

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

CURSO DE DOUTORADO EM ECONOMIA

FERNANDA BRAGA TAVARES

TRÊS ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA SAÚDE

João Pessoa – PB

2019

FERNANDA BRAGA TAVARES

TRÊS ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA SAÚDE

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB, como um dos requisitos parciais para obtenção do título de Doutora em Economia.

Orientadora: Prof^a. Dr^a. Mércia Santos da Cruz

Coorientadora: Prof^a. Dr^a. Maria da Conceição Sampaio de Sousa

João Pessoa – PB

2019

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

T231t Tavares, Fernanda Braga.
TRÊS ENSAIOS SOBRE ECONOMIA DA SAÚDE / Fernanda Braga
Tavares. - João Pessoa, 2019.
116 f. : il.

Orientação: Mercia Santos da Cruz.
Coorientação: Maria da Conceição Sampaio de Sousa.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCEA.

1. Economia da saúde. 2. Determinantes da escolha. 3.
Nova classe média. 4. Autopercepção de saúde. 5.
Heterocedasticidade. I. Cruz, Mercia Santos da. II.
Sousa, Maria da Conceição Sampaio de. III. Título.

UFPB/BC



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

Campus Universitário - Cidade Universitária - CEP 58051-970 - João Pessoa - Paraíba
Telefones: (83) 3216-7182 - <http://www.ufpb.br/pgpe> - e-mail: pgpe@pgpe.ufpb.br

Ata da reunião da Banca Examinadora designada para avaliar o trabalho de tese da doutoranda **Fernanda Braga Tavares**, submetida para obtenção do grau de Doutora em Economia na área de concentração em Economia Regional e Políticas Públicas.

Aos vinte e seis dias do mês de fevereiro do ano dois mil e dezenove, às quinze horas no Auditório Azul, no Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), reuniram-se em sessão pública os membros da Banca Examinadora, constituída pelos professores doutores **Mércia Santos da Cruz** (Orientadora), da Universidade Federal da Paraíba; **Maria da Conceição Sampaio de Sousa** (Coordenadora - UFPB); **Paulo Aguiar do Monte** (UFPB - Examinador Interno); **Wallace Patrick Santos de Farias Souza** (UFPB - Examinador Interno); **Magno Vamberto Batista da Silva** (UFPB - Examinador Externo); **Guilherme Diniz Irff** (Universidade Federal do Ceará - Examinador Externo), a fim de examinarem a candidata, **Fernanda Braga Tavares**, ao grau de doutora em Economia, área de concentração em Economia Regional e Políticas Públicas. Além dos examinadores e da examinanda, compareceram também, representantes do Corpo Docente e do Corpo Discente. Iniciando a sessão, a professora **Mércia Santos da Cruz**, na qualidade de presidente da Banca Examinadora, comunicou aos presentes qual o principal objetivo dessa sessão pública e os procedimentos de encaminhamento da mesma. A seguir, concedeu a palavra à candidata, para que fizesse oralmente a exposição do trabalho, apresentado sob o título: **“Três ensaios sobre economia da saúde”**. Concluída a exposição, a senhora presidente, solicitou que fossem feitas as arguições por cada um dos examinadores. Em seguida, foi concedida a palavra à candidata, para que respondesse e esclarecesse às questões levantadas pelos examinadores. Terminadas as arguições, a Banca Examinadora, passou a proceder à avaliação e ao julgamento da candidata. Em seguida, a senhora presidente comunicou aos presentes que a Banca Examinadora, por unanimidade, **aprova** a tese apresentada e defendida com o conceito **APROVADO**, concedendo assim, o grau de Doutora em Economia, na área de concentração em Economia Regional e Políticas Públicas, à doutoranda **Fernanda Braga Tavares**. E, para constar, eu, **Damaris Queiroz Paredes Oliveira Domiciano**, Secretária Executiva, do Programa de Pós-Graduação em Economia, lavrei a presente ata, que após lida, segue por mim assinada e pelos demais membros da Banca Examinadora. João Pessoa, 26 de fevereiro de 2019.

Prof.ª Dr.ª Mércia Santos da Cruz
Orientadora - UFPB

Prof. Dr. Paulo Aguiar do Monte
Examinador Interno - UFPB

Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva
Examinador Externo - UFPB

Prof.ª Dr.ª Maria da Conceição Sampaio de Sousa
Coordenadora - UFPB

Prof. Dr. Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Examinador Interno - UFPB

P/ Carlos da N. Benavides
Prof. Dr. Guilherme Diniz Irff
Examinador Externo - UFC

Damaris Queiroz Paredes Oliveira Domiciano
Secretária Executiva - PPGE/UFPB

*À minha família. Especialmente ao meu marido Marco Túlio,
aos meus pais, Edna e Marcelo e aos meus irmãos Marcella e
Renato.*

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus, já que sem Ele nada disso seria possível.

Ao meu marido Marco Túlio, meus pais Marcelo e Edna e meus irmãos Marcella e Renato, por todo o apoio e incentivo durante a construção desse trabalho.

Aos meus amigos, em especial Allyne Almeida, Emanuelle Alícia e Juliana Patrícia, pelo companheirismo em todos os momentos. À minha colega de turma, Fabrícia Joisse, muito obrigada pelos bons momentos que passamos.

Às minhas queridas orientadoras Mércia e Conceição por todo o conhecimento a mim transmitido e as valiosas sugestões, além de serem tão acessíveis e de grande coração, o que foi fundamental para a elaboração e conclusão dessa tese.

Um agradecimento mais que especial ao professor Ignácio Tavares, meu grande incentivador, que sempre acreditou em mim mais do que eu mesma, a quem devo minha iniciação à pesquisa científica e com quem aprendi grande parte do que hoje sei. Obrigada por todo o acompanhamento e momentos de aprendizado durante toda a minha vida acadêmica.

Aos professores Guilherme Diniz Irff, Magno Vamberto Batista da Silva, Paulo Aguiar do Monte e Wallace Patrick Santos de Farias Souza pela disponibilidade para participar da comissão examinadora e pelas importantes contribuições para a finalização desta tese.

Aos demais professores do Departamento de Economia da UFPB, pela contribuição em minha formação acadêmica e profissional.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPB e a CAPES, pelo apoio financeiro recebido.

A todos que direta ou indiretamente participaram da elaboração desse trabalho.

RESUMO

Essa tese é composta por três ensaios sobre economia da saúde. O primeiro ensaio procurou fazer uma revisão da literatura sobre a escolha público-privada nos serviços de saúde e sobre os determinantes da autopercepção do estado de saúde. Já no segundo ensaio analisaram-se os determinantes da escolha da nova classe média brasileira, sem plano de saúde, pelos serviços de consultórios particulares/clínicas privadas, a partir da base de dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS, 2013). De uma forma geral, os resultados indicaram o perfil de tais indivíduos: pertencem a famílias menores, já receberam o diagnóstico de alguma doença crônica, são casados, brancos, além de fazerem tal escolha quanto maior o nível de escolaridade, melhor a autopercepção do estado de saúde e melhor a qualidade em relação a estrutura e ao atendimento médico. Além disso, o tempo de espera e de duração da consulta são importantes na determinação desta demanda. Fazendo uso da mesma base de dados, o terceiro ensaio verificou os determinantes da autopercepção de saúde em presença de heterocedasticidade. A partir do Modelo Linear Generalizado Ordinal, sugere-se que a variabilidade residual na autopercepção de saúde diferiu por diagnóstico de doença crônica, por uso de cigarro, acesso a plano de saúde, exposição à violência, de acordo com a idade e por condição de ocupação, em que as análises das variâncias residuais indicam que a maior presença de heterogeneidade se encontra entre os indivíduos que já sofreram violência, fumam e que já receberam diagnóstico de alguma doença crônica, em relação a seus opostos, respectivamente. Já os indivíduos que têm acesso a um plano de saúde são menos heterogêneos do que o grupo que não tem.

Palavras-Chave: economia da saúde, determinantes da escolha, nova classe média, autopercepção de saúde, heterocedasticidade.

ABSTRACT

This thesis consists of three essays about health economics. The first essay sought to review the literature on public-private choice in health services and on the determinants of self-perceived health status. In the second essay, the determinants of the choice of the new Brazilian middle class, without health insurance, were analyzed by the services of private practices / private clinics, based on the database of the National Health Survey (PNS, 2013). In general, the results indicated the profile of such individuals: they belong to smaller families, have already been diagnosed with some chronic disease, are married, white, in addition to making such a choice the higher the level of education, the better the self-perception of the state health and better quality in relation to structure and medical care. In addition, the waiting time and duration of the consultation are important in determining this demand. Using the same database, the third essay verified the determinants of self-perceived health in the presence of heteroscedasticity. From the Ordinal Generalized Linear Model, it is suggested that the residual variability in self-perceived health differed by diagnosis of chronic disease, by cigarette use, access to health insurance, exposure to violence, according to age and condition occupation, in which the analysis of residual variances indicates that the greatest presence of heterogeneity is found among individuals who have already suffered violence, smoke and have already been diagnosed with a chronic disease, in relation to their opposites, respectively. Individuals who have access to health insurance are less heterogeneous than those who do not.

Keywords: health economics, choice determinants, new middle class, self-perceived health, heteroscedasticity.

Lista de Tabelas

Tabela 3.1: Tratamento da Base de Dados da PNS (2013).....	34
Tabela 3.2: Serviços públicos ou privados de saúde por local de atendimento.....	35
Tabela 3.3: Procura por serviços privados por local de atendimento.....	36
Tabela 3.4: Distribuição das classes de renda.....	40
Tabela 3.5: Frequência de uso do serviço privado (consultório particular/clínica privada) e público de saúde por faixa de renda.....	41
Tabela 3.6: Pessoas que não possuem plano de saúde e são atendidos nos consultórios particulares/clínicas privadas, Regiões, 2013 – Nova Classe Média.....	42
Tabela 3.7: Doenças Crônicas - PNS/2013.....	43
Tabela 3.8: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo sobre os determinantes da escolha pelos serviços privados de saúde – Base Completa.....	44
Tabela 3.9: Modelo de Allison – Classe A.....	48
Tabela 3.10: Modelo de Allison – Classe B.....	49
Tabela 3.11: Modelo de Allison – Classe C.....	50
Tabela 3.12: Testes de especificação.....	52
Tabela 3.13: Testes de especificação – coeficientes específicos.....	54
Tabela 3.14: Interpretação dos coeficientes para o modelo irrestrito.....	55
Tabela 3.15: Estimação do modelo OGLM – base completa.....	59
Tabela 3.16: Modelo OGLM – classe B e suas variantes.....	61
Tabela A1: <i>Dummies</i> estaduais referentes à Tabela 3.9.....	64
Tabela A2: <i>Dummies</i> estaduais referentes à Tabela 3.10.....	66
Tabela A3: <i>Dummies</i> estaduais referentes à Tabela 3.11.....	68
Tabela 4.1: Estatísticas descritivas.....	84
Tabela 4.2: Testes da suposição de regressão paralela.....	86
Tabela 4.3: Teste de Brant de suposição de regressão paralela.....	87
Tabela 4.4: Teste da suposição de linhas paralelas – <i>gologit2</i>	88
Tabela 4.5: Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal.....	89
Tabela 4.6: Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal – modelo com todas as variáveis na equação de variância.....	95

Tabela 4.7: Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal – modelo após exclusão das variáveis que não foram significantes na equação de variância.....	99
Tabela 4.8: Teste de ajuste de modelos.....	102
Tabela 4.9: Teste de ajuste dos modelos <i>ologit</i> e <i>oglm</i>	102
Tabela B1: Coeficientes - modelo <i>logit</i> ordenado.....	107
Tabela B2: Efeitos marginais - modelos <i>ologit</i> , <i>gologit2</i> e <i>oglm</i>	109

Lista de Ilustrações

Quadro 3.1: Variáveis utilizadas para estimação do modelo dos determinantes da escolha da nova classe média pelos consultórios particulares/clínicas privadas.....	37
Quadro 4.1: Variáveis utilizadas para a estimação do modelo sobre autopercepção de saúde, para a nova classe médiabrasileira.....	80
Figura 4.1: Probabilidades previstas de autopercepção de saúde das categorias ruim ($y=1$) e boa ($y=3$) entre grupos relacionados ao diagnóstico de doença crônica, uso de cigarro, plano de saúde, condição de ocupação e exposição a violência, por idade.....	104

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 A ESCOLHA PÚBLICO-PRIVADA NOS SERVIÇOS DE SAÚDE E OS DETERMINANTES DA AUTOPERCEPÇÃO DO ESTADO DE SAÚDE	15
3 DETERMINANTES DA ESCOLHA POR SERVIÇOS PRIVADOS DE SAÚDE – UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DA NOVA CLASSE MÉDIA BRASILEIRA	23
3.1 Introdução	23
3.2 A saúde no Brasil	26
3.2.1 A nova clientela.....	26
3.2.2 Medicina popular	27
3.3 Metodologia	28
3.3.1 Modelos de escolha heterogênea.....	28
3.3.2 O modelo de Allison	29
3.3.3 Modelos Logísticos Generalizados (OGLM).....	31
3.3.4 Base de Dados	33
3.3.5 Construção da variável renda – Metodologia da ABEP.....	39
3.4 Resultados	40
3.4.1 Análise descritiva dos dados	40
3.4.2 O Modelo de Allison.....	45
3.4.3 O Modelo OGLM.....	57
3.3 Considerações Finais	62
APÊNDICE A	64
4 DETERMINANTES DA AUTOPERCEPÇÃO DO ESTADO DE SAÚDE EM PRESENÇA DE HETEROGENEIDADE - O CASO BRASILEIRO	70
4.1 Introdução	70
4.2 Referencial Teórico	71
4.2.1 Regressão Heterocedástica	71
4.2.1.1 O Modelo de Função de Variância.....	73

4.3 Metodologia	74
4.3.1 O modelo logístico heterocedástico: Modelos Lineares Generalizados Ordinais (<i>OGLM</i>)	74
4.3.2 Base de Dados.....	78
4.4 Resultados.....	85
4.4.1 Estimação do Modelo Linear Generalizado Ordinal (<i>OGLM</i>).....	85
4.4.2 Diferenças de percepção de saúde entre grupos por idade.....	103
4.5 Considerações Finais	105
APÊNDICE B	107
REFERÊNCIAS.....	111

1 INTRODUÇÃO

Na Constituição de 1988 o Sistema Único de Saúde – SUS foi instituído, tendo como pilares a universalidade, a equidade e a integralidade da assistência à saúde da população. Contudo, é comum se observar que grande parte da população continua ainda desassistida, avaliando negativamente suas condições de acesso e de atendimento, é o que constata autores como Pereira Filho (1999) e representantes do movimento da Reforma Sanitária Brasileira¹. Concordando com estes fatos, Cordeiro et al (2012) apontam que o diagnóstico de um conjunto de produções científicas demonstra que o SUS é considerado uma utopia em relação aos seus princípios e diretrizes, tendo avançado pouco desde a sua implementação e deixando os indivíduos desprovidos de um sistema de saúde que promova a saúde de forma eficiente e eficaz.

Nesse contexto, uma de suas diretrizes, o acesso universal, aliada a existência de uma grande demanda, contribuiu para o aumento no tempo de espera e para a demora no atendimento. De acordo com Simons (2008), Melo (2009) e Cordeiro et al (2012), o excesso de procura é um sinal dos problemas enfrentados pela população. *“A demanda que vai além da capacidade de atendimento gera um serviço de baixa qualidade e inatingível, ou pouco eficaz”* (MELO, 2009).

Dentre outros, este é um dos motivos para a ascensão dos serviços privados de saúde no Brasil, sobretudo aqueles ofertados a preços mais acessíveis. Diante disso, a demanda por maior eficiência e eficácia por parte dos formuladores de políticas públicas na área da saúde leva a necessidade do aperfeiçoamento de estudos em economia da saúde², permitindo assimilar quais as necessidades dos indivíduos quanto a oferta desses serviços, como também como eles são disponibilizados para a população (ANDRADE et al, 2007).

Com isso, destaca-se o surgimento de uma nova clientela para esses serviços privados de saúde - a nova classe média - explicado tanto pela qualidade da saúde pública no Brasil, como pelo crescimento da renda familiar e do poder de consumo da classe média brasileira.

É com base nesse cenário que esta Tese de Doutorado investiga os determinantes da demanda por serviços privados por parte desta nova clientela, a fim de analisar o seu

¹ CEBES (Centro Brasileiro de Estudos de Saúde), ABRASCO (Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva), ABRES (Associação Brasileira de Economia de Saúde), Rede UNIDA (Rede de Projetos Integrados Ensino – Serviço – Comunidade), AMPASA (Associação de Membros do Ministério Público em Defesa da Saúde).

² Campo de estudo definido por Del Nero (1995) como: *“a aplicação do conhecimento econômico ao campo das ciências da saúde, em particular como elemento contributivo à administração dos serviços de saúde”*.

comportamento no Brasil e verificar como os atributos dos indivíduos afetam a realização dos gastos com tais serviços médicos.

Além deste, outro ramo do estudo que se torna de extrema importância é a análise da percepção do estado de saúde por parte dos indivíduos.

São diversas as pesquisas que verificam a confiabilidade de autoavaliações do estado de saúde no que tange a verdadeira condição de saúde do indivíduo³, sendo vastamente utilizadas em investigações sobre os determinantes da saúde. Ao avaliar o seu próprio estado de saúde, os indivíduos revelam informações sobre a sua real condição de saúde, e compreender o que determina essa autopercepção pode influenciar, portanto, seus hábitos, já que permite conhecer os fatores adversos à saúde e aqueles que contribuem para uma saúde melhor.

Os trabalhos existentes para o Brasil não consideram que a autopercepção de saúde se relaciona com a variação das variáveis de interesse, ou seja, supõe que a variância é constante, contudo, é inevitável a presença de heterocedasticidade nos relatos de saúde, tendo em vista que se trata de uma variável não observada, dependendo da expectativa em relação a saúde do indivíduo e até mesmo do seu entendimento sobre as perguntas da pesquisa, por exemplo (BAGO D'UVA et al, 2006).

Portanto, o caráter inovador do referido ensaio deve-se à aplicação metodológica, por meio do uso de um modelo de escolha heterogênea, o qual permite a heterocedasticidade para determinadas variáveis. Nesse caso, negligenciar a presença de heterogeneidade não observada, pode tornar a estimativa tendenciosa, gerando coeficientes viesados para os determinantes da autopercepção de saúde (ALLISON, 1999; KEELE e PARK, 2006).

