.419*** (18.018)	0.0003 (0.003)	0.014*** (0.003)	86.927*** (22.433)
Idade do Chefe da Família	0.007*** (0.001)	0.011*** (0.001)	373.327*** (31.917)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	298.833*** (57.083)
Plano de Saúde	0.699*** (0.030)	0.860*** (0.020)	371.223*** (17.242)	0.699*** (0.030)	0.629*** (0.021)	314.530*** (90.742)
POF 2008-2009	0.321*** (0.017)	-1.033*** (0.016)	-220.768*** (16.167)	0.321*** (0.017)	-0.875*** (0.018)	252.053*** (75.304)
Constante	-0.096*** (0.063)	3.423*** (0.058)		-0.096*** (0.063)	4.272*** (0.065)	
Observações	102,669	102,669		102,669	102,669	

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

As equações dos modelos de duas partes foram estimadas também para variável dependente limitada aos gastos totais com medicamentos (tabela 9). Os efeitos marginais da

variável fator de risco de saúde foram bem diferentes em relação aos efeitos sobre os gastos totais com saúde. No modelo da equação 6 e equação 7 (tabela 9) o efeito marginal está no intervalo de R\$ 5,69 a R\$ 8,87, já no modelo da equação 10 e equação 11 (tabela 9) o intervalo é de R\$ 4,33 a R\$ 9,52.

Tabela 9 – Estimação pelo Modelo de Duas Partes dos efeitos de hábitos não saudáveis sobre gastos totais com medicamentos.

Variáveis	Eq.6	Eq. 7	Efeitos Marginais eq.6 e eq.7 ($\partial y/\partial \ln x$)	Eq. 10	Eq.11	Efeitos Marginais eq.10 e eq.11($\partial y/\partial \ln x$)
Hábitos não saudáveis	1.714*** (0.295)	1.530*** (0.174)	7.281*** (0.811)	1.714*** (0.295)	1.514*** (0.292)	6.924*** (1.324)
Riqueza	1.995*** (0.141)	2.708*** (0.104)	164.742*** (6.882)	1.995*** (0.141)	2.469*** (0.112)	144.316*** (6.647)
Média de Anos de Estudo da UC	0.011** (0.004)	0.006 (0.004)	10.017** (4.621)	0.011** (0.004)	0.017*** (0.004)	21.438*** (4.818)
Média de Idade da UC	-0.008*** (0.001)	0.005*** (0.001)	19.324*** (6.581)	-0.008*** (0.001)	0.005*** (0.001)	18.799*** (6.974)
Total de Crianças (até 1 ano)	0.284*** (0.027)	0.290*** (0.021)	5.881*** (0.449)	0.284*** (0.027)	0.232*** (0.021)	4.408*** (0.396)
Total de Crianças (entre 2 e 4 anos)	0.115*** (0.020)	0.134*** (0.017)	4.102*** (0.507)	0.115*** (0.020)	0.112*** (0.018)	3.276*** (0.467)
Total de Crianças (entre 5 e 15 anos)	-0.005 (0.009)	-0.006 (0.009)	-0.732 (0.841)	-0.005 (0.009)	0.005 (0.009)	0.307 (0.847)
Total de Idosos	0.259*** (0.019)	0.246*** (0.015)	29.360*** (1.824)	0.259*** (0.019)	0.223*** (0.017)	25.511*** (1.941)
Renda per capita da UC	-0.000*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	3.266*** (0.997)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	11.217** (5.494)
Chefe de Família de Cor Branca	0.109*** (0.017)	0.105*** (0.015)	14.383*** (1.792)	0.109*** (0.017)	0.081*** (0.016)	11.154*** (1.769)
Anos de Estudo do Chefe da Família	-0.002 (0.003)	0.008*** (0.003)	8.947** (3.436)	-0.002 (0.003)	-0.000 (0.003)	-1.608 (3.776)
Idade do Chefe da Família	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	90.162*** (7.621)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	80.564*** (7.708)
Plano de Saúde	0.212*** (0.024)	0.279*** (0.019)	21.560*** (1.500)	0.212*** (0.024)	0.224*** (0.022)	16.655*** (1.473)
POF 2008-2009	0.354*** (0.016)	1.236*** (0.015)	-50.584*** (0.711)	0.354*** (0.016)	-1.250*** (0.018)	-50.999*** (2.076)
Constante	0.019*** (0.058)	3.624*** (0.052)		0.019*** (0.058)	4.285*** (0.056)	
Observações	102,669	102,669		102,669	102,669	

Erros padrão estão entre os parênteses.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria através do *software* STATA 12TM com base na POF 02-03 e na POF 08-09.