Ante ao exposto, tais temas podem contribuir para o desenvolvimento de políticas públicas para melhorar a saúde da população, além de contribuir para reduzir suas desigualdades.

³ Ver Idler e Benyamini (1997); Shields e Shooshtari (2001); Bacher (2010), Cureau et al (2013).

2 A ESCOLHA PÚBLICO-PRIVADA NOS SERVIÇOS DE SAÚDE E OS DETERMINANTES DA AUTOPERCEPÇÃO DO ESTADO DE SAÚDE

Existe uma carência de estudos que estimam a demanda por serviços de saúde (PARAÍSO, 2005; OLIVEIRA e GONÇALVES, 2012), o que se deve, parcialmente, a uma carência de dados que abranjam informações individuais e longitudinais (PARAÍSO, 2005). Assim, na literatura, grande parte dos estudos em economia da saúde buscou investigar apenas algumas características e perfis de utilização desses serviços.

Na literatura internacional é possível identificar alguns desses estudos. Dentre eles, Acton (1976) analisou quais são os principais fatores que afetam a demanda por serviços médicos entre os pobres de Nova York. Os resultados mais relevantes apontam para o fato de que o tempo de viagem (deslocamento) e de espera para ser atendido parecem estar funcionando como preços, produzindo uma elasticidade-preço negativa e uma elasticidade-preço cruzada positiva da procura por serviços médicos. Contudo, essa procura é mais sensível a variações no tempo de viagem do que a alterações no tempo de espera. Deste modo, os resultados revelam a importância dessas variáveis na determinação da demanda por serviços médicos, sugerindo ainda que os tempos de viagem e de espera podem substituir o dinheiro como o principal determinante da demanda.

Em um modelo para a Austrália, Cameron et al (1988), estimaram a demanda por assistência médica e seguro de saúde, com o objetivo de analisar a frequência de uso dos serviços de saúde pelos indivíduos. Os resultados mais relevantes demonstram que o principal determinante da escolha pelos serviços é o estado de saúde do indivíduo; por outro lado, a renda é o fator mais importante na escolha do seguro.

Outros autores analisaram a demanda de acordo com o tipo de atendimento. Keeler et al (1988) estimaram por meio da base de dados do *RAND Health Insurance Experiment* dos Estados Unidos, a demanda por serviços de saúde de acordo com a frequência em quatro tipos de atendimento: hospitalares, odontológicos, farmacêuticos e ambulatoriais. O trabalho teve como objetivo verificar como o preço e as variáveis socioeconômicas e demográficas influenciam a frequência desses atendimentos.

Foi possível identificar que a frequência em cada tipo de atendimento de saúde difere em relação à cobertura do plano de saúde e ao co-pagamento, e a demanda por cuidados médicos não é muito elástica aos preços. Além disso, os atendimentos odontológicos e de prevenção são mais fortemente afetados pelo nível educacional e de renda.

Já Akin et al (1995) estimaram a qualidade e a demanda por serviços de saúde para o atendimento ambulatorial na Nigéria, fazendo uso do *probit* multinomial. De acordo com o estudo, para qualquer tipo de instalação do atendimento, quanto maior é o preço, menor é o uso do serviço; por outro lado, quanto melhor é a qualidade, maior é a demanda pelo atendimento.

No que tange a escolha público-privada, Bartolome e Vosti (1995) verificaram os determinantes da escolha entre os serviços de saúde público e o privado entre indivíduos com malária no Brasil. Dentre alguns resultados, os autores apresentaram que a escolha pelo privado é muito sensível ao preço e pouco sensível à renda. As pessoas que fazem parte de famílias pequenas e alfabetizadas tendem a escolher o setor privado; e o gênero, a idade e a quantidade de infecções anteriores desses pacientes não foram significantes na determinação da escolha.

Também com base na escolha público-privada, Rutebemberwa et al (2009) analisaram o que determina a escolha por farmácias/clínicas privadas para o atendimento de doenças febris na Uganda, em indivíduos menores de cinco anos de idade, dada a existência de atendimento gratuito em instalações governamentais. Os resultados apontaram que, dos cuidadores que procuraram atendimento fora de casa, a maioria escolheu as farmácias/clínicas privadas (62,7%). Dentre alguns motivos estão a proximidade do local, o fato do tratamento ser barato e do pagamento poder ser parcelado.

Dentro da literatura nacional, por meio de dados do Conselho Estadual do Idoso do Rio Grande do Sul, no ano de 1995, Bós e Bós (2004) verificaram quais fatores influenciam o uso do sistema público e privado de saúde por parte dos idosos. Os dados foram referentes a um questionário envolvendo gênero, idade, escolaridade, rendas individual e familiar, tamanho da família, participação na renda familiar e auto avaliação da saúde. Para tal, utilizou-se a regressão logística a fim de analisar como tais variáveis geram impacto sobre a chance do idoso escolher o atendimento de saúde privado (consultório médico particular, consultório médico de outros convênios e atendimento domiciliar).

Foi observada a importância da renda familiar para o acesso ao sistema de saúde privado, em que o seu aumento no valor de um salário mínimo eleva em 20% as chances do idoso escolher esse tipo de atendimento. Já o mesmo aumento sobre a renda individual aumenta só em 7% a chance do idoso escolher o mesmo serviço. Além disso, o fato de ser mulher, quanto maior a idade, melhor nível educacional e quanto menor o tamanho da família aumenta a chance de ida ao privado.

Já Ribeiro (2005) considerou apenas os serviços de saúde ambulatoriais e hospitalares. O autor analisou, por meio dos dados da PNAD/98, como características individuais, tais como: idade, sexo e cobertura por plano de saúde afetam a utilização de tais serviços. Em geral,

concluiu-se que tanto nos casos de consultas como de internações há uma maior frequência entre as crianças, as mulheres em idade reprodutiva e os idosos; e as mulheres e crianças utilizam mais os planos de saúde do que os homens.

Paraíso (2005) também levou em conta diferentes tipos de atendimento, analisando como características individuais, socioeconômicas e demográficas afetam vários tipos de episódios de saúde (crônicos, internação aguda, ambulatorial e atendimento obstétrico). Especificamente, o estudo verificou os determinantes da demanda por serviços de saúde para uma população com plano de saúde, utilizando os dados da Fundação Sabesp de Seguridade Social do Estado de São Paulo (SABESPREV). Os resultados demonstram que a idade e o sexo afetam fortemente todos os tipos de episódios.

Corroborando os resultados de Ribeiro (2005), Paraíso (2005) afirma que as crianças, mulheres em idade reprodutiva e os idosos têm uma maior probabilidade de utilizar os serviços de saúde. Ademais, quanto maior a renda e o nível de escolaridade, maior é a procura por serviços ambulatoriais e de caráter preventivo.

Kassouf (2005) também verificou os determinantes da procura por atendimento. Para isso, utilizou os dados da PNAD/1998 e considerou os atendimentos à saúde nas áreas urbana e rural do Brasil. Dentre as variáveis, aquela que representa o estado de saúde do indivíduo foi a mais importante na determinação da procura em ambas as áreas, em que um melhor estado de saúde reduz a procura por atendimento em 13,7% na área urbana e em 33,5% na rural.

Monteiro et al (2008) realizou um estudo sobre a demanda do serviço de pronto atendimento da Policlínica Agamenon Magalhães no município de Recife – Pernambuco, no período de janeiro a dezembro de 2006. Os resultados descritos demonstram que, entre os principais motivos da demanda pelos serviços, está a presença de hipertensão arterial sistêmica e a procura por atendimento odontológico, seguido pela asma brônquica. Além disso, dentre os indivíduos que procuram atendimento, as mulheres entre 25 e 34 anos de idade são predominantes.

Da mesma forma, Carneiro (2010) também analisou a demanda pelos serviços de uma policlínica no município de Recife. Por meio do estudo, verificou-se o perfil dos usuários do Serviço de Pronto Atendimento da Policlínica e Maternidade Professor Barros Lima, no período de janeiro a maio de 2009. Constatou-se uma predominância dos usuários do sexo feminino, entre 20 a 40 anos de idade, e uma maior procura por atendimentos simples de caráter ambulatorial.

Oliveira e Gonçalves (2012) analisaram os determinantes da demanda por cuidados médicos, a partir dos microdados da PNAD/2008. Os resultados estão divididos entre duas

subpopulações: um grupo das pessoas saudáveis ou “*low-users*” e outro grupo das pessoas mais suscetíveis a adoecerem ou “*heavy-users*”. Os usuários que mais procuram por cuidados médicos são as mulheres, os negros e os indígenas, bem como as pessoas que possuem plano de saúde. Em ambos os grupos, a renda contribuiu de forma positiva para a demanda por atendimento, assim como a escolaridade apresentou sinal positivo para a *dummy* que indica 15 anos ou mais de estudo.

Dessa forma, tais estudos analisaram os determinantes da demanda por serviços de saúde tendo como unidade de medida o uso desses serviços e considerando-se atributos de risco como idade, sexo, escolaridade, além de considerar os indivíduos que possuem plano de saúde na demanda por serviços privados. Diferenciando-se dos demais estudos, aqui será analisada aquela população que não tem plano de saúde, mas escolhe o atendimento privado, mantendo especial atenção com os usuários que ocupam os estratos médios de renda – a Nova Classe Média.

Já no âmbito da autopercepção do estado de saúde, na literatura é possível identificar diversos estudos que investigam os seus determinantes. Shields e Shooshtari (2001), em pesquisa baseada nas estatísticas do inquérito nacional de saúde da população do Canadá, e por meio de modelos de regressão logística múltipla, exploraram a relação entre a autopercepção de saúde e fatores físicos, socioeconômicos, estilo de vida e características psicossociais. Nesse caso, os indivíduos que selecionam as categorias de percepção muito bom/excelente ou regular/ruim são comparados com as pessoas no ponto médio (bom).

De acordo com o estudo, as variáveis relacionadas à fatores físicos, comportamentos de saúde, fatores psicossociais e status socioeconômico foram significativamente associadas à autopercepção da saúde; contudo, algumas delas afetaram apenas uma das percepções - muito boa/excelente ou regular/ruim, enquanto outros fatores influenciaram tanto a percepção positiva como a negativa, chamados de “fatores de alto risco”.

Em termos gerais, possuir restrições funcionais em 1994/1995 foi associado com baixas probabilidades de perceber a saúde positivamente e com probabilidades elevadas de perceber sua saúde de forma negativa, para ambos os sexos. O diagnóstico de uma nova condição crônica entre 1994/95 e 1996/97 teve o mesmo efeito sobre a percepção de saúde de ambos os sexos (sinal negativo para a percepção muito boa/excelente e sinal positivo para regular/ruim).

Ademais, enquanto os fatores de duplo risco dos homens se relacionaram apenas com as variáveis de saúde física, este não foi o caso das mulheres: rendimento familiar relativamente baixo, baixa autoestima e alto sofrimento foram fatores de duplo risco para elas. Vale ressaltar

ainda que, para ambos os sexos, tabagismo, inatividade física e ter excesso de peso reduziu as probabilidades dos indivíduos relatarem saúde muito boa/excelente.

Já Sousa et al (2010) observaram a prevalência e os fatores que influenciam a autopercepção negativa do estado de saúde em adolescentes do ensino médio das escolas públicas do Estado de Santa Catarina. Para tal, utilizou-se a regressão logística binária e as variáveis explicativas foram: sexo, renda familiar, prática de atividade física, tabagismo, etilismo, consumo de drogas ilícitas e autopercepção de estresse. Os principais resultados demonstraram que a autopercepção negativa de saúde está mais relacionada às moças, aos adolescentes com menor renda, aos fumantes e àqueles que declaram estar quase sempre/excessivamente estressados.

Bacher (2010) analisou as relações entre a autopercepção de saúde e um conjunto de fatores em dois bairros socialmente desprivilegiados na Dinamarca. Os resultados ilustraram que os moradores dos bairros estudados perceberam sua saúde consideravelmente como pior, em comparação com as outras pessoas que vivem na Dinamarca.

Observou-se também que os homens perceberam sua saúde melhor que as mulheres; quanto ao estado civil, no bairro de Kvaglund as pessoas solteiras e divorciadas perceberam sua saúde pior do que as casadas. No entanto, no bairro de Korskærparken, os resultados foram contrários. Além disso, as pessoas mais velhas perceberam sua saúde significativamente pior do que as mais novas em ambos os bairros e a maioria dos fatores socioeconômicos, como educação e situação econômica, por exemplo, foram associados com uma pior saúde auto percebida nos dois bairros.

Uma série de trabalhos foi realizado com o intuito de aferir o estado de saúde dos idosos. Dentre eles, Alves e Rodrigues (2005) analisaram como variáveis demográficas e socioeconômicas, doenças crônicas e capacidade funcional influenciam a autopercepção de saúde (ruim ou boa) de idosos do Município de São Paulo. Os autores também observaram as diferenças entre os sexos em relação à auto avaliação do estado de saúde. O método utilizado foi a regressão logística binária, usando-se os dados do Projeto Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento na América Latina e Caribe (SABE).

Os resultados mostraram que o fato de ter doenças crônicas associadas ao sexo do idoso foi o principal determinante da autopercepção de saúde. Quando se analisaram os homens com quatro ou mais doenças crônicas, o risco de uma autopercepção ruim de saúde aumenta em 10,53 vezes. Quando analisadas as mulheres, esse risco foi 8,31 vezes maior. A capacidade funcional, o nível de escolaridade, a renda e a idade também foram significantes.

Por meio dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde (2000), e utilizando modelos de regressão logística múltipla, Gallegos-Carrillo et al (2006) analisaram a autopercepção do estado de saúde dos idosos no México.

A variável dependente possuía cinco categorias, as quais foram incorporadas em duas: a primeira compreende as categorias de estado de saúde auto relatado como muito bom, bom ou regular e a segunda, refere-se a auto avaliação ruim ou muito ruim. As variáveis explicativas incluídas foram: características sociodemográficas, comportamentos de risco, acidentes, diagnóstico de doenças e medidas clínicas.

De acordo com os resultados, 19,8% dos idosos avaliaram seu estado de saúde negativamente (ruim ou muito ruim). Os fatores relacionados a um pior estado de saúde foram: a idade, ser do sexo feminino, ausência de segurança social, ser divorciado, ser dona de casa, incapacitados, desempregados, consumo de tabaco, ter problema de saúde, acidentes e diagnóstico de doenças crônicas.

No mesmo contexto, Fernandez-Martinez et al (2012) analisaram como diferenças regionais e sociodemográficas afetam a autopercepção do estado de saúde em idosos na Espanha, em 2008, por meio de regressão logística. Os resultados mais relevantes apontam que os mais jovens possuem uma maior probabilidade de perceber sua saúde de modo positivo. Adicionalmente, as pessoas sem condições crônicas, com independência na realização de atividades diárias e que possuem um menor nível de depressão também foram associadas ao estado de saúde autopercebido positivo; e aqueles que moram no sul do país mostraram uma percepção mais negativa do que aqueles que vivem em outras regiões.

A autopercepção da saúde em idosos também foi avaliada por Nunes et al (2012), por meio de regressão logística múltipla. Para tal, foi utilizada uma amostra de idosos cobertos pelo Programa de Saúde da Família e residentes em uma área de alta vulnerabilidade para a saúde em Belo Horizonte, MG.

Os resultados indicaram que 17,1% da amostra relatou uma percepção ruim de sua saúde. Esta também foi positivamente associada com o número de doenças crônicas e o grau de dificuldade para realizar as atividades de vida diária. Além disso, avaliar negativamente suas relações pessoais e não contar com alguém caso fiquem acamados, aumentam a chance do idoso de perceber sua saúde como ruim. Ademais, o fato do idoso trabalhar relaciona-se negativamente com a auto percepção ruim da saúde.

Já Jerez-Roig et al (2016) investigaram a autopercepção da saúde em idosos institucionalizados, a prevalência de percepção negativa e seus fatores associados. O estudo abarcou dez instituições de longa permanência para idosos (ILPI) da cidade de Natal, no período

de outubro a dezembro de 2013, mediante regressão logística. Concluiu-se que mais de 60% da amostra considera sua saúde como ruim, o que foi associado à perda de peso, doença reumática e ILPI sem fins lucrativos.

Bonner et al (2017) examinaram os fatores que influenciam a autopercepção de saúde dos canadenses com 40 anos ou mais de idade. Para isso, foram formados dois grupos: pessoas com 65 anos ou mais e entre 40 e 64 anos; e utilizaram-se modelos de regressão logística múltipla.

Conforme os resultados apresentados, de modo geral, um maior nível de renda foi significativamente associado a um melhor estado de saúde; e condições crônicas e estresse foram relacionados a um pior estado de saúde. As pessoas das maiores faixas de renda do grupo que representa os indivíduos entre 40 e 64 anos foram 4,65 vezes mais propensos a relatar uma melhor saúde dos que aqueles que compõe as menores faixas de renda. No grupo das pessoas com 65 anos ou mais, essa relação foi de 1,94 vezes.

Como observado, os estudos citados fundamentam-se apenas nas diferenças entre grupos, não levando em conta as desigualdades dentro do grupo, calculada pela variância residual.

Zheng (2011) usa a Regressão da Função de Variância para estudar as variações da auto avaliação do estado de saúde em dimensões temporais distintas. Foram observadas as diferenças entre grupos – estimativa dos efeitos de variáveis sociodemográficas, idade, período e coorte - e dentro do grupo (variância residual ou dispersão da saúde dentro de cada categoria de idade, período ou coorte).

Os principais resultados indicaram que o aumento da idade (até os 60 anos) diminui a probabilidade de uma melhor auto avaliação do estado de saúde, contudo, aumenta no final da vida; os nascidos de 1955 a 1964 relataram uma melhor saúde do que as demais coortes; e a saúde auto referida tem piorado desde o final dos anos 90. Ademais, os efeitos do período parecem contribuir relativamente mais do que efeitos de coorte a mudanças na média da auto avaliação de saúde nas últimas duas décadas.

Em relação às variações dentro do grupo a variabilidade da saúde aumentou com a idade, atinge o máximo aos 55 anos, e diminui depois; diferenças de saúde dentro da coorte geralmente diminui da coorte de 1899 a 1904 para a coorte de 1955 a 1964 e aumenta para coortes posteriores; efeitos de coorte parecem contribuir relativamente mais do que efeitos do período à mudanças na variância da autopercepção da saúde nas últimas duas décadas (diferente do que foi encontrado para média).