Assim, em média, o efeito marginal da variável *hábitos não saudáveis* sobre o gasto com medicamentos é 13,19 % do efeito marginal da mesma variável sobre os gastos totais com saúde e representa em torno de 2% do custo total atribuível ao tabagismo.

5. Conclusão

Com base em um modelo de duas partes, foi possível verificar quais os fatores que implicam na probabilidade realizar o gasto com saúde e no nível deste gasto. É importante destacar que não foi possível, neste artigo, delinear o efeito *causal* do componente fator de risco de saúde, devido ausência de um contrafactual para família na amostra e ao controle para o estado de saúde dos indivíduos nas famílias. Assim, o estudo limita-se a delinear a correlação entre os gastos com saúde e avaliar qual a relação entre um comportamento de risco em saúde e os gastos com saúde.

Através do estudo percebe-se que o efeito dos hábitos saudáveis é significativo sobre os gastos das famílias com saúde. Desta forma, políticas que impliquem incentivos à redução destes hábitos podem também gerar ganhos em termos da composição dos gastos das famílias e das medidas do governo federal de acesso a medicamentos (como, por exemplo, o programa Farmácia Popular).

REFERÊNCIAS

ABEL-SMITH, Brian. Paying for Health Services. A Study of the Costs and Sources of Finance in Six Countries. **Medical Care**, v. 1, n. 2, p. 110-111, 1963.

ANGULO, Ana María *et al.* An analysis of health expenditure on a microdata population basis. **Economic Modelling**, v. 28, n. 1, p. 169-180, 2011.

ALIANÇA CONTROLE TABAGISMO. Carga das doenças tabaco-relacionadas para o Brasil. 2012. Disponível em: http://actbr.org.br/uploads/conteudo/721_Relatorio_Carga_do_tabagismo_Brasil.pdf. Acesso em: 10 de outubro de 2014.

ALVES, Denisard. Gastos com saúde: uma análise por domicílios para a cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 479-94, 2001.

ANDRADE, Mônica Viegas; NORONHA, Kenya Valeria Micaela de Souza; OLIVEIRA, Thiago Barros de. Determinantes dos Gastos das Famílias com Saúde no Brasil. **Revista Economia**, 2006.

ANDRADE, Mônica Viegas; LISBOA, M. de B. Determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. IPEA: Brasília, v. 1, 2006.

BALSA, Ana I. et al. Alcohol consumption and health among elders. **The Gerontologist**, v. 48, n. 5, p. 622-636, 2008.

BOLIN, Kristian; LINDGREN, Bjorn; LUNDBORG, Petter. Informal and formal care among single-living elderly in Europe. **Health economics**, v. 17, n. 3, p. 393-409, 2008.

BONSANG, Eric. Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? **Journal of health economics**, v. 28, n. 1, p. 143-154, 2009.

BUNTIN, Melinda Beeuwkes; ZASLAVSKY, Alan M. Too much ado about two-part models and transformation? Comparing methods of modeling Medicare expenditures. **Journal of health economics**, v. 23, n. 3, p. 525-542, 2004.

CAWLEY, John; MEYERHOEFER, Chad. The medical care costs of obesity: an instrumental variables approach. **Journal of health economics**, v. 31, n. 1, p. 219-230, 2012.

CLEVELAND, William S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. **Journal of the American statistical association**, v. 74, n. 368, p. 829-836, 1979.

CULYER, Anthony J.; NEWHOUSE, Joseph P. (Ed.). **Handbook of health economics**. Elsevier, 2000.

DAVIES, T.; FEARN, Tom. Back to basics: the principles of principal component analysis. **Spectroscopy Europe**, v. 16, n. 6, p. 20, 2004.

DINIZ, Bernardo P. Campolina et al. Gasto das famílias com saúde no Brasil: evolução e debate sobre gasto catastrófico. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**, v. 2, p. 143-67, 2007.