As variações de idade, período e de coorte na auto avaliação da saúde também foram avaliadas por gênero. Houve uma menor variação na auto avaliação até cerca de 61 anos de idade, aumentando posteriormente. Tal resultado pode estar relacionado ao fato de que os homens têm uma maior propensão a passarem e a morrerem de condições crônicas mais graves em idades mais precoces do que os indivíduos do sexo feminino. Inicialmente, isso faz com que diminua a lacuna da percepção de saúde entre homens e mulheres e, depois, aumente, visto que a sobrevivência seletiva torna os homens relativamente mais fortes do que as mulheres vivas com uma pior saúde em idades mais avançadas.

Em termos de variações na saúde dentro da idade, os homens são mais homogêneos do que as mulheres ao avaliarem a sua saúde para todas as idades, e especialmente para idades maiores; e são também menos heterogêneos dentro da coorte, para todas as coortes. Além disso, observa-se que as diferenças de saúde no período são relativamente baixas para ambos os sexos.

Portanto, observa-se que em geral os trabalhos relacionados à autopercepção de saúde confrontam os níveis de saúde auto relatados com variáveis de controle, supondo-se que a variância é constante. Contudo, a descrição da saúde apresenta heterogeneidade, tendo em vista que um estado de saúde verdadeiro, porém, não observado, depende de expectativas da própria saúde, incentivos financeiros e compreensão das perguntas, por exemplo, por parte dos indivíduos, os quais relatam a saúde de formas distintas (BAGO D'UVA et al, 2006). Assim, como essa autopercepção também pode ser influenciada pela sua variação, esta será investigada nesta tese.

3 DETERMINANTES DA ESCOLHA POR SERVIÇOS PRIVADOS DE SAÚDE – UMA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DA NOVA CLASSE MÉDIA BRASILEIRA

3.1 Introdução

No Brasil, chama-se atenção para o crescimento de uma nova clientela para os serviços privados de saúde no segmento de clínicas e policlínicas que ofertam serviços de baixa complexidade a preços módicos, a saber a nova classe média⁴. Este fenômeno tem diversas explicações. Além da precariedade da saúde pública no Brasil, outros fatores contribuem para o crescimento desta nova demanda, como a percepção da população brasileira acerca da superioridade da saúde privada sobre a pública, bem como o aumento da renda familiar e consequente aumento no poder de consumo.

Dentro desse contexto, pode-se observar que, no período de 1994 a 2012, essa classe recebeu um grande contingente de pessoas, e, segundo a SAE/PR (2012), ela representava 53% da população brasileira em 2012, enquanto que no ano de 2003 esse percentual era de 37,56%. Assim, esse conjunto de fatores pode está refletindo na procura pelos locais privados de saúde, ou seja, na aquisição de um serviço que essa nova classe média acredita ser de melhor qualidade e, sobretudo, de fácil acesso quando comparado com os serviços públicos de saúde.

Tendo em vista que para as famílias de classe alta o acesso aos serviços privados de saúde já é muito comum, um aumento na demanda por esse serviço, possivelmente, não pode se dar devido ao maior uso desses usuários habituais. Segundo Godoy (2015), houve um grande crescimento dos serviços de saúde privados com foco na nova classe média brasileira, ou seja, uma população com menor poder aquisitivo que não se insere no perfil dos clientes de planos de saúde. Dessa forma, as policlínicas privadas estão atraindo esta nova clientela que antes era do setor público: aquelas famílias que embora não possuam condições de pagar um plano de saúde, podem pagar uma consulta médica por um custo menor.

Assim, o surgimento das policlínicas e outros serviços de saúde privados que ofertam serviços a preços acessíveis está em plena ascensão. Esse tipo de serviço passou a ter uma maior importância no que se refere ao atendimento de parte da população, a qual, constantemente, se depara com empecilhos no acesso aos tratamentos oferecidos pelo SUS (GODOY, 2015).

⁴ Segundo Neri (2008), inserem-se na “nova classe média” as famílias com renda domiciliar total de todas as fontes entre R\$ 1064,00 a R\$ 4591,00 reais mensais.

Dentre os problemas encontrados no sistema público, pesquisa realizada pelo CNI-IBOPE (2012) mostrou que 61% dos participantes considera a qualidade dos serviços públicos de saúde no Brasil “péssima” ou “ruim”; e somente 10% considera a qualidade “ótima” ou “boa”. Tal avaliação piora com o aumento da renda familiar e aumento do grau de instrução do entrevistado. Ainda de acordo com a pesquisa, mais da metade da população brasileira (55%) considera a demora no atendimento como o principal problema do sistema público na cidade em que reside. Desta forma, o tempo (tanto de espera no atendimento como o tempo médio de realização de exames) acaba contribuindo para uma melhor avaliação do atendimento privado em relação ao público (CONASS, 2013).

Nesse contexto, Acton (1976) acredita que fatores como o crescente custo de oportunidade do tempo e o aumento do tempo de espera no que se refere à demora até o recebimento do atendimento farão com que a importância relativa dada ao dinheiro, ou seja, aos custos monetários decorrentes do atendimento, diminua. Desse modo, o período decorrido para ir e voltar do médico e para ser atendido pode substituir o dinheiro como o principal determinante da procura por serviços de saúde, fazendo com que os indivíduos, muitas vezes, prefiram pagar pela consulta.

Com efeito, Matumoto (1998) afirma que a preocupação com o tempo começa no momento em que surge a necessidade do usuário, antes mesmo dele ter acesso aos serviços, ou seja, a própria estruturação do sistema público de saúde leva o indivíduo a imaginar a possibilidade de não ter vaga. Farias (2001) verifica que, muitas vezes, o paciente espera horas na fila para conseguir uma senha ou ficha (em quantidade limitada, o que gera somente a expectativa de consegui-la), implicando grande esforço e desgaste ao indivíduo.

Assim, aspectos que geram impactos negativos sobre a qualidade do SUS – tempo de espera e de deslocamento, quantidade de médicos disponíveis, longas filas, falta de materiais, entre outros, acabaram levando ao surgimento de uma privatização de clínicas médicas que prestam serviços com preços mais baixos (ALBUQUERQUE e MELO, 2010; SANTOS, 2009).

Por meio de pesquisa realizada com usuários de serviços públicos - PSF⁵ e Centros de Referência - e de policlínicas privadas de duas capitais⁶ do Nordeste, Albuquerque e Melo (2010) observaram que 96,7% dos entrevistados das duas cidades não possuem plano de saúde, no entanto, preferem pagar a consulta em policlínicas a consumirem os serviços do SUS. Os autores afirmam que, mesmo possuindo condições financeiras análogas às condições dos

⁵ Programa Saúde da Família.

⁶ Os autores não citam quais são as capitais, apenas as chama de Cidade “A” e Cidade “B”.

usuários do sistema público de saúde, essas pessoas ainda preferem se submeter ao pagamento dos serviços.

Dessa forma, nota-se que mesmo com custos monetários de utilização nulos, vários fatores que dificultam o seu acesso acabam por inibir o uso do sistema público de saúde por parte de uma parcela da população. Consequentemente, *“as policlínicas têm conquistado um público específico da população que, embora seja pobre e não possua planos de saúde, tem condições econômicas que lhes permitem pagar uma consulta médica, por um custo reduzido, evitando o atendimento pelo SUS”* (ALBUQUERQUE e MELO, 2010).

Observa-se, deste modo, que paralelamente ao crescimento da renda nos estratos inferiores, vêm surgindo no Brasil, provavelmente atraídas por essa clientela potencial, clínicas populares, cuja qualidade não foi ainda analisada, as quais oferecem os serviços básicos de saúde a preços módicos. Este nicho no mercado da medicina privada foca nessa nova clientela.

A ocorrência de tal fenômeno demonstra a importância da realização de estudos envolvendo este mercado, visto que ainda existe no Brasil uma lacuna de trabalhos que analisam a substituição dos serviços públicos pela medicina privada dentro dessa classe. Além disso, a compreensão dos determinantes da escolha permite uma melhor formulação de estratégias no sentido de melhorar o acesso aos serviços de saúde no Brasil.

Nesse contexto, este ensaio tem como objetivo analisar a escolha público-privada dos serviços de saúde, verificando a lógica por trás da decisão de aquisição dos serviços privados de saúde e o que motiva os usuários da nova classe média, que possivelmente não têm condições econômicas de terem um plano de saúde, a pagarem pelos serviços de clínicas populares, alocando parte significativa de sua renda, quando poderiam utilizar o SUS. Para tal, serão verificados os atendimentos feitos por intermédio do pagamento no ato do consumo, também conhecido como *out-of-pocket* (PORTO et al, 2011). Assim, considerar-se-á uma amostra composta apenas por aqueles que não possuem planos de saúde e que residem em áreas urbanas.

Afora esta introdução, este capítulo encontra-se dividido em mais quatro seções. Na segunda será descrita a saúde no Brasil. Em seguida, serão descritos os modelos econométricos propostos e a base de dados. Na quarta seção reportam-se os resultados obtidos. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

3.2 A saúde no Brasil

3.2.1 A nova clientela

De acordo com Pochmann (2012), entre os anos de 2004 e 2010, a renda per capita no Brasil teve um crescimento médio anual de 3,3%, e houve uma queda de 10,7% na desigualdade da distribuição pessoal de renda do trabalho. Nesse contexto, Neri (2010) mostra que um crescimento significativo ocorreu entre os mais pobres, com mais da metade da população brasileira fazendo parte da “nova classe média”, em 2009 (renda domiciliar total de todas as fontes entre R\$ 1.064 a R\$ 4591 reais mensais), associado a uma redução dos indivíduos inseridos nas classes D e E, entre 2003 e 2009.

Nota-se, portanto, a importância da nova classe média, a qual responde proporcionalmente pelo maior poder de compra do país e que, segundo Neri (2010), teve como principal responsável pelo acréscimo da renda média, o aumento dos anos de estudos, sendo a educação a maior influência da desigualdade e da pobreza no Brasil. Além disso, observa-se a prevalência de empregados com carteira assinada, bem como um grande acesso a ativos digitais, tais como computador com internet e celular, dentro desse grupo de renda (NERI, 2010).

Sendo assim, uma análise da nova classe média torna-se relevante e Neri (2008) aponta a existência de ao menos dois conceitos. De forma geral, o primeiro relaciona-se às atitudes e expectativas das pessoas, as quais esperam possuir melhores condições no futuro. Já o segundo conceito (no qual se baseia essa tese)⁷, pauta-se no potencial de consumo dos indivíduos e acesso a bens de consumo.

Nesse sentido, com a mobilidade desses novos membros para o mercado de consumo é natural o surgimento de novos hábitos de consumo, interesses, aspirações e expectativas por parte desses indivíduos, o que pode influenciar em diversas áreas do país. O anseio de suprir uma demanda reprimida é intenso (com destaque para o consumo de serviços de saúde), visto que mais da metade da população brasileira faz parte desse grupo de ex-pobres que está melhorando de vida (ASSIS, 2013).

Em termos da demanda por saúde, com a elevação do nível de renda, há um aumento na procura por serviços privados, existindo uma maior intensidade na utilização destes por parte da classe média em relação a classe baixa. Dado o aumento da renda é natural que parte dos indivíduos acabem migrando dos serviços públicos para os privados com o intuito de obter um

⁷ Ver construção da variável renda na seção 3.3.5.

melhor atendimento (ASSIS, 2013). Sendo assim, existe uma ascensão de policlínicas privadas, que, com preços acessíveis, conseguem atrair esta nova clientela (ALBUQUERQUE e MELO, 2010; GODOY, 2015)

Ante ao exposto, gera-se o interesse em verificar a mobilidade dessa nova classe média em relação aos serviços de saúde públicos e privados - clientela esta que possivelmente não possui condições de arcar com os custos de um plano de saúde, e, com isso, utilizava os serviços do SUS, mas que agora migrou para as clínicas populares privadas. Deste modo, examina-se o motivo de parte desses indivíduos excluir-se de usufruir dos serviços oferecidos pelo sistema público de saúde, no qual todos têm acesso.

3.2.2 Medicina popular

Esta subseção tem como objetivo analisar as características das clínicas populares que vêm se expandindo no Brasil a partir do oferecimento de serviços médicos a preços acessíveis, e que passaram a ter grande relevância para uma clientela que antes era do setor público: a nova classe média.

De forma geral, no Brasil, a saúde pode ser prestada por meio da rede pública (SUS) ou também por empresas privadas, como por exemplo, os consultórios particulares, policlínicas privadas ou clínicas populares. Assim, apesar de haver um sistema de saúde público universal, onde todos podem ter acesso (Ministério da Saúde, 2000), parcela da população que não tem plano de saúde escolhe pagar por uma consulta ou algum serviço médico ao invés de procurar o sistema público.

Possivelmente, características da saúde pública no Brasil, por vezes avaliadas de forma negativa por parte da população, e que são melhores conceituadas na rede privada, acabam contribuindo para este fato. Provavelmente, isso contribuiu para a ascensão das clínicas populares, as quais permitem que essa parcela da população tenha acesso ao atendimento básico de saúde.

De acordo com Godoy (2015), normalmente esses estabelecimentos oferecem uma diversidade de serviços de especialidades médicas e não médicas, tais como: consultas, diagnósticos, tratamentos clínicos, reabilitação, exames laboratoriais, radiológicos, de imagem e cardiológicos, além de certos processos mais invasivos, como cirurgias de pequeno porte e punções (GODOY, 2015).

Ainda de acordo com a autora, o que contribui para a sua ascensão, dentre outros, são os investimentos relativamente baixos, utilização de aparelhos de custo baixo, além da

insatisfação dos médicos com relação às empresas de planos de saúde privados e dos pacientes com o serviço oferecido pelo SUS.

Consequentemente, há um aumento na quantidade de policlínicas privadas, as quais prestam serviços de assistência médica à preços módicos e que apresentam maior resolutividade que o SUS, atraindo, por sua vez, parte da população que não tem condições financeiras de pagar um plano de saúde e prefere o seu atendimento ao atendimento público (ALBUQUERQUE e MELO, 2010)

3.3 Metodologia

3.3.1 Modelos de escolha heterogênea

A análise das escolhas individuais com base em informações de pesquisas domiciliares é amplamente utilizada para o desenho de políticas públicas na área de saúde. Incerteza, ambivalência ou erros de declaração neste tipo de *survey* aumentam a variabilidade das respostas e comprometem o ajuste dos modelos. Este ponto é particularmente importante para os modelos de escolha discreta, tais como o *logit*, que são modelos estatísticos não lineares. Neste caso, o fato de a variância do termo de erro não ser constante, além de prejudicar a inferência, produz estimadores enviesados, inconsistentes e ineficientes (Yatchew and Griliches 1985).

Para sanar estes problemas, foram desenvolvidos os modelos de regressão heterocedástica, amplamente utilizados na literatura empírica. Note-se que o uso destes modelos extrapolou muito o seu objetivo inicial - a correção da inferência e dos vieses - para se tornar um elemento importante do processo de escolha discreta. A heterocedasticidade deixou de ser vista como um problema para se converter em um valioso instrumental para explorar escolhas e comportamentos caracterizados pela diversidade (Alvarez and Brehm, 1995).

Surgiram daí os modelos de escolha heterogênea, também conhecidos como modelos de função de variância ou ainda, modelos de escala e localização, em que se estimam simultaneamente a média e a variância dos estimadores. Seja y_i uma variável latente, x_{ik} e z_{ij} variáveis independentes, β_k e γ_j os parâmetros a serem estimados e ε_i é o termo de erro. As equações abaixo ilustram este enfoque:

$$y_i = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

$$\sigma_i = \exp \sum_{j=1}^J h_{ij} \gamma_j \quad (3.2)$$

A primeira equação, que corresponde à equação de escolha (locacional), permite estimar a variável latente y_i em função das variáveis explicativas x_{ik} . A segunda equação modela a variância do termo de erro como uma função multiplicativa das variáveis h_{ij} e mostra de que forma a variável latente é escalonada para refletir as diferenças na variância residual. As variáveis z podem tanto definir grupos com variâncias distintas como variáveis contínuas relacionadas com a variância de ε .

Dentro deste enfoque, destacam-se o modelo de Allison e os modelos logísticos ordenados generalizados (OGLM). A seguir serão discutidos brevemente estes modelos.

3.3.2 O modelo de Allison

O modelo de Allison constitui um caso particular dos modelos de escolha heterogênea, no qual a variável dependente é binária e a equação de variância contém apenas uma variável explicativa. A ideia original de Allison era verificar se nas comparações entre grupos, as diferenças entre coeficientes nos modelos de escolha discreta correspondiam, de fato, a comportamentos distintos, ou se decorriam da heterogeneidade não observada entre grupos.

Para corrigir este problema, Allison recorre aos modelos de regressão heterocedástica para redefinir a equação 3.3. Supondo-se a dicotomia observada - em nosso exemplo, pertencer ou não a uma dada classe de renda - deva-se exclusivamente ao fato de uma variável contínua não observada, y , situar-se acima ou abaixo de um limiar igual a μ . Defina a variável z , de sorte que $z = 1$ se $y > \mu$ e $z = 0$ se $y \leq \mu$. A variável y pode, então, ser interpretada como a propensão latente de utilização dos serviços privados de saúde. A variável latente y é gerada pelo modelo linear expresso pela equação 3.3:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \dots \alpha_k x_{ki} + \sigma \varepsilon_i \quad \forall i = 1, \dots, n, k = 1, \dots, K \quad (3.3)$$

O termo de erro, dado pela variável ε_i , tem uma variância fixa, ajustada, para cima (baixo) pelo parâmetro σ . Supondo-se que ε_i segue uma distribuição logística padrão, tem-se que:

$$g[\Pr(z_i = 1)] = \beta_0 + \beta_{1i}x_{1i} + \dots \beta_K x_{iK} \quad (3.4)$$

onde $g(p) = \log[p/(1 - p)]$ corresponde ao link da função logística e $p_i = \Pr(z_i = 1)$ e $\alpha_0 = \alpha_0 - \mu$. Como y_i é uma variável latente, a regressão logística estima os parâmetros β , ao invés dos parâmetros α . Estes parâmetros relacionam-se da seguinte forma:

$$\beta_0 = \frac{\alpha_0 - \mu}{\sigma} \quad (3.5)$$

$$\beta_k = \frac{\alpha_k}{\sigma} \quad (3.6)$$

Os parâmetros α e σ não são estimados separadamente, mas apenas a relação entre eles, dada pelos coeficientes β , isto é:

$$\frac{\beta_k^i}{\beta_k^j} = \frac{\alpha_k^i / \sigma^i}{\alpha_k^j / \sigma^j} \quad (3.7)$$

onde i e j são os grupos considerados. Supondo-se que σ é igual para os grupos, as razões entre os coeficientes α e β são iguais. Note-se, porém, que a comparação dos coeficientes é comprometida se a variância difere entre grupos. Surge, então um problema de identificação. Um modelo no qual tanto σ como os coeficientes α diferem entre grupos é indeterminado. Uma forma de resolver este problema, é supor que $\alpha_k^i = \alpha_k^j$. Neste caso, a equação 3.7 reescreve-se como:

$$\frac{\beta_k^i}{\beta_k^j} = \frac{\sigma^j}{\sigma^i} \quad (3.8)$$

Vê-se, então, que a razão entre os coeficientes β é igual a razão entre as variâncias.