FELDER, Stefan; MEIER, Markus; SCHMITT, Horst. Health care expenditure in the last months of life. **Journal of health economics**, v. 19, n. 5, p. 679-695, 2000.

FINKELSTEIN, Eric A. *et al.* Annual medical spending attributable to obesity: payer- and service-specific estimates. **Health affairs**, v. 28, n. 5, p. w822-w831, 2009.

FRENCH, Michael T. et al. Chronic illicit drug use, health services utilization and the cost of medical care. **Social Science & Medicine**, v. 50, n. 12, p. 1703-1713, 2000.

GASSER, Theo; MULLER, H. G.; MAMMITZSCH, Volker. Kernels for nonparametric curve estimation. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, p. 238-252, 1985.

GERDTHAM, Ulf-G.; JÖNSSON, Bengt. International comparisons of health expenditure: theory, data and econometric analysis. **Handbook of health economics**, v. 1, p. 11-53, 2000.

HITIRIS, Theo; POSNETT, John. The determinants and effects of health expenditure in developed countries. **Journal of health economics**, v. 11, n. 2, p. 173-181, 1992.

HOPKINS, Sandra; CUMMING, Jacqueline. The impact of changes in private health expenditure on New Zealand households. **Health Policy**, v. 58, n. 3, p. 215-229, 2001.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: despesas, rendimentos e condições de vida**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010b.

IBGE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003: primeiros resultados**. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

JONES, A. M. Health econometrics. **Handbook of health economics**, v. 1, p. 265-344, 2000.

JOWETT, Matthew; CONTOYANNIS, Paul; VINH, Nguyen D. The impact of public voluntary health insurance on private health expenditures in Vietnam. **Social Science & Medicine**, v. 56, n. 2, p. 333-342, 2003.

LANGA, Kenneth M. *et al.* Out-of-Pocket Health-Care Expenditures among Older Americans with Cancer. **Value in Health**, v. 7, n. 2, p. 186-194, 2004.

LEU, Robert E. The public-private mix and international health care costs. **Public and private health services**, p. 41-63, 1986.

MCGEARY, Kerry Anne; FRENCH, Michael T. Illicit drug use and emergency room utilization. **Health Services Research**, v. 35, n. 1 Pt 1, p. 153, 2000.

NEWACHECK, Paul W. *et al.* Adolescent health care expenditures: a descriptive profile. **Journal of Adolescent Health**, v. 32, n. 6, p. 3-11, 2003.

NEWHOUSE, Joseph P. Medical care expenditure: a cross-national survey. **Journal of Human Resources**, v. 12, p. 115-125, 1977.

NEWHOUSE, Joseph P. **Free for all? Lessons from the health insurance experiment**. Cambridge: Harvard University Press, 1993.

OECD. **Organization for Economic Co-operation and Development Health Statistics 2014**. Disponível em: <<http://www.oecd.org/els/health-systems/health-data.htm>>. Acesso em: 20 agosto 2014.

PARKER, Susan W.; WONG, Rebeca. Household income and health care expenditures in Mexico. *Health Policy*, v. 40, n. 3, p. 237-255, 1997.

PEZZIN, Liliana E; SCHONE, Barbara Steinberg. Parental marital disruption and intergenerational transfers: An analysis of lone elderly parents and their children. **Demography**, v. 36, n. 3, p. 287-297, 1999.

SINGLE, Eric et al. The economic costs of alcohol, tobacco and illicit drugs in Canada, 1992. **Addiction**, v. 93, n. 7, p. 991-1006, 1998.

SILVEIRA, Fernando Gaiger; OSORIO, Rafael Guerreiro; PIOLA, Sérgio Francisco. Os gastos das famílias com saúde. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 719-31, 2002.

VAN HOUTVEN, Courtney Harold; NORTON, Edward C. Informal care and health care use of older adults. **Journal of health economics**, v. 23, n. 6, p. 1159-1180, 2004.

VAN HOUTVEN, Courtney Harold; NORTON, Edward C. Informal care and Medicare expenditures: Testing for heterogeneous treatment effects. **Journal of health economics**, v. 27, n. 1, p. 134-156, 2008.

ZWEIFEL, Peter; BREYER, Friedrich; KIFMANN, Mathias. **Health economics**. 2. ed. Springer Science & Business Media, 2009. 539 p.