A estratégia de Allison consiste em testar a hipótese nula de que os coeficientes α s são iguais entre grupos versus a hipótese alternativa de que pelo menos um coeficiente é diferente. Definindo i e $M_i = 1$ para os indivíduos da classe i e $M = 0$, para os demais indivíduos e supondo coeficientes α idênticos, a equação 3.3 torna-se:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 z_i + \sum_{k>1} \alpha_k x_{ik} + \sigma_i \varepsilon_i \quad (3.9)$$

$$\sigma_i = \frac{1}{1 + \delta M_i}, \quad \delta > -1 \quad (3.10)$$

Supondo-se que $M_i = 0$ para o grupo de controle e $M_i = 1$ para o grupo em análise e rearrumando-se a expressão acima, tem-se a expressão para δ :

$$\delta = \frac{1 - \sigma_1}{\sigma_1}, \quad (3.11)$$

Pode-se, agora, interpretar facilmente o parâmetro δ . Ele corresponde à diferença entre as variâncias residuais do grupo 0 e do grupo 1, expressa em termos da variância do grupo 1. Assim, $\delta = 0,3$ indica que a variância do grupo 0 é 30% superior à do grupo 1. Quando $-1 < \delta < 0$, a variância residual do grupo 0 é inferior à do grupo 1; para $\delta = 0$, as variâncias residuais dos grupos 0 e 1 são iguais. Neste caso, obtém-se o modelo logístico padrão.

Definindo-se $\sigma = \frac{1}{1 + \delta}$ para o grupo 1 e $\sigma = 1$ para o grupo 0 e utilizando-se as equações 3.3 a 3.20, pode-se reescrever a equação 3.10 como:

$$\log \frac{p_i}{1 - p_i} = [\alpha_0^* + \alpha_1 M_i + \sum_{k=2}^K \alpha_k x_{ik}] [1 + \delta M_i] \quad (3.12)$$

Se $\delta > 0$, a variância do termo de erro é menor para o grupo analisado, quando comparado com as demais classes. Ocorre o contrário quando $\delta < 0$. Rearrmando os termos, temos uma equação logística padrão que inclui não somente o impacto direto das variáveis x_{ik} como também as interações:

$$\log \frac{p_i}{1 - p_i} = \alpha_0^* + (\alpha_1 + \alpha_0^* \delta + \alpha_1 M_i \delta) + \sum_{k=2}^K \alpha_k x_{ik} + \sum_{k=2}^K \alpha_k \delta M_i x_{ik} \quad (3.13)$$

Quando σ é constante, as relações entre os coeficientes das equações 3.3 e 3.4 não se alteram. Porém, quando σ varia, isto é, em presença de heterocedasticidade, os coeficientes não são mais comparáveis. Note-se, porém, que a razão entre os coeficientes da interação e do efeito principal é igual à δ .

3.3.3 Modelos Logísticos Generalizados (OGLM)

Na formulação de Allison, além da variância do termo de erro ser constante para o grupo de controle, a função de variância inclui apenas uma variável de grupo para garantir que o pertencimento ao grupo é a única fonte de heterocedasticidade. Quando não se pode garantir que o pertencimento ao grupo é a única fonte de heterocedasticidade, os estimadores do modelo de Allison podem conter vieses decorrentes da omissão de variáveis.

Para contornar estes problemas, Williams (2009), seguindo a tradição dos modelos de escolha heterocedástica, generalizou o modelo de Allison ao propor o modelo logístico generalizado, doravante mencionados como modelos OGLM. Nestes modelos a variável dependente pode ser binária ou ordenada.

No âmbito do modelo OGLM, apresentado no sistema de equações, a variável y é ordenada, com M categorias, com $m = 1, \dots, M$ categorias, o modelo completo heterogêneo, usando-se o link *logit* g , é dado pela seguinte expressão.

$$\Pr(y_i > m) = g\left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\exp(\gamma_i h_{ij})}\right] = g\left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\sigma_i}\right] \quad (3.14)$$

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = \log \left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\sigma_i} \right] \quad (3.15)$$

Note-se que esta abordagem replica facilmente o modelo de Allison, no qual apenas a variável que denota o grupo de interesse entra na função de variância, permitindo, assim, que a variância residual seja diferente entre grupos. Quando a escolha é binária, o modelo acima pode ser reescrito acrescentando uma constante β_0 , ao invés de subtrair-se um dado limiar.

$$\Pr(y_i = 1) = g\left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\exp(\log \sigma_i)}\right] = g\left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\sigma_i}\right] \quad (3.16)$$

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = \log \left[\frac{\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} - k}{\sigma_i} \right] \quad (3.17)$$

A diferença principal entre os dois métodos reside na forma de calcular a variância. No modelo de Allison, estima-se o parâmetro δ , que corresponde à diferença entre σ para os dois grupos considerados. Estes modelos estimam o logaritmo da variância garantindo, assim, que $\sigma > 0$.

3.3.4 Base de Dados

Neste estudo, serão utilizados os dados da Pesquisa Nacional de Saúde – PNS, realizada em 2013. A amostragem foi feita pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e faz parte do Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD) do IBGE. Abrangendo 80.281 domicílios com 205.546 indivíduos, a PNS tem como objetivo investigar aspectos relacionados à saúde e estilo de vida dos moradores.

Dessa forma, aborda aspectos relacionados a doenças crônicas não transmissíveis, estilos de vida e acesso ao atendimento médico, utilizando amostragem aleatória por conglomerados em três estágios, a saber: 1) foi feita a estratificação das unidades primárias (UPAs); 2) os domicílios foram selecionados; 3) foi sorteado um morador com 18 anos ou mais, residente nos domicílios. Assim, por meio dos seus dados é possível analisar o sistema de saúde brasileiro, podendo servir de subsídio para os formuladores de políticas públicas na área de saúde.

A fim de atender os objetivos deste ensaio e visando, portanto, verificar os determinantes da escolha pelos serviços privados de saúde, por parte da população urbana de classe média que não possui plano de saúde, foi feito um recorte na amostra (com o objetivo de selecionar apenas os indivíduos de interesse)⁸. Os serviços privados de interesse deste estudo são referentes àqueles que são pós-pagos, ou seja, em que há o desembolso direto por parte dos usuários, não abrangendo, portanto, os atendimentos público e gratuito (SUS), e os planos de saúde.

Posteriormente, observaram-se quantos moradores responderam à pergunta sobre que tipo de serviço de saúde costuma procurar quando está doente ou precisando de atendimento e quantos responderam que procuravam pelos serviços privados. Dos 156.614 indivíduos que responderam à pergunta, 16.478 não possuem plano de saúde e procuraram o atendimento de saúde privado (Tabela 3.1).

⁸ Tendo em vista que a PNS se trata de uma amostra complexa, no ajuste foram considerados os estratos, as unidades primárias de amostragem (UPA_PNS) e os pesos amostrais: svyset UPA_PNS [pweight=V0029], strata (V0024) poststrata (V00293) postweight (V00292).

Tabela 3.1 – Tratamento da Base de Dados da PNS (2013)

Tratamento realizado na base de dados	Número de Observações
Número total de observações	205.546
Número de entrevistas efetivamente realizadas	205.541
Número total de homens	99.233
Número total de mulheres	106.308
Número de indivíduos que responderam à pergunta sobre o tipo de serviço que procura	156.614
Número de pessoas com plano de saúde	50.689
Número de pessoas sem plano de saúde	164.892 ⁹
Número de pessoas que não têm plano de saúde e que procuram serviços privados de saúde	16.478
Número de pessoas que não têm plano de saúde e que procuram os serviços privados (após a retirada de todos os <i>missings</i>)	3.320
Número de pessoas da nova classe média que não têm plano de saúde e que procuraram os serviços privados de saúde	1.482
Número de pessoas da nova classe média que não têm plano de saúde e que procuraram os serviços privados de saúde (após a retirada de todos os <i>missings</i>)	1.035

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Os locais que ofertam os serviços privados de saúde podem ser observados a partir da Tabela 3.2, onde é feita uma diferenciação entre serviços públicos e privados de acordo com os locais de atendimento presentes da PNS, além daqueles locais que foram retirados da amostra por não apresentarem diferenciação clara entre público e privado.

⁹ Incluiu-se dentro das observações dos indivíduos que não possuem plano de saúde (154.852 indivíduos), aqueles que possuem somente plano odontológico (10.040 indivíduos), resultando em um total de 164.892 pessoas sem plano de saúde.

Tabela 3.2 – Serviços públicos ou privados de saúde por local de atendimento

Quando está doente ou precisando de atendimento de saúde costuma procurar	Tipo de atendimento
Farmácia	Privado
Unidade básica de saúde (posto ou centro de saúde ou unidade de saúde da família)	Público
Centro de Especialidades, Policlínica pública ou PAM – Posto de Assistência Médica	Público
UPA (Unidade de Pronto Atendimento)	Público
Outro tipo de Pronto Atendimento Público (24 horas)	Público
Pronto-socorro ou emergência de hospital público	Público
Hospital público/ambulatório	Público
Consultório particular ou Clínica privada	Privado
Ambulatório ou consultório de empresa ou sindicato	Retirado da amostra
Pronto-atendimento ou emergência de hospital privado	Privado
No domicílio, com profissional da equipe de saúde da família	Público
No domicílio, com médico particular	Privado
Outro serviço	Retirado da amostra

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Visando reduzir a heterogeneidade entre os diversos tipos de locais de atendimento privados apresentados, serão considerados nesta tese apenas os consultórios particulares/clínicas privadas. Esse procedimento foi necessário visto que os tipos de atendimento são distintos, por exemplo, o emergencial é aquele que não é previsto e, por isso, tem uma demanda diferenciada, influenciando no número de pessoas que realmente costuma procurar os serviços privados. Já o atendimento em farmácias pode ser um indício de automedicação por parte dos indivíduos, correspondendo a um outro tipo de demanda.

Após a separação entre local de atendimento público e privado, verificou-se o número de observações referentes aos indivíduos que não possuem plano de saúde e são atendidos por meio dos serviços privados pós pagos. Essas informações podem ser vistas na Tabela 3.3.

Tabela 3.3 – Procura por serviços privados por local de atendimento

Tipo de atendimento privado	Número de Observações
Farmácia	607
Atendimento no domicílio com médico particular	14
Consultório Particular ou Clínica Privada	2.259
Pronto-atendimento ou Emergência de hospital privado	440
TOTAL	3.320

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Após o tratamento da base de dados, com a retirada dos *missings*, e das variáveis que não são de interesse desta tese, observou-se que, das pessoas que não possuem plano de saúde, aquelas que escolhem o atendimento privado em consultórios particulares/clínicas privadas quando estão doentes (variável dependente) correspondem a 2.259 indivíduos, o que representa aproximadamente 10% da amostra (22.851 observações). Considerando só a nova classe média, esse valor é de 1.035 observações. Após a retirada de *outliers*, estes números passaram para 22.836 e 1.033, respectivamente.

Para verificar os determinantes da escolha dos indivíduos de interesse, utilizaram-se as características demográficas e socioeconômicas dos indivíduos, bem como o Estado de residência, como pode-se observa no Quadro 3.1.

Quadro 3.1 – Variáveis utilizadas para estimação do modelo dos determinantes da escolha da nova classe média pelos consultórios particulares/clínicas privadas

Variável Dependente	Descrição	Valor
Quando está doente ou precisando de atendimento que local costuma procurar	Local que procura quando está doente	1 = Privado
		0 = Público
Variáveis Explicativas		
Horas na fila de espera	Quantas horas ficou em fila de espera até conseguir o atendimento	0,017 – 20,333
Horas de duração da consulta	Quantas horas durou a consulta	0,017 - 15
Estado de Saúde auto reportado	Como o indivíduo avalia a sua própria saúde	0 = muito ruim
		1 = ruim
		2 = regular
		3 = bom
		4 = muito bom
Número de pessoas no domicílio	Quantas pessoas moram no domicílio	1 -15
Cidade	Local do serviço onde houve o atendimento	1 = na mesma cidade em que reside
		0 = caso contrário
Sexo	Sexo declarado	1 = masculino
		0 = feminino
Branca	Cor da pele declarada	1 = Se autodeclarou branco
		0 =Se autodeclarou não branco
Diagnóstico de doença crônica	Se já recebeu diagnóstico de doença crônica, física ou mental, ou de longa duração (mais de seis meses)	1=sim
		0=caso contrário
Analfabeto	Não sabe ler e escrever	1 = Se for analfabeto
		0 = Se sabe ler e escrever
Ensino Fundamental	Fez o ensino fundamental completo ou incompleto	1 = tem o ensino fundamental completo ou incompleto
		0 = caso contrário
Ensino Médio	Fez o ensino médio completo ou incompleto	1 = tem o ensino médio completo ou incompleto

		0 = caso contrário
Ensino Superior	Fez o ensino superior completo ou incompleto	1 = tem o ensino superior completo ou incompleto
		0 = caso contrário
Casado	Estado civil declarado	1 = casado
		0 = solteiro, divorciado, viúvo, separado ou desquitado
Idade2	Idade ao Quadrado (aferida em anos de vida)	
Variáveis <i>Dummies</i> Estaduais	Se reside em determinado Estado	1 = pertence ao Estado
		0 = caso contrário
Índice_Estrutura	Qualidade quanto à estrutura	1 = boa ou muito boa
		0 = regular, ruim, muito ruim
Índice_Qualidade	Qualidade quanto ao médico	1 = boa ou muito boa
		0 = regular, ruim, muito ruim

Fonte: Elaborada pela autora.

Dentre as variáveis explicativas observadas no Quadro 3.1, ressalta-se que a inclusão das *dummies* estaduais¹⁰ é feita com o objetivo de capturar os possíveis efeitos individuais de cada Estado, permitindo a verificação da existência de alguma diferença em relação aos determinantes da escolha pelo local de atendimento privado de saúde.

Os índices de qualidade (estrutura e médico) merecem atenção especial. Para a sua construção, foram selecionadas 11 variáveis (cinco referentes à estrutura e seis ao atendimento médico) obtidas por meio do Módulo X de Atendimento Médico da PNS, onde os indivíduos responderam a perguntas referentes ao atendimento médico, acesso ao atendimento e avaliaram o atendimento recebido no serviço de saúde. As respostas individuais estão ordenadas da seguinte maneira: 1 para “Muito Bom”, 2 para “Bom”, 3 para “Regular”, 4 para “Ruim” e 5 para “Muito Ruim”, ou seja, referem-se às avaliações e percepções subjetivas dos usuários acerca de diferentes dimensões da qualidade dos serviços de saúde.

Vale salientar que das 5 respostas categóricas, inicialmente, foram utilizadas três, pois as categorias 3, 4 e 5 foram acopladas e, portanto, recodificadas como 3 - “Ruim”. Esse procedimento foi necessário dado o pouco número de observações nas últimas categorias. Assim, restaram três categorias: 1 “Muito Bom”, 2 “Bom” e 3 “Ruim”.

¹⁰ Posteriormente, também foi feita uma análise por regiões do Brasil.

Posteriormente, foi feita uma mudança de ordem de modo que a pior classificação foi contemplada com o valor 1 e a melhor com valor 3, da seguinte maneira: 1 “Ruim”, 2 “Bom” e 3 “Muito Bom”. Feito isso, calculou-se uma pontuação e as categorias foram dicotomizadas de forma a se obter um nível de qualidade considerado adequado - 1 e outro considerado inadequado - 0, seguindo a metodologia proposta por Kellici et al (2015).

3.3.5 Construção da variável renda – Metodologia da ABEP

Um dos critérios mais utilizados na classificação das faixas de renda é o Critério de Classificação Econômica Brasil¹¹, metodologia utilizada pela Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP)¹², a qual começou a ser empregada a partir do ano de 2008. Por meio de um levantamento sobre características dos domicílios (quantidade de certos itens de conforto, proveniência da água utilizada, grau de instrução do chefe de família, etc.), o método faz um somatório dos pontos dos domicílios que possuem tais características envolvidas na pesquisa, estimando a capacidade de consumo de produtos e serviços acessíveis às famílias.

Posteriormente, faz-se uma correspondência entre as faixas de pontuação adotadas pelo critério e as classes econômicas, que são dispostas da seguinte forma - A, B1, B2, C1, C2, D, E – onde no estrato A estão inseridas as pessoas com o maior rendimento mensal da pesquisa (R\$ 20.272,56). Desta forma, tem-se uma estimativa para a renda domiciliar mensal (ABEP, 2015).

Segundo a classificação da ABEP, um indivíduo pode somar até 100 pontos de acordo com as características e quantidade de itens dos domicílios. Como o banco de dados da PNS não possui todas as variáveis que a ABEP sugere, o máximo de pontos que podem ser obtidos são 67. Após a nova distribuição de pontuação para os níveis de classes de renda, foram obtidos os resultados observados na Tabela 3.4.

¹¹ Estima o poder de compra das pessoas e famílias urbanas baseando-se na posse de bens e acesso a serviços, sem fazer perguntas aos entrevistados acerca de salário e renda familiar.

¹² A variável renda foi construída por meio da metodologia da ABEP, visto que tal variável ainda não havia sido disponibilizada pela PNS. No decorrer do andamento da presente tese, a referida pesquisa tornou possível o acesso à renda domiciliar per capita, contudo, por conter muitos *missings*, e devido ao fato da renda da ABEP ser uma medida de estoque, podendo captar melhor a “riqueza” da família a partir da posse de bens, decidiu-se utilizá-la. Desta forma, pode-se mensurar a classe social não pela renda propriamente dita, mas pelo nível de conforto e escolaridade de cada família.

Tabela 3.4 – Distribuição das classes de renda

Classes de Renda	Pontuação	Renda Mensal
A	30-67 pontos	20.272,56
B1	25-29 pontos	8.695,88
B2	19-24 pontos	4.427,36
C1	15-18 pontos	2.409,01
C2	11-14 pontos	1.446,24
D-E	00-10 pontos	639,78

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Como a análise será feita por classes de renda, será utilizada a classificação socioeconômica com base na classificação da ABEP, com a seguinte estratificação: alta (A e B1), média (B2 e C1) e baixa (C2, D e E), de acordo com Malta (2016). Considerando-se o espaço de tempo, esta definição é próxima ao que Neri (2008) chama de “nova classe média” - renda domiciliar total de todas as fontes entre R\$ 1.064 a R\$ 4.591 reais mensais.

3.4 Resultados

3.4.1 Análise descritiva dos dados

Com a finalidade de tratar a base de dados, foram excluídas da amostra as observações com *missings*¹³ para as variáveis utilizadas nas estimações e os *outliers*. Após os recortes, a amostra final passou a conter 22.836 observações. Destas, 2.257 referem-se aos indivíduos que não possuem plano de saúde, mas que procuram o atendimento médico em consultórios particulares/clínicas privadas e o restante (20.579) indica os indivíduos que escolhem o setor público.

Quando se considera somente a classe média, tem-se 9.101 observações, em que 1.033 (11,35%) correspondem aos indivíduos dessa classe que não têm plano de saúde, mas que escolhem consultórios particulares/clínicas privadas quando precisam de atendimento e o restante (8.068) indica os indivíduos que escolhem o setor público.

Assim, considerando-se privado=1 como as pessoas que não possuem plano de saúde, mas quando estão doentes ou precisando de atendimento utilizam os serviços dos consultórios

¹³ As variáveis com *missings* corresponderam às seguintes: variáveis de escolaridade, de estado civil, percepção do estado de saúde, diagnóstico de doença crônica e cidade.

particulares/clínicas privadas; e privado=0 aqueles indivíduos que não possuem plano de saúde e quando estão doentes procuram o atendimento na rede pública; por meio da Tabela 3.5 é possível observar a frequência de uso desses serviços.

Tabela 3.5 - Frequência de uso do serviço privado (consultório particular/clínica privada) e público de saúde por faixa de renda

RENDA	Privado		Público	
	Frequência	Percentual	Frequência	Percentual
639.78	123	5,45	5.519	26,82
1446.24	237	10,50	5.459	26,53
2409.01	375	16,61	4.428	21,52
4427.36	658	29,15	3.640	17,69
8695.88	413	18,30	992	4,82
20272.56	451	19,98	541	2,67
TOTAL	2.257	100	20.579	100

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

A partir da análise da Tabela 3.5, nota-se que, como esperado, a maioria das pessoas que não têm plano de saúde são atendidas pelo serviço público de saúde, contudo, uma parcela (9,88%) ainda escolhe ir para os consultórios particulares/clínicas privadas. Quando se analisa somente a nova classe média, esse percentual aumenta para 11,35% e este é o local de atendimento privado com maior participação desses indivíduos.

Com relação à amostra usada nas estimações do *logit* que será visto a seguir, na Tabela 3.6 é apresentada a frequência de utilização dos consultórios particulares/clínicas privadas por região.

Tabela 3.6 - Pessoas que não possuem plano de saúde e são atendidos nos consultórios particulares/clínicas privadas, Regiões, 2013 – Nova Classe Média

Variável	Frequência	Percentual
Norte	143	13,84
Nordeste	267	25,85
Sudeste	317	30,69
Sul	193	18,68
Centro-Oeste	113	10,94
TOTAL	1033	100%

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Observando-se as estatísticas do ponto de vista regional, é possível constatar que o Sudeste é relativamente a região do país com mais indivíduos de classe média que não têm plano de saúde, mas que escolhem o atendimento na rede privada, por meio do desembolso direto. Ao passo que a região Centro – Oeste obteve a menor incidência, comparada com as demais.

Prosseguindo com a análise das variáveis, o diagnóstico de doença crônica será tratado como variável de controle a fim de determinar se ela influencia a relação entre as variáveis independentes e dependente. Na Tabela 3.7 pode-se verificar as doenças crônicas consideradas na PNS, onde um total de 238 entrevistados (aproximadamente 23% das pessoas de classe média que não têm plano de saúde e escolhem os serviços dos consultórios particulares/clínicas privadas) já foi diagnosticada com alguma doença crônica, física ou mental, ou doença de longa duração (de mais de 6 meses de duração).

Tabela 3.7 – Doenças Crônicas - PNS/2013

Doenças crônicas
Hipertensão Arterial
Diabetes
Doença do Coração
Asma
Artrite ou Reumatismo
Coluna
Distúrbio osteomuscular relacionado ao trabalho (DORT)
Depressão
Doença Mental
Doença no pulmão
Câncer
Insuficiência Renal crônica
Outra doença crônica

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Por fim, a Tabela 3.8 apresenta algumas estatísticas descritivas relacionadas aos regressores. Como pode ser observado, de acordo com as características individuais, tem-se que, em média, 35% dos homens e, portanto, 65% das mulheres não têm plano de saúde e escolhem como local de atendimento os consultórios particulares/clínicas privadas quando estão precisando de atendimento. Cerca de 37% se autodeclararam da cor branca e são casados.

Ademais, em média, os domicílios são compostos por três pessoas; aproximadamente 91% dos indivíduos são atendidos nos consultórios particulares/clínicas privadas nas cidades em que residem e não em outra cidade; e mais de 90% percebem a qualidade dos serviços privados de saúde quanto à estrutura quanto ao médico, como muito boa ou boa.

Tabela 3.8 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo sobre os determinantes da escolha pelos serviços privados de saúde – Base Completa

Variáveis	Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Tempo de espera na fila (horas)	22.836	1,288	1,461	0,017	20,333
Tempo da consulta (horas)	22.836	0,452	0,881	0,017	15,333
Percepção estado de saúde muito ruim	22.836	0,019	0,137	0	1
Percepção estado de saúde ruim	22.836	0,068	0,252	0	1
Percepção estado de saúde regular	22.836	0,338	0,473	0	1
Percepção estado de saúde boa	22.836	0,480	0,500	0	1
Percepção estado de saúde muito boa	22.836	0,094	0,292	0	1
Diagnóstico de doença crônica	22.836	0,234	0,423	0	1
Número de pessoas no domicílio	22.836	3,149	1,607	1	16
Cidade	22.836	0,906	0,291	0	1
Idade ²	22.836	2217,580	1643,236	324	10201
Masculino	22.836	0,353	0,478	0	1
Branca	22.836	0,375	0,484	0	1
Analfabeto	22.836	0,161	0,367	0	1
Fundamental Completo + Incompleto	22.836	0,359	0,480	0	1
Médio Completo + Incompleto	22.836	0,345	0,475	0	1
Superior Completo + Incompleto	22.836	0,135	0,342	0	1
Casada	22.836	0,373	0,483	0	1
Índice_Estrutura	22.836	0,914	0,280	0	1
Índice_Médico	22.836	0,921	0,269	0	1

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

No tocante à variável de percepção do estado de saúde, aqueles que consideram sua saúde como boa ou muito boa, representam cerca de 57% das pessoas de classe média que não possuem plano de saúde e que vão aos consultórios particulares/clínicas privadas quando estão doentes ou precisando de atendimento (o restante percebe sua saúde como regular, ruim ou muito ruim).

Outro dado relevante com relação às características dos indivíduos estudados é o nível de escolaridade, a maioria (cerca de 36%) possui nível fundamental completo ou incompleto. Nota-se também que o tempo médio na fila de espera foi de aproximadamente 1,28 horas (aproximadamente 77 minutos) e o tempo de duração da consulta de 0,45 horas (aproximadamente 27 minutos).

3.4.2 O Modelo de Allison

As Tabelas 3.9, 3.10 e 3.11 apresentam os resultados obtidos com a estimação do modelo de Allison. A variável dependente se refere ao tipo de atendimento, se público ou privado, definindo-se 1 = privado e 0 = público. As colunas 2 e 3 de cada tabela reportam os coeficientes estimados do modelo logístico padrão, separadamente, para o grupo de renda analisado e o grupo excluído (demais classes de renda), onde $\sigma = 1$ para os dois grupos considerados.

Observando-se as referidas tabelas, vê-se que o tempo de espera na fila e o tempo de duração da consulta são importantes determinantes da escolha dos indivíduos pelo atendimento privado, ao invés da opção de usarem o SUS. Em todos os modelos testados, os coeficientes negativos e significantes mostram que quanto maior é o tempo de espera na fila¹⁴, menor a probabilidade de o indivíduo recorrer a clínicas privadas. Este resultado não é surpreendente: como o tempo de espera - o custo de oportunidade do tempo - constitui uma *proxy* para o preço dos serviços médicos, preços mais elevados conduzem à redução do seu uso. Note-se, ainda, que o maior coeficiente foi obtido para o grupo B, que congrega a nova classe média. Para esta nova clientela, o aumento da espera parece levá-la de volta ao SUS, cujos serviços são disponibilizados gratuitamente.

No tocante às consultas médicas, os pacientes consideram que a sua duração é uma *proxy* para a qualidade do atendimento. Isto porque, além de uma prescrição eficaz, eles esperam que haja também uma interação humanizada e personalizada entre médico e paciente que requer um mínimo de tempo. As rápidas consultas realizadas pelos profissionais do SUS constituem uma das principais queixas dos usuários deste sistema, cuja percepção é de que o procedimento e o diagnóstico foram abreviados e/ou negligenciados (Farias, 2001). Portanto, uma maior duração das consultas leva-os a optar pelas clínicas privadas.

Os resultados mostram também que a decisão de ir para o setor privado é fortemente influenciada pela percepção de qualidade da clínica, tanto com respeito à infraestrutura como em relação a qualidade dos médicos que nela trabalham. Para as todas as classes de renda analisadas, os coeficientes estimados para as variáveis IQ-estrutura e IQ-médico, positivos e fortemente significantes, indicam que a percepção da qualidade como boa ou muito boa eleva a probabilidade de os pacientes escolherem clínicas privadas.

Agora, serão analisadas as características dos usuários. Nos modelos testados, os coeficientes negativos e significantes da variável número de pessoas no domicílio mostram que

¹⁴ Tempo total que a pessoa espera desde a hora que chegou ao serviço de saúde até conseguir o atendimento com o médico.

uma maior densidade familiar, ao reduzir a renda familiar per capita, dificulta o acesso aos atendimentos pós pagos e reduz a probabilidade de o indivíduo ser atendido em consultórios particulares/clínicas privadas.

Os coeficientes negativos e significantes atrelados à variável cidade - que assume o valor 1 se o indivíduo foi atendido na cidade em que reside e 0 se foi atendido em outra cidade – sugerem que se o atendimento for realizado na cidade em que os pacientes residem é mais provável que ele escolha os serviços públicos. Uma explicação para esse fenômeno é que, na maioria das cidades menores, o paciente conta apenas com o atendimento público, limitado a poucas especialidades. Quando o usuário precisa de tratamentos e exames mais especializados ele é obrigado a se deslocar para outra cidade. Devido ao fato de que algumas especialidades médicas são deficitárias no SUS, sendo baixa a quantidade de médicos na atenção secundária e especializada, em muitos casos, estes exames e tratamentos são realizados em clínicas privadas (Scheffer et al,2015)¹⁵.

Além disso, o fato de ser branco eleva a probabilidade de uso dos serviços privados. Note-se que este efeito é menor para a nova classe média, caracterizada por uma maior diversidade racial.

Com respeito ao estado civil, os resultados corroboram os achados de Paraíso (2005) de acordo com os quais, o casamento pode levar a uma maior preocupação com a saúde e influenciar a escolha do cônjuge pelos serviços privados, percebidos como de melhor qualidade.

Grossman (1972) sugere que a idade e a taxa de depreciação de saúde são positivamente relacionadas. Para levar em conta este fato, incluiu-se a idade ao quadrado como variável explicativa. A especificação não linear deveria captar as variações da referida taxa ao longo do ciclo de vida. Os resultados corroboram a tese de Grossman: exceto para a classe A, os coeficientes da variável idade², embora pequenos, são positivos e significantes, conforme sugerido por este modelo.

Os resultados mostram ainda que a auto percepção do estado de saúde eleva a probabilidade de o indivíduo ir para o serviço privado somente para os que declaram ter uma saúde muito boa (classes A e C), quando comparados com os que declaram uma saúde ruim ou muito ruim. Porém, para a classe de renda B, esta relação é não linear, positiva e significativa para todos os níveis de percepção (com exceção da saúde regular). Uma justificativa seria o

¹⁵ Em estudo feito para a cidade de Fortaleza, Godoy (2015) constatou que a falta de atendimento médico especializado e de realização de exames no interior do Estado levaram as clínicas populares de Fortaleza a serem uma referência para uma população que procura por esses serviços. Desta forma, grande parte dos pacientes dessas clínicas são indivíduos de outras cidades do Estado.

fato de que as pessoas que consideram que seu estado de saúde é ruim tendem a achar que terão custos altos, seja com consultas ou com exames, e dessa forma, preferem ir para o setor público, onde teriam custos monetários menores ou nulos. O resultado vai ao encontro dos obtidos por Bós e Bós (2004), que mostraram que idosos que avaliam sua saúde como ruim tendem a usar a rede pública, por entender que irão arcar com custos maiores do que aqueles que têm uma saúde melhor.

Por fim, corroborando estudo anterior¹⁶, os resultados mostram que indivíduos com o ensino médio e superior completo ou incompleto têm uma maior probabilidade de escolher clínicas particulares, quando comparados com os analfabetos.

Resta agora verificar se as diferenças entre os coeficientes das variáveis explicativas dos dois grupos revelam de fato comportamentos distintos ou se decorrem de fatores não observáveis. No caso das regressões logísticas, o teste de Wald é reconhecidamente falho porque não capta as diferenças entre estes parâmetros advindas de variações residuais distintas (McCullagh e Nelder, 1989). Ao ignorar tais diferenças, os coeficientes do modelo logístico padrão podem sugerir diferenças entre grupos que não correspondem de fato aos efeitos causais verdadeiros, como sugerido por Allison (1999). Para contornar este problema Allison propôs alguns testes.

O modelo Allison requer a estimação da equação 3.20 para a base completa, sob duas hipóteses distintas: a hipótese nula de que os coeficientes α são iguais entre os grupos de renda considerados versus a alternativa de que pelo menos um coeficiente difere, permitindo-se que σ varie. A função de *Log-Verossimilhança* para este modelo é dada pela expressão:

$$L = z_i u_i - \log[1 + \exp(u_i)] \quad (3.18)$$

$$u_i = [\alpha_0^* + \alpha_1 M_1 + \sum_{k=2}^K \alpha_k x_{ik}] [1 + \delta M_i] \quad (3.19)$$

¹⁶ Hanson e Berman, 1998.

Tabela 3.9: Modelo de Allison: classe A

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1			
Variáveis Explicativas	Coeficientes		
	A	Base - A	α iguais e irrestritos
Tempo de espera	-0.303*** (-5.91)	-0.332*** (-10.09)	-0.344*** (-11.58)
Tempo de consulta	0.0665 (1.14)	0.0843** (2.93)	0.0838** (3.13)
IQ-Estrutura	0.805* (2.55)	0.742*** (4.08)	0.769*** (4.62)
IQ-Médico	0.766* (2.37)	0.724*** (3.94)	0.775*** (4.58)
Cidade	-0.180 (-1.18)	-0.712*** (-8.78)	-0.635*** (-8.35)
Pessoas/dom	-0.149*** (-4.03)	-0.158*** (-6.77)	-0.164*** (-7.79)
Idade2	0.0000501 (1.29)	0.0000975*** (4.55)	0.0000918*** (4.69)
Casada	0.381*** (3.92)	0.428*** (7.02)	0.437*** (7.99)
Branca	0.497*** (4.66)	0.333*** (5.21)	0.385*** (6.71)
DDC	0.486*** (3.97)	0.212** (2.80)	0.286*** (4.24)
Percepção regular	0.134 (0.40)	0.0830 (0.64)	0.104 (0.84)
Percepção boa	0.390 (1.19)	0.337* (2.56)	0.374** (3.00)
Percepção muito boa	0.871* (2.54)	0.693*** (4.59)	0.786*** (5.62)
Ensino médio	0.510*** (3.42)	0.848*** (11.13)	0.824*** (11.68)
Ensino superior	1.169*** (8.03)	1.822*** (21.14)	1.769*** (21.62)
Classe A			1.316*** (15.83)
Constante	-3.343*** (-5.78)	-4.281*** (-14.43)	4.519*** (16.55)
LN variância			0.240*** (3.63)
δ			-0,2132
Log Likelihood	-1348.6	-4412.5	-5789.4
Número de Observações	2397	20439	22836

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Tabela 3.10: Modelo de Allison: classe B

Variáveis Explicativas	Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1			
	Coeficientes			
	B	Base - B	α iguais	α irrestritos
Tempo de espera	-0.443*** (-10.04)	-0.266*** (-7.56)	-0.374*** (-11.85)	-0.276*** (-7.84)
Tempo de consulta	0.0992** (2.73)	0.0758* (2.19)	0.0934** (3.28)	0.0909*** (3.44)
IQ-Estrutura	0.704** (3.00)	0.780*** (3.73)	0.851*** (4.74)	0.781*** (4.69)
IQ-Médico	0.693** (3.04)	0.850*** (3.86)	0.928*** (5.00)	0.822*** (4.78)
Cidade	-0.552*** (-5.41)	-0.565*** (-5.62)	-0.643*** (-7.77)	-0.598*** (-7.51)
Pessoas/dom	-0.204*** (-7.05)	0.00729 (0.30)	-0.0615** (-2.96)	-0.00432 (-0.18)
Idade2	0.0000692* (2.46)	0.000152*** (6.22)	0.000141*** (6.77)	0.000128*** (6.25)
Casada	0.237** (3.28)	0.684*** (9.79)	0.590*** (10.03)	0.699*** (10.08)
Branca	0.227** (2.97)	0.663*** (8.95)	0.582*** (9.38)	0.740*** (10.30)
DDC	0.277** (3.01)	0.327*** (3.80)	0.355*** (4.92)	0.324*** (4.78)
Percepção regular	0.326 (1.68)	0.0443 (0.29)	0.159 (1.18)	0.162 (1.29)
Percepção boa	0.570** (2.94)	0.403** (2.61)	0.539*** (4.00)	0.494*** (3.89)
Percepção muito boa	0.789*** (3.73)	1.027*** (5.90)	1.064*** (7.03)	0.960*** (6.50)
Ensino médio	0.604*** (6.36)	1.128*** (12.01)	1.084*** (13.82)	1.095*** (12.14)
Ensino superior	1.403*** (13.32)	2.520*** (26.50)	2.454*** (28.16)	2.509*** (27.68)
Classe B			-0.842*** (-5.84)	1.410*** (5.40)
Classe*TE				-0.213** (-2.59)
Classe*Pess/dom				-0.197*** (-4.14)
Classe*casada				-0.452*** (-4.08)
Classe*Branca				-0.573*** (-5.31)
Classe*médio				-0.337* (-2.33)
Classe*superior				-0.858*** (-4.07)
Constante	-3.731*** (-9.61)	-5.528*** (-15.75)	5.420*** (17.90)	5.613*** (18.94)
LN variância			0.377*** (7.57)	0.129 (1.20)
δ			-0,3140	-0,1210
Log Likelihood	-2817.2	-3125.9	-6031.3	-5980.8
Número de Observações	9101	13735	22836	22836

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Tabela 3.11: Modelo de Allison: classe C

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1				
Variáveis Explicativas	Coeficientes			
	C	Base - C	α iguais	α irrestritos
Tempo de espera	-0.126** (-2.66)	-0.402*** (-12.19)	-0.341*** (-11.66)	-0.402*** (-12.22)
Tempo de consulta	0.0690 (1.37)	0.0953** (3.21)	0.0910*** (3.52)	0.0886*** (3.51)
IQ-Estrutura	0.642* (2.17)	0.705*** (3.81)	0.712*** (4.42)	0.689*** (4.35)
IQ-Médico	0.691* (2.17)	0.774*** (4.22)	0.766*** (4.71)	0.754*** (4.70)
Cidade	-1.024*** (-7.43)	-0.423*** (-5.08)	-0.576*** (-7.85)	-0.573*** (-7.94)
Pessoas/dom	-0.255*** (-5.44)	-0.0906*** (-4.32)	-0.119*** (-6.19)	-0.0891*** (-4.31)
Idade2	0.000146*** (4.14)	0.000112*** (5.11)	0.000129*** (6.78)	0.000124*** (6.60)
Casada	0.500*** (4.17)	0.342*** (6.12)	0.370*** (7.21)	0.371*** (7.30)
Branca	0.242* (1.97)	0.412*** (6.89)	0.389*** (7.13)	0.383*** (7.08)
DDC	-0.0151 (-0.11)	0.366*** (5.15)	0.294*** (4.54)	0.282*** (4.41)
Percepção regular	-0.247 (-1.34)	0.372* (2.28)	0.121 (0.97)	0.110 (0.90)
Percepção boa	-0.181 (-0.94)	0.684*** (4.22)	0.397** (3.13)	0.379** (3.06)
Percepção muito boa	0.548* (2.26)	1.031*** (5.94)	0.797*** (5.70)	0.778*** (5.66)
Ensino médio	0.714*** (5.14)	0.713*** (9.12)	0.730*** (10.38)	0.714*** (10.20)
Ensino superior	1.588*** (8.63)	1.712*** (21.18)	1.738*** (22.95)	1.717*** (22.48)
Classe C			-1.543*** (-6.02)	-1.169*** (-5.09)
Classe*TE				0.268*** (4.50)
Classe*Pess/dom				-0.160** (-3.05)
Constante	-4.028*** (-7.94)	-4.471*** (-14.26)	4.053*** (14.75)	4.016*** (14.45)
LN variância			0.0890 (1.19)	0.0208 (0.26)
δ				-0,0205
Log Likelihood	-1428.5	-4376.6	-5855.4	-5840.6
Número de Observações	11338	11498	22836	22836

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Antes de analisar os coeficientes mostrados nas colunas 4 e 5 das Tabelas acima, será examinada a especificação do modelo. Em primeiro lugar, será testada a hipótese nula de que δ é igual a zero nos modelos apresentados nas colunas 2 a 4 das tabelas. Nestes modelos, supõe-se que todos os coeficientes, com exceção do intercepto, sejam iguais entre grupos. O novo intercepto é igual à $\delta + \alpha_0$. O Teste 1 compara estes modelos com a hipótese nula que impõe $\delta = 0$, mediante o uso de um teste de razão de verossimilhança. Os resultados destes testes encontram-se na parte superior da Tabela 3.12.

Observando-se a referida tabela, vê-se que em todos os três modelos testados, a hipótese nula ($\delta = 0$) é rejeitada. Os parâmetros estimados, negativos e significantes, indicam que os modelos que incluem $\delta \neq 0$ têm um melhor ajustamento que o modelo logístico padrão.

Na terceira coluna dos coeficientes da Tabela 3.10, o coeficiente estimado $\delta = -0,3140$ implica que $\sigma = 1 / [1 - 0,3140] = 1,458$ para a classe B, com $\sigma = 1$ para a classe excluída (-B)¹⁷. Multiplicando-se o valor de δ por 100 obtém-se a redução percentual da variância residual das demais classes de renda (Base-B), igual à $[(1 - 1,458) / 1,458 = -31,4\%]$. Raciocínio análogo pode ser feito para as classes A e C. Segue-se, pois, que o modelo logístico padrão que supõe $\sigma = 1$ para dois grupos (A e (Base-A), B e (Base-B) - e C e (Base-C)) não se aplica.

Agora será testada a hipótese nula de que todos os coeficientes α são iguais entre grupo (H0) versus a hipótese de que pelo menos um dos coeficientes difere, para os grupos de renda considerados, permitindo-se que σ varie. Para tal, serão comparadas as verossimilhanças dos modelos apresentados nas colunas 2 a 4 com as do modelo logístico padrão, por meio de testes de razão de verossimilhança. Os resultados obtidos encontram-se na parte inferior da Tabela 3.12.

¹⁷ Ver equação 10.

Tabela 3.12: Testes de especificação

Teste 1	Hipótese nula	Log-Verossimilhança		LR (χ^2)	GL	p-value	Resultados
		Padrão	σ varia				
Teste 1: Hipótese nula: $\delta = 0$							
A	$\delta = 0; \alpha_k^A = \alpha_k^{-A}$	-5789,4	-5789,4	14,2	1	0,00016	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\delta = 0; \alpha_k^B = \alpha_k^{-B}$	-6031,3	-6031,3	63,6	1	<0,00001	Rejeita-se a hipótese nula
C	$\delta = 0; \alpha_k^C = \alpha_k^{-C}$	-5856,2	-5840,6	31,2	1	<0,0001	Rejeita-se a hipótese nula
Teste 2: Todos os α são iguais contra a hipótese de que pelo menos um α difere							
A	$\alpha_k^A = \alpha_k^{-A}$	-5761,1	-5789,4	56,6	14	<0,00001	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\alpha_k^B = \alpha_k^{-B}$	-5943,1	-6031,3	176,4	14	<0,0001	Rejeita-se a hipótese nula
C	$\alpha_k^C = \alpha_k^{-C}$	-5805,1	-5855,4	100,6	14	<0,0001	Rejeita-se a hipótese nula

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Observando-se a parte inferior da Tabela 3.12, vê-se que, em todos os modelos considerados, a hipótese nula é rejeitada. Segue-se, pois, que pelo menos um dos coeficientes difere entre os grupos de renda considerados. Assim, por exemplo, quando se compara os indivíduos que pertencem a classe A com os que não integram este grupo (-A), a hipótese de que todos os coeficientes são iguais não se aplica. Portanto, com respeito a escolha público privada dos serviços de saúde, o comportamento das referidas classes de renda difere em pelo menos uma das variáveis consideradas. O mesmo raciocínio aplica-se para os demais grupos de renda.

Para complementar o diagnóstico, resta testar os coeficientes individuais. Neste caso, será comparada a hipótese nula ($\alpha_k^i = \alpha_k^j$) contra a hipótese de que um coeficiente específico é diferente. De novo, será utilizado o modelo com interações entre a variável testada e os grupos de renda. Por exemplo, considere a interação entre a variável *Tempo de espera* – TE e a classe de renda. Este procedimento requer a modificação da equação 3.18 para:

$$u_i = [\alpha_0^* + \alpha_1 M_i + \sum_{k=2}^K \alpha_k x_{ik} + \lambda_{TE} x_{i,TE} M_i] [1 + \delta M_i] \quad (3.20)$$

Note-se que o coeficiente λ_{TE} mostra em que medida o impacto da variável $x_{i,TE}$ sobre a escolha privado-público difere por classe de renda, quando se permite que a variância residual seja distinta entre os grupos considerados. Então, testando-se a hipótese nula de que $\lambda_{TE} = 0$, equivale a testar se as eventuais diferenças entre grupos com respeito à variável $x_{i,TE}$ devem-se somente a fatores não observáveis; volta-se, então, ao modelo descrito pelas equações 3.13 e 3.18.

Os testes de razão de verossimilhança foram feitos comparando-se os modelos das colunas 2 a 4 com um modelo no qual incluiu-se a interação entre a variável $x_{i,TE}$ e a classe de renda considerada. Procedimento análogo foi utilizado para as demais variáveis. A Tabela 3.13 apresenta estes testes para as variáveis cujas interações com a classe de renda foram significantes.

Tabela 3.13: Testes de especificação – coeficientes específicos

Teste 1	Hipótese nula	Log-Verossimilhança		LR (χ^2)	GL	p-value	Resultados
		Restrito	Irrestrito				
Teste 2: Coeficientes irrestritos							
A	$\lambda_{TE}^A = 0$	-5789,4	-5789,4	0,668	1	0,41375	Aceita-se a hipótese nula
B	$\lambda_{TE}^B = 0$	-6031,3	-6016,1	30,4	1	<0,0001	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\lambda_{Pdom}^B = 0$	-6031,3	-6011,7	39,2	1	<0,00001	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\lambda_{Casada}^B = 0$	-6031,3	-6023,3	16	1	0,00006	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\lambda_{Branca}^B = 0$	-6031,3	-6024,6	13,4	1	0,000252	Rejeita-se a hipótese nula
B	$\lambda_{Superior}^B = 0$	-6031,3	-6028,4	5,8	1	0,016026	Rejeita-se a hipótese nula
C	$\lambda_{TE}^C = 0$	-5855,4	-5846,2	18,4	1	0,000018	Rejeita-se a hipótese nula
C	$\lambda_{Pdom}^C = 0$	-5855,4	-5848,5	13,8	1	0,000203	Rejeita-se a hipótese nula
Teste 3: Coeficientes específicos - comparações múltiplas							
B	$\lambda_k^B = \lambda_j^B = 0$	-6031,1	-5980,8	101	14	<0,0001	Rejeita-se a hipótese nula
C	$\lambda_k^C = \lambda_j^C = 0$	-5855,4	-5840,6	29,6	14	0,00866	Rejeita-se a hipótese nula

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Note-se, em primeiro lugar, que não se pode refutar a hipótese de que os coeficientes $\alpha_k^A = \alpha_k^{-A}$, $\forall k$ são iguais entre indivíduos que pertencem à classe A e os que não pertencem a esta classe, quando σ varia. Nenhum dos coeficientes λ testados foi estatisticamente significantes. No que se refere à classe C, apenas os coeficientes relativos às variáveis Tempo de espera e Pessoas no domicílio foram estatisticamente não nulos.

As maiores diferenças entre os coeficientes ocorrem quando se compara as pessoas pertencentes à classe B com os demais indivíduos. A hipótese nula é rejeitada para cinco variáveis - atestando que os impactos destas variáveis sobre a escolha do atendimento privado-público para os indivíduos que pertencem a este grupo de renda distingue-se dos que não pertencem.

As colunas 4 e 5 das tabelas acima apresentam os coeficientes para o modelo irrestrito. Neste modelo, (σ e α diferem entre grupos). Não se reportou os resultados para a classe A, já que nenhuma interação foi significativa neste modelo. Para esta classe prevalece o modelo apresentado na coluna 2. Nas colunas 4 e 5, a interpretação dos coeficientes segue a norma padrão em presença de interações. Assim, por exemplo, o coeficiente total estimado para a variável Tempo de Espera para a classe B é igual a $-0,276 + (-0,213) = -0,489$. Isto pode ser melhor visualizado na Tabela 3.14 abaixo, a qual mostra os principais resultados.

Tabela 3.14: Interpretação dos coeficientes para o modelo irrestrito

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1							
Variáveis Explicativas	Coeficientes α irrestritos	Interações significantes α irrestritos			Interações significantes α irrestritos		
	Classe A	Classe B			Classe C		
Tempo de espera	-0,344 (-11.58)	-0,276 (-7.84)	-0,213 (-2.59)	-0,489	-0,402 (-12.22)	0,268 (4.50)	-0,134
Pessoas/dom	-0,164 (-7.79)	-0,00432 (-0.18)	-0,197 (-4.14)	-0,20132	-0,0891 (-4.31)	-0,16 (-3.05)	-0,2491
Casada	0,437 (7.99)	0,699 (10.08)	-0,452 (-4.08)	0,247	0,371 (7.30)		0,371
Branca	0,385 (6.71)	0,74 (10.30)	-0,573 (-5.31)	0,167	0,383 (7.08)		0,383
Ensino médio	0,824 (11.68)	1,095 (12.14)	-0,337 (-2.33)	0,758	0,714 (10.20)		0,714
Ensino superior	1,769 (21.62)	2,509 (27.68)	-0,858 (-4.07)	1,651	1,717 (22.48)		1,717

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Assim, em relação ao tempo de espera, nota-se que o maior coeficiente foi obtido no modelo com a nova classe média, quando comparado aos demais, sugerindo a importância de tal variável para os indivíduos deste estrato de renda. Quanto maior é o tempo de espera na fila, isto é, o tempo total que a pessoa espera desde a hora que chegou ao serviço de saúde até conseguir o atendimento com o médico, menor é a probabilidade de o indivíduo de renda média ir para o privado.

Outro resultado importante é a quantidade de pessoas no domicílio, como esperado, e corroborando Bós e Bós (2004), quanto maior a densidade domiciliar, menor é a probabilidade de o indivíduo escolher o atendimento médico em consultórios particulares/clínicas privadas, visto que a renda per capita diminui com o aumento do número de habitantes na família, dificultando, portanto, sua condição financeira e, conseqüentemente, a escolha por atendimentos pós pagos. De acordo com a Tabela 3.14 tal relação mostra-se relevante para a nova classe média, o que indica que tais indivíduos estão em um limiar de renda o qual o aumento do número de habitantes no domicílio contribui para a redução da probabilidade de escolha do setor privado de saúde.

Ademais, observando-se as Tabelas 3.9, 3.10 e 3.11, os coeficientes estimados sugerem que impactos da renda sobre a escolha público-privada dos serviços de saúde é não linear no nível de renda. Os coeficientes são 1,316, 1,410 e -1,169, respectivamente, para as classes A, B e C.

Já no âmbito do tempo de duração da consulta, quanto maior a duração do atendimento médico maior a probabilidade de escolher o atendimento privado de saúde.

Segundo Farias (2001), não se espera que o médico faça somente uma prescrição eficaz, mas que haja uma interação humanizada e personalizada entre médico e paciente, e por meio do tempo de duração da consulta médica é possível verificar aspectos dessa interação. Em sua pesquisa, o autor afirma ainda que a duração da consulta realizada pelos profissionais do SUS frustra o paciente visto que gera uma desconfiança de que o procedimento e o diagnóstico foram abreviados ou negligenciados, o que não seria uma questão de se ter maus profissionais no SUS, mas, por exemplo, da superlotação dos ambulatorios. Além disso, os entrevistados citam que os baixos salários e a grande quantidade de pacientes contribuem para a falta de atenção que pode se verificar entre os médicos do sistema público de saúde.

Analisando-se as demais variáveis, nota-se que a auto percepção do estado de saúde apresenta um sinal positivo e que quanto melhor é o estado de saúde percebido, maior é a probabilidade de o indivíduo para o serviço privado (a nova classe média apresenta os maiores coeficientes). Uma justificativa seria o fato de que as pessoas que consideram que seu estado de saúde é ruim tendem a achar que terão custos altos, seja com consultas ou com exames, e dessa forma, preferem ir para o setor público, onde teriam custos monetários menores ou nulos.

Análise semelhante foi feita por Bós e Bós (2004) quando, ao verificar os determinantes da escolha dos idosos entre atendimento de saúde privada e pública, os autores observaram que, idosos que avaliam sua saúde pior podem entender que irão arcar com custos maiores do que

aqueles que percebem sua saúde melhor. Assim, aqueles com maior necessidade de atendimento fariam maior uso da rede pública.

Já o fato de ter recebido o diagnóstico de alguma doença crônica aumenta a probabilidade de escolha pelos consultórios particulares. Tal resultado está associado ao fato de que os médicos do setor público são, usualmente, generalistas (SZWARCWALD et al, 2016), contudo, as pessoas que possuem alguma doença crônica costumam procurar médicos especialistas cerca de 72% mais que aqueles que não a possuem (PARAÍSO, 2005). O resultado pode ainda ser um sinal de que os indivíduos que possuem doenças crônicas (ou doenças que exigem um tratamento com maior cuidado), possuem uma percepção de que o atendimento privado é mais eficiente ou melhor que o público, até mesmo porque em muitos casos, esse tipo de doença requer um processo de cuidado contínuo, o que pode ir de encontro ao tempo de espera no setor público.

Por fim, segundo Paraíso (2005), o casamento pode fazer com que haja uma maior preocupação com o estado de saúde, tendo em vista que as relações familiares e a existência de mais uma pessoa pode modificar a importância dada a saúde. De acordo com tal raciocínio o casamento poderia influenciar a escolha do cônjuge pelos serviços privados, considerados de melhor qualidade segundo a literatura em geral.

E, com relação à escolaridade, ter ensino médio e superior completo ou incompleto, aumenta a probabilidade da escolha pelas clínicas particulares em relação aos analfabetos. Espera-se que pessoas com um maior nível de escolaridade conheçam melhor sua saúde e busquem um tipo de atendimento mais aprimorado e, portanto, prefiram o atendimento privado (BÓS e BÓS, 2004). Conforme Hanson e Berman (1998), a educação relaciona-se de forma positiva à demanda por serviços de saúde em geral, podendo elevar a demanda pelos serviços de saúde privados, percebidos como de qualidade superior.

Como previamente mencionado, o modelo de Allison adequa-se bem ao este trabalho, no qual a variável dependente é binária - escolha público/privada de serviços de saúde. Porém, a suposição de que a variância residual é igual à 1 para o grupo de controle e o fato de os efeitos da heterocedasticidade serem explicados por uma única variável de grupamento - nesse caso, o pertencimento à uma classe de renda - podem enviesar os resultados deste modelo.

3.4.3 O Modelo OGLM

Conforme anteriormente mencionado, no modelo de Allison, a função de variância contém apenas uma única variável de grupo o que pode causar vieses de omissão de variáveis. Para contornar este problema, também foi estimado o modelo OGLM para a base completa e a classe B e suas variantes. Os resultados obtidos encontram-se nas Tabelas 3.15 e 3.16.

Observando-se a Tabela 3.15, vê-se, em primeiro lugar que os resultados apresentados, embora similares aos do modelo anterior, acrescentam informações importantes sobre a influência das principais variáveis sobre o uso dos serviços privados de saúde. Note-se, em primeiro lugar, que o impacto da renda é não linear e aumenta com o nível de renda.

Tabela 3.15: Estimação do modelo OGLM – base completa

Variável dependente	
Privado = Consultório Particular ou Clínica Privada	Coefficientes - OGLM
Variáveis Explicativas	
Tempo de espera na fila	-0.708*** (0.0848)
Duração da consulta	0.100*** (0.0317)
IQ-Estrutura	0.849*** (0.200)
IQ-Médico	0.863*** (0.202)
Cidade	-0.711*** (0.0925)
P-domicílio	-0.226*** (0.0252)
Idade2	0.000107*** (2.20e-05)
Casada	0.372*** (0.0625)
Branca	0.350*** (0.0662)
DDC	0.307*** (0.0757)
AP - saúde regular	0.0829 (0.139)
AP - saúde boa	0.327** (0.140)
AP - saúde muito boa	0.779*** (0.160)
Médio	0.433*** (0.145)
Superior	1.291*** (0.111)
Classe B	1.219*** (0.0863)
Classe A	2.666*** (0.135)
Constante	5.143*** (0.325)
Estimação do log da variância	
Classe B	
Tempo de espera na fila	0.090*** (0.015)
P - Domicílio	
Branca	
Médio	0.109* (0.056)
Superior	0.179*** (0.064)
LR chi2	3424.71
Prob > chi2	0.0000
Pseudo R2	0.2325
Log likelihood	-5652,622
Número de observações	22836

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Considere, por exemplo, a variável tempo de espera: vê-se que no modelo com a base completa - coluna 2 da referida tabela, os coeficientes negativos, significantes e maiores do que os estimados para o modelo de Allison - indicam que um maior tempo de espera não somente reduz a probabilidade de o indivíduo recorrer à medicina privada, mas também eleva a variância desta escolha em quase 10% [$9,42\% = ((e^{0,09} - 1) * 100) = (1,094 - 1) * 100$].

Raciocínio análogo pode ser feito para os demais determinantes do logaritmo da variância. Assim, o fato de se ter o ensino superior completo ou incompleto eleva a variação residual em torno de 20%. Portanto, quando se controla para as demais variáveis, fatores não observáveis respondem por uma parte significativa da diferença entre coeficientes entre os grupos usados.

Agora, levando-se em conta a heterogeneidade existente dentro dos estratos socioeconômicos e a fim de aperfeiçoar a análise da nova classe média, foi proposto um modelo que inclui grupos de renda separados (R\$ 4.427,36 e R\$ 2.409,01; R\$ 1.446,24 e R\$ 639,78), assim como também os indivíduos da classe mais baixa (R\$ 1.446,24 e 639,78) juntamente com os indivíduos da nova classe média inseridos no estrato de renda de R\$ 2409,01 (menor renda da classe média). E, ainda, a fim de conferir maior robustez à análise da nova classe média estimou-se também um modelo *OGLM* considerando-se esta classe mais o nível de renda mais alto do menor grupo de renda (R\$ 1446,24). Os resultados das estimações podem ser verificados na Tabela 3.16.

Tabela 3.16: Modelo OGLM - Classe B e suas variantes

Variável dependente				
Privado = Consultório Particular ou Clínica Privada	NCM (R\$ 4427,36 e R\$ 2409,01)	Grupo de menor renda (R\$ 1446,24 e R\$ 639,78)	Grupo de menor renda + R\$ 2409,01	R\$ 1446,26 + NCM
Variáveis Explicativas				
Tempo de espera na fila (horas)	-0.518*** (0.0586)	-0.0740** (0.0329)	-0.446*** (0.125)	-0.673*** (0.114)
Tempo da consulta (horas)	0.118*** (0.0436)	0.0456 (0.0333)	0.0888** (0.0378)	0.104*** (0.0369)
Número de pessoas no domicílio	-0.231*** (0.0346)	0.122*** (0.0450)	-0.228*** (0.0337)	-0.190*** (0.0281)
Cidade	-0.665*** (0.126)	-0.704*** (0.134)	-0.777*** (0.113)	-0.727*** (0.0989)
Diagnóstico de doença crônica	0.325*** (0.107)	-0.0185 (0.0917)	0.107 (0.1000)	0.258*** (0.0904)
Idade2	8.02e-05** (3.18e-05)	9.25e-05*** (2.69e-05)	9.06e-05*** (2.71e-05)	8.97e-05*** (2.60e-05)
Casada	-0.0429 (0.191)	1.022*** (0.268)	0.490*** (0.0848)	0.128 (0.161)
Branca	0.277*** (0.0904)	0.149* (0.0854)	0.660*** (0.195)	0.314*** (0.0751)
Médio Completo + Incompleto	0.185 (0.291)	0.0154 (0.239)	0.771*** (0.107)	0.825*** (0.0945)
Superior Completo + Incompleto	1.485*** (0.123)	-0.425 (0.792)	1.761*** (0.144)	1.812*** (0.115)
Percepção estado de saúde regular	0.415* (0.224)	-0.206* (0.115)	-0.0715 (0.151)	0.127 (0.167)
Percepção estado de saúde boa	0.691*** (0.225)	-0.117 (0.121)	0.0943 (0.155)	0.410** (0.168)
Percepção estado de saúde muito boa	0.956*** (0.249)	0.379** (0.173)	0.487*** (0.189)	0.692*** (0.189)
Índice_Estrutura	0.812*** (0.273)	0.411** (0.199)	0.658*** (0.232)	0.828*** (0.226)
Índice_Médico	0.785*** (0.266)	0.300 (0.213)	0.685*** (0.235)	0.790*** (0.225)
Constante	3.987*** (0.458)	3.363*** (0.373)	4.113*** (0.381)	4.159*** (0.372)
LN Variância				
Casada	0,1483814 (0.0810942)	-0,3237337 (0.1585933)		0,108019 (0.0653059)
Ensino Médio	0,2091623 (0.109607)	0,202925 (0.1083607)		
Ensino Superior		0,7069147 (0.2798996)		
Número de pessoas no domicílio		-0,1347355 (0.0283153)		
Tempo de espera na fila (horas)			0,0542197 (0.0270185)	0,0711316 (0.0236468)
Branca			-0,1383958 (0.0804082)	

Número de observações	9101	11338	16141	14797
LR chi2	811.28	340.01	696.66	1082.24
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.1260	0.1065	0.1166	0.1249
Log likelihood	-2814,1041	-1426,1496	-2640,2712	-3791,1181

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Os resultados da Tabela 3.16, de modo geral, dão maior respaldo a importância do tempo de espera na fila e do tempo de consulta na escolha da nova classe média, pois, a inclusão somente do menor nível de renda desta faixa (R\$ 2409,01) aos estratos referentes à classe mais baixa resulta no aumento dos seus coeficientes em relação àqueles do modelo de menor grupo de renda.

Observa-se, portanto, que ambas as variáveis são primordiais na determinação da demanda da nova classe média pelos serviços dos consultórios particulares/clínicas privadas, podendo ainda demonstrar um indício da substituição do dinheiro como o principal determinante da demanda por esse tipo de atendimento, concordando com Acton (1976).

Por fim, a estimação do modelo *OGLM* considerando-se a classe média mais o nível de renda mais alto da classe baixa (R\$ 1446,24), mostrou que, comparando-se estes resultados com os da nova classe média, verifica-se que, após a inclusão desse estrato de renda, os coeficientes relativos ao tempo da consulta diminuem. Isto reafirma a importância de tal variável na determinação da escolha da nova classe média pelos consultórios particulares/clínicas privadas.

3.3 Considerações Finais

Destaca-se no Brasil o crescimento de uma nova clientela para os serviços privados de saúde – a nova classe média. Tal aumento está relacionado tanto a precariedade da saúde pública, como ao aumento da renda familiar e consequente elevação da demanda por esses serviços, percebidos pela população brasileira como de melhor qualidade em relação à saúde pública.

Como o acesso aos serviços privados de saúde já é corriqueiro para a classe alta, um aumento na demanda por serviços privados, possivelmente, não pode se dar devido ao aumento desses usuários habituais. Assim, houve um crescimento de policlínicas privadas atraídas por indivíduos da nova classe média que antes eram usuários dos serviços públicos de saúde. São famílias que provavelmente não têm condições financeiras de pagar um plano de saúde, mas podem arcar com os custos de consultas médicas que possuem preços mais acessíveis.

Nesse sentido, dada a ocorrência desse fenômeno, o presente estudo buscou verificar os determinantes da escolha por serviços privados de saúde por parte da nova classe média brasileira a partir das informações da PNS de 2013. Desse modo, foram analisados os atendimentos feitos por intermédio do pagamento no ato do consumo, considerando-se aqueles indivíduos que não possuem plano de saúde.

De acordo com a análise dos dados, percebeu-se que a maior parte dos indivíduos que não possui plano de saúde é atendida pelo serviço público de saúde, como esperado, contudo, 11,35% da nova classe média demanda o atendimento nos consultórios particulares/clínicas privadas.

No que diz respeito aos determinantes da demanda estimados, pode-se dizer que o perfil dos indivíduos que fazem parte da nova classe média, sem plano de saúde, que escolhem o atendimento médico em consultórios particulares/clínicas privadas pode ser delineado por pessoas pertencentes a famílias menores, que já receberam o diagnóstico de alguma doença crônica, casados, brancos e quanto maior o nível de escolaridade, a autopercepção do estado de saúde e a qualidade em relação a estrutura e ao atendimento médico.

Ademais, dentre outros, destaca-se que os resultados encontrados sugerem que o tempo de espera e de duração da consulta são importantes para a determinação desta demanda, influenciando a escolha da nova classe média pelos serviços consultórios particulares/clínicas privadas.

Portanto, pode-se indicar uma possível substituição do dinheiro como o principal determinante da demanda por esse tipo de atendimento, ou seja, o tempo de espera pode está funcionando como uma espécie de preço que influencia na escolha pelo setor privado.

APÊNDICE A

Tabela A1 – *Dummies* estaduais referentes à Tabela 3.9

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1			
Variáveis Explicativas	Coeficientes		
	A	Base - A	α iguais e irrestritos
Rondônia	-0.205 (-0.47)	0.0982 (0.43)	0.0752 (0.35)
Acre	0.455 (1.27)	-0.583* (-2.30)	-0.338 (-1.58)
Amazonas	-0.00362 (-0.01)	0.324 (1.88)	0.311 (1.95)
Roraima	0.112 (0.35)	-0.718* (-2.44)	-0.478* (-2.05)
Pará	1.230** (2.62)	0.427* (2.17)	0.581** (3.19)
Amapá	0.751 (1.94)	0.172 (0.76)	0.307 (1.51)
Tocantins	0.690* (1.96)	-0.479 (-1.88)	-0.198 (-0.93)
Maranhão	-0.311 (-0.64)	-0.263 (-1.09)	-0.251 (-1.11)
Piauí	1.023* (2.52)	0.289 (1.41)	0.442* (2.37)
Ceará	0.165 (0.48)	-0.271 (-1.35)	-0.171 (-0.94)
Rio Grande do Norte	0.0762 (0.24)	-0.0132 (-0.07)	0.0127 (0.07)
Paraíba	0.700** (2.71)	0.224 (1.17)	0.379* (2.32)
Pernambuco	0.343 (1.12)	-0.0860 (-0.46)	0.0165 (0.10)
Alagoas	1.381** (3.19)	0.593** (2.98)	0.755*** (4.16)
Sergipe	1.006** (3.11)	0.683*** (3.50)	0.804*** (4.60)
Bahia	0.151 (0.51)	0.675*** (4.31)	0.653*** (4.49)
Minas Gerais	0.346 (1.44)	0.243 (1.58)	0.292* (2.12)
Espírito Santo	0.518 (1.84)	0.0764 (0.38)	0.221 (1.28)
Rio de Janeiro	1.013*** (4.28)	0.624*** (4.68)	0.737*** (6.14)
Paraná	0.498* (2.47)	0.282 (1.86)	0.373** (2.87)
Santa Catarina	0.154 (0.67)	0.357* (1.97)	0.312* (1.99)

Rio Grande do sul	0.114 (0.47)	0.0447 (0.28)	0.0794 (0.56)
Mato Grosso do Sul	-0.00536 (-0.02)	-0.887** (-2.95)	-0.631** (-2.65)
Mato Grosso	0.115 (0.31)	0.442* (2.20)	0.426* (2.29)
Goiás	0.250 (0.97)	0.323 (1.96)	0.344* (2.31)
Distrito Federal	-0.0121 (-0.05)	-0.312 (-1.39)	-0.235 (-1.31)

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Para as variáveis *dummies* estaduais, as categorias de referência é São Paulo.

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A2 – Dummies estaduais referentes à Tabela 3.10

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1				
Variáveis Explicativas	Coefficientes			
	B	Base - B	α iguais	α irrestritos
Rondônia	0.547 (1.95)	-0.546 (-1.90)	-0.143 (-0.62)	-0.0698 (-0.33)
Acre	-0.211 (-0.68)	-0.458 (-1.79)	-0.399 (-1.79)	-0.356 (-1.72)
Amazonas	0.611** (2.92)	-0.213 (-1.00)	0.134 (0.78)	0.174 (1.10)
Roraima	-0.783* (-2.14)	-0.266 (-1.02)	-0.380 (-1.62)	-0.414 (-1.91)
Pará	0.948*** (3.67)	0.0935 (0.40)	0.424* (2.16)	0.464* (2.55)
Amapá	0.829** (3.01)	-0.291 (-1.11)	0.109 (0.50)	0.172 (0.85)
Tocantins	-0.306 (-0.96)	-0.151 (-0.60)	-0.176 (-0.80)	-0.160 (-0.78)
Maranhão	-0.733 (-1.90)	-0.168 (-0.64)	-0.304 (-1.26)	-0.314 (-1.40)
Piauí	0.546* (2.10)	0.146 (0.61)	0.340 (1.69)	0.357 (1.92)
Ceará	0.0976 (0.41)	-0.494* (-2.05)	-0.283 (-1.44)	-0.221 (-1.22)
Rio Grande do Norte	0.123 (0.49)	-0.177 (-0.79)	-0.0611 (-0.32)	-0.0423 (-0.24)
Paraíba	0.436 (1.87)	0.379 (1.93)	0.485** (2.87)	0.456** (2.88)
Pernambuco	0.330 (1.54)	-0.383 (-1.70)	-0.0968 (-0.54)	-0.0506 (-0.31)
Alagoas	0.728** (2.80)	0.541* (2.35)	0.711*** (3.62)	0.682*** (3.73)
Sergipe	0.853*** (3.43)	0.724*** (3.30)	0.885*** (4.74)	0.844*** (4.79)
Bahia	0.912*** (5.00)	0.102 (0.50)	0.553*** (3.46)	0.558*** (3.85)
Minas Gerais	0.364* (2.12)	0.0919 (0.49)	0.264 (1.77)	0.244 (1.80)
Espírito Santo	0.115 (0.50)	0.249 (1.14)	0.267 (1.47)	0.216 (1.29)
Rio de Janeiro	0.658*** (4.26)	0.528** (3.27)	0.697*** (5.32)	0.638*** (5.23)
Paraná	0.465**	0.338*	0.450**	0.433***

	(2.81)	(1.99)	(3.25)	(3.41)
Santa Catarina	0.318	0.356	0.418*	0.373*
	(1.58)	(1.77)	(2.53)	(2.46)
Rio Grande do sul	0.0450	0.0621	0.0631	0.0515
	(0.25)	(0.33)	(0.41)	(0.37)
Mato Grosso do Sul	-0.878*	-0.366	-0.557*	-0.519*
	(-2.31)	(-1.39)	(-2.33)	(-2.34)
Mato Grosso	0.631**	-0.0268	0.326	0.329
	(2.69)	(-0.10)	(1.58)	(1.75)
Goiás	0.423*	0.204	0.351*	0.337*
	(2.18)	(1.05)	(2.20)	(2.31)
Distrito Federal	-0.336	0.0535	-0.0191	-0.0740
	(-1.35)	(0.25)	(-0.11)	(-0.44)

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Para as variáveis *dummies* estaduais, as categorias de referência é São Paulo.

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A3 – Dummies estaduais referentes à Tabela 3.11

Variável dependente: consultório e clínicas privada = 1				
Variáveis Explicativas	Coeficientes			
	C	Base - C	α iguais	α irrestritos
Rondônia	0.0232 (0.06)	0.288 (1.22)	0.229 (1.11)	0.232 (1.15)
Acre	-0.584 (-1.22)	-0.0227 (-0.10)	-0.156 (-0.77)	-0.145 (-0.73)
Amazonas	0.397 (1.17)	0.338* (1.98)	0.381* (2.49)	0.379* (2.51)
Roraima	-0.298 (-0.58)	-0.295 (-1.31)	-0.294 (-1.40)	-0.289 (-1.39)
Pará	0.443 (1.25)	0.867*** (4.01)	0.764*** (4.20)	0.764*** (4.27)
Amapá	-0.135 (-0.31)	0.710** (3.23)	0.520** (2.65)	0.506** (2.61)
Tocantins	-0.392 (-0.86)	0.0555 (0.25)	-0.0192 (-0.10)	-0.0236 (-0.12)
Maranhão	0.522 (1.45)	-0.660* (-2.22)	-0.200 (-0.89)	-0.157 (-0.71)
Piauí	0.384 (1.05)	0.562** (2.67)	0.550** (3.02)	0.547** (3.05)
Ceará	-0.502 (-1.26)	0.0707 (0.37)	-0.0588 (-0.34)	-0.0573 (-0.33)
Rio Grande do Norte	0.250 (0.69)	0.0795 (0.41)	0.126 (0.73)	0.142 (0.84)
Paraíba	0.290 (0.79)	0.619*** (3.73)	0.566*** (3.72)	0.567*** (3.77)
Pernambuco	-0.575 (-1.38)	0.269 (1.58)	0.108 (0.68)	0.108 (0.69)
Alagoas	0.767* (2.20)	0.786*** (3.79)	0.835*** (4.69)	0.830*** (4.75)
Sergipe	0.861* (2.45)	0.937*** (4.85)	0.953*** (5.61)	0.943*** (5.63)
Bahia	0.436 (1.32)	0.705*** (4.64)	0.670*** (4.82)	0.662*** (4.81)
Minas Gerais	-0.178 (-0.48)	0.330* (2.44)	0.273* (2.13)	0.264* (2.08)
Espirito Santo	0.0545 (0.13)	0.283 (1.68)	0.260 (1.64)	0.256 (1.62)
Rio de Janeiro	0.731** (2.61)	0.655*** (5.32)	0.705*** (6.21)	0.700*** (6.23)
Paraná	-0.585 (-1.36)	0.496*** (4.00)	0.416*** (3.50)	0.404*** (3.41)
Santa Catarina	0.368 (0.87)	0.324* (2.18)	0.340* (2.40)	0.329* (2.34)

Rio Grande do sul	0.0938 (0.26)	0.00988 (0.07)	0.0258 (0.20)	0.0249 (0.19)
Mato Grosso do Sul	-0.557 (-1.09)	-0.400 (-1.72)	-0.430* (-2.01)	-0.426* (-2.00)
Mato Grosso	0.347 (0.83)	0.429* (2.18)	0.420* (2.33)	0.420* (2.36)
Goiás	0.380 (1.14)	0.388* (2.56)	0.398** (2.86)	0.402** (2.92)
Distrito Federal	-0.318 (-0.61)	-0.0281 (-0.17)	-0.0625 (-0.40)	-0.0616 (-0.39)

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Para as variáveis *dummies* estaduais, as categorias de referência é São Paulo.

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4 DETERMINANTES DA AUTOPERCEPÇÃO DO ESTADO DE SAÚDE EM PRESENÇA DE HETEROGENEIDADE - O CASO BRASILEIRO

4.1 Introdução

Estudos apontam para a validade e confiabilidade de autoavaliações do estado de saúde dos indivíduos em relação a sua real condição de saúde (IDLER e BENYAMINI, 1997; SHIELDS e SHOOSHTARI, 2001; BACHER, 2010). Estas avaliações constituem um indicador relevante da saúde global, cada vez mais utilizadas em estudos epidemiológicos (CUREAU et al, 2013). Segundo Shields e Shooshtari (2001), ao classificar seu próprio estado de saúde, os indivíduos revelam informações que têm grande poder de predição, como por exemplo, previsões referentes à incidência de doença crônica, recuperação da doença e uso dos serviços médicos. Isto é, quando as pessoas auto avaliam a sua saúde, elas consideram uma gama de fatores, que muitas vezes podem não ser detectados por profissionais da área.

Desta forma, a maneira como as pessoas se sentem ou percebem a sua saúde pode revelar informações relevantes sobre o seu verdadeiro estado de saúde. Compreender o que determina ou influencia a autopercepção, portanto, pode gerar impactos sob o estilo de vida dos indivíduos ao indicar uma possível consciência em relação à hábitos adversos à saúde e induzir comportamentos que asseguram uma boa saúde. Ademais, a análise dos determinantes da autopercepção pode contribuir para o desenvolvimento e direcionamento de políticas públicas mais eficazes para elevar os níveis de saúde na população, podendo, inclusive, contribuir para reduzir suas desigualdades de saúde.

Os fatores determinantes do estado de saúde são múltiplos e interativos e incluem fatores pessoais, sociais, econômicos e ambientais¹⁸. A combinação destes elementos cria diferentes condições de vida, as quais geram impactos na saúde da população. Nesse sentido, Buss e Pelegri (2007) verificam que as condições de vida e trabalho das pessoas, bem como fatores socioeconômicos, culturais e ambientais relacionam-se à sua situação de saúde.

Embora existam vários trabalhos sobre a auto percepção de saúde, a maioria destas pesquisas ignora os problemas de mensuração comumente encontrados em variáveis auto reportadas. Em particular, quando os níveis de saúde são determinados por meio de auto avaliações, a presença de heterocedasticidade pode fazer com que o termo de erro seja também correlacionado com as variáveis explicativas dos níveis de saúde.

¹⁸ Ver a este respeito, Glossário da Organização Mundial da Saúde (OMS).

O tratamento padrão deste tópico confronta os níveis de autopercepção com variáveis de controle, supondo-se que a variância é constante. Porém, a saúde auto percebida relaciona-se não somente com o nível das variáveis de interesse, mas também é influenciada pela sua variação. Sendo assim, este trabalho distingue-se de outros estudos ao investigar a autopercepção não só entre grupos (em que o interesse está nas diferenças médias do grupo), mas também dentro do grupo (mensurada pela variação residual), geralmente, desconsiderada nos estudos existentes para o Brasil.

Nesse contexto, Western e Bloome (2009) afirmam que grande parte dos estudos abordam somente as desigualdades entre grupos. No entanto, é comum que essas diferenças sejam excedidas pela desigualdade residual, em que grandes coeficientes para a variância residual indicam diferenças significativas na desigualdade dentro do grupo.

Desta forma, segundo Allison (1999), diferenças na variação residual entre grupos podem gerar diferenças aparentes nos coeficientes, o que pode não representar o verdadeiro efeito causal. Portanto, diante da importância e carência de estudos, a variância residual será tratada como objeto de interesse deste ensaio a fim conhecer que fatores podem estar associados ou podem influenciar a autopercepção do estado de saúde.

Para tal, os dados utilizados foram coletados da Pesquisa Nacional de Saúde de 2013 e foram examinadas uma série de variáveis referentes às características populacionais, socioeconômicas, condições de saúde e de trabalho, e estilo de vida.

Assim, este capítulo será dividido da seguinte forma: Introdução, Referencial Teórico sobre os Modelos de Escolha Heterogênea, análise da base de dados, Resultados e Conclusão.

4.2 Referencial Teórico

4.2.1 Regressão Heterocedástica

Na estimação dos determinantes da saúde auto percebida, o modelo *logit* ordenado, amplamente usado para analisar os determinantes da autopercepção em saúde, supõe que a variância dos erros é homocedástica. Porém, em muitos casos, esta hipótese é violada, isto porque os níveis de autopercepção de saúde relacionam-se não somente com o nível das variáveis de interesse, mas também são influenciados pela sua variação.

Assim, por exemplo, fatores não observáveis podem influenciar tanto a média da autopercepção de saúde de homens e mulheres, como também a sua variância. Alguns estudos mostram que as mulheres tendem a reportar níveis mais baixos de autopercepção de saúde

(Gallegos-Carrillo et al (2006); Olsen e Dahl (2007); Sousa et al (2010); Bacher (2010)). Tal resultado surpreende tendo em vista que elas têm maior longevidade e cuidam mais da saúde. Esta baixa percepção pode ser explicada por fatores socioeconômicos e demográficos, porém, a subestimação permanece mesmo quando se controla para a renda, educação e outros fatores (OKSUZYAN et al, 2008).

Uma hipótese razoável é supor que estas diferenças se devem a fatores não observáveis, ou seja, fatores que não podem ser mensurados, mas que afetam a decisão de escolher uma das alternativas de saúde, sendo a heterogeneidade existente, portanto, relevante ao se analisar o comportamento de uma população de indivíduos em relação a avaliação do seu estado de saúde subjetivo. Grupos de pessoas com características análogas, porém, não observadas, são grandes fontes de heterogeneidade não observada, devido ao fato de que os inquéritos populacionais possuem subpopulações heterogêneas (MUTHÉN e ASPAROUHOV, 2009). Assim, compreender a variação nas escolhas é tão relevante quanto o entendimento da escolha em si (KEELE e PARK, 2006).

Nesse sentido, segundo Greene e Hensher (2008) a existência ou não de heterogeneidade individual não contida explicitamente no modelo de escolha ordenada é muito importante, já que uma análise envolvendo a satisfação de saúde de indivíduos estará longe de se poder afirmar a hipótese homocedasticidade.

Consequentemente, em presença de heterogeneidade não observada, não a levar em consideração tende a tornar essa estimativa tendenciosa, podendo gerar problemas para a inferência, suscitando, por conseguinte, coeficientes viesados para os determinantes da autopercepção de saúde (ALLISON, 1999; KEELE e PARK, 2006). Desta forma, para contemplar estes aspectos o modelo anteriormente citado foi subsequentemente ampliado para uma classe de modelos conhecidos como modelos de escolha heterogênea.

Anteriormente, a heterocedasticidade era tratada como um problema a ser eliminado, tendo em vista que prejudicava a inferência. Assim, uma vasta literatura trata dos métodos para corrigi-la (GUJARATI e PORTER, 2011; PINDYCK e RUBINFELD, 2004). Posteriormente, ampliou-se a visão para a heterocedasticidade, no sentido em que ela pode ser relevante para explorar e avaliar a heterogeneidade das escolhas. A variabilidade de uma escolha pode, muitas vezes, ter uma maior relevância do que o que determina a própria escolha (KEELE e PARK, 2006).

Os modelos de regressão heterocedástica permitem incluir este fenômeno. Estes modelos permitem apreender a influência das variáveis explicativas sobre as diferenças, não somente entre grupos, mas também dentro do grupo. A maioria dos trabalhos envolvendo

percepções de saúde auto reportadas baseiam-se apenas nas diferenças entre grupos (em que o interesse está nas diferenças médias do grupo), sendo a desigualdade dentro do grupo ou desigualdade residual (mensurada pela variação residual), geralmente, desconsiderada. Contudo, ela pode variar muito, podendo exceder substancialmente a variância entre grupos, indicando, portanto, grandes diferenças dentro do grupo (WESTERN e BLOOME, 2009). Assim, o modelo de regressão também inclui um termo para as diferenças dentro do grupo. Escrevendo-se a regressão para observação i , tem-se o seguinte:

$$y_i = b_0 + b_1 x_i + e_i = \hat{y}_i + e_i \quad (4.1)$$

Supõe-se que os erros, e_i , são não correlacionados com os preditores, x_i .

A desigualdade em y_i , mensurada pela variância, é a soma da variância entre os grupos ($V(\hat{y}_i)$) e a variância dentro do grupo ($V(e_i)$):

$$V(y_i) = V(\hat{y}_i) + V(e_i) \quad (4.2)$$

4.2.1.1 O Modelo de Função de Variância

Para a observação i ($i = 1, \dots, n$) em uma variável dependente, y_i , a regressão da função de variância descreve a média, $\hat{y}_i$, e a variância, σ_i^2 , em função das covariáveis:

$$\hat{y}_i = x_i' \beta; e \quad (4.3)$$

$$\log \sigma_i^2 = z_i' \lambda \quad (4.4)$$

Em que:

x_i é um vetor $K \times 1$ de covariáveis para a média; e

z_i é um vetor $J \times 1$ de covariáveis para a variância.

Sendo que β_k descreve a diferença média em y associada a uma mudança de uma unidade em uma variável independente, x_k ; e λ_j é a diferença no $\log$ da variância associada a uma mudança de uma unidade em z_j .

Assim, os valores de x_i e z_i estão associados não só com os valores de y_i , como também com a sua variabilidade. No modelo de função de variância, diferentemente do modelo de regressão linear, a variância é heterocedástica (permitindo que a variância residual dependa de covariáveis).

4.3 Metodologia

4.3.1 O modelo logístico heterocedástico: Modelos Lineares Generalizados Ordinais (OGLM)

Modelos *logit* ordenados podem ser estimados da forma *logit* padrão, *logit* generalizado ou *logit* de chances parciais proporcionais. Inicialmente, o modelo ordenado padrão tem como base um modelo de regressão linear:

$$y^* = x\beta + \varepsilon \quad (4.5)$$

Em que:

y^* = variável dependente;

x = vetor das covariáveis;

ε = erro aleatório;

β = parâmetro a ser estimado por máxima verossimilhança.

Desta forma, as probabilidades de Y podem ser encontradas a partir do seguinte modelo:

$$P(y=1 | x) = F(\mu_1 - x\beta)$$

$$P(y=2 | x) = F(\mu_2 - x\beta) - F(\mu_1 - x\beta)$$

...

$$P(y=j | x) = 1 - F(\mu_j - x\beta) \quad (4.6)$$

Em que:

μ e β são parâmetros desconhecidos estimados pelo método de Máxima Verossimilhança;

$F(\cdot)$ é uma função de ligação com distribuição logística;

j são as categorias da variável dependente.

Fazendo-se a derivada na distribuição logística ordenada, obtêm-se os resultados marginais.

O modelo *logit* ordenado é obtido quando a $F(\cdot)$ tem uma distribuição logística acumulada:

$$C_{i,j} = P(y \leq j | X_i) = \frac{\exp(\mu_j - X_i' \beta)}{1 + \exp(\mu_j - X_i' \beta)} \quad (\forall j = 1, 2, 3, \dots, j) \quad (4.7)$$

Agora, estimando-se os parâmetros por máxima verossimilhança para cada i, têm-se o seguinte:

$$li(\mu, \beta) = [y_i = 1] \log [F(\mu_1 - X_i \beta)] + [y_i = 2] \log F(\mu_2 - X_i \beta) - F(\mu_1 - X_i \beta) + \dots + [y_i = j] \log [1 - F(\mu_j - X_i \beta)]$$

Vale ressaltar que o modelo *logit* ordenado padrão supõe que o estimador de máxima verossimilhança, β , não varia entre as categorias, presumindo, portanto, que as regressões para cada categoria da variável endógena são paralelas. Ou seja, de acordo com esse modelo, se determinado regressor for estatisticamente significativo para alguma categoria da variável dependente, também será para as demais categorias.

Contudo, Williams (2010) afirma que, frequentemente, esses modelos consideram, equivocadamente, que as variâncias são as mesmas em todos os casos, e, dessa forma, os erros padrões tornam-se incorretos e as estimativas dos parâmetros, tendenciosas. Long e Freese (2006) e Williams (2006) usam o teste de Brant para testar se os pressupostos do modelo *logit* ordenado são violados.

Como geralmente a hipótese de probabilidades proporcionais do modelo *logit* ordenado é violada (mesmo que várias variáveis atendam à hipótese de linhas paralelas e apenas uma não atenda, essa única variável pode fazer com que todo o modelo falhe no teste de Brant), uma maneira de lidar com o problema é usar modelos de probabilidades proporcionais parciais, proposto por Williams (2006).

De acordo com o autor, tal modelo oferece uma alternativa na qual a suposição das linhas paralelas não é violada, relaxando-se essa restrição somente para aquelas variáveis onde

isso não é justificado. Assim, por meio da opção *autofit*¹⁹, os coeficientes para as diversas categorias das variáveis em que essa suposição é violada são ajustados, mantendo-se a restrição para as demais, sendo possível, portanto, identificar as variáveis que realmente violam o pressuposto de regressão paralela. Diante disso, pode-se observar que é permitido que algumas variáveis atendam à suposição de linhas paralelas e outras não.

Inicialmente, há um processo iterativo em que se ajusta um modelo irrestrito, isto é, em que nenhuma variável é restrita para ter efeitos proporcionais. Então, são feitos vários testes de Wald em cada variável para ver se os seus coeficientes diferem nas equações. Assim, para aquelas variáveis em que os efeitos não diferem entre as equações, são impostas restrições de proporcionalidade.

Posteriormente, utiliza-se o modelo com restrições e o processo é repetido até que não haja mais variáveis que atendam à suposição de linhas paralelas. Finalmente, um teste global de Wald é realizado no modelo final com restrições versus o modelo irrestrito original. Se o modelo final é estatisticamente insignificante, significa que ele não viola o pressuposto de linhas paralelas. Ademais, o teste global de Wald lista as variáveis que sofreram restrições para atenderem à hipótese de linhas paralelas.

Entretanto, quando a variância é de interesse substancial, modelos de escolha heterogênea podem ser uma alternativa para modelos de regressão ordinal. E, por meio do modelo acima descrito, identifica-se as variáveis que violaram os pressupostos do *logit* ordenado, e então, pode-se incluí-las na equação de variância de Modelos Lineares Generalizados Ordinais (OGLM). Desta forma, especificam-se os determinantes da heterocedasticidade no intuito de corrigi-la (WILLIAMS, 2010). O modelo logístico heterocedástico faz parte de uma ampla classe de modelos em escala-localização (MCCULLAGH e NELDER, 1989) e modelos de escolha heterogênea (ALVAREZ e BREHM, 1995; KEELE e PARK, 2006).

Nesse sentido, Williams (2010) atenta para o fato de que o modelo *logit* ordenado assume que os erros são homocedásticos (negligenciando, portanto, possíveis efeitos heterogêneos de algumas variáveis explicativas) e que a variabilidade residual pode fazer com que os testes de probabilidades proporcionais falhem. Um modelo de escolha heterogênea modela as causas dessa variabilidade diferente. Ademais, segundo Greene e Hensher (2008) a existência ou não de heterogeneidade individual não contida explicitamente no modelo de escolha ordenada é muito importante.

¹⁹ Por padrão, testa-se a suposição de linhas paralelas usando o nível de significância de 0,05.

Modelos de escolha heterogênea podem ser utilizados com variáveis dependentes ordinais ou binárias. Sua estimação é feita por meio de duas equações simultâneas: a primeira, para os determinantes da escolha; a segunda, para os determinantes da variância (WILLIAMS, 2010). Para a equação dos determinantes da escolha, tem-se:

$$y_i^* = \sum_k x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i \quad (4.8)$$

Em que:

x = vetor de valores k para as i observações (variáveis explicativas, referem-se aos determinantes da escolha);

β = mostram como os x_s afetam a escolha;

ε_i = termo residual frequentemente considerado como tendo uma distribuição logística ou normal (0, 1).

Para a equação referente aos determinantes da variância, tem-se:

$$\sigma_i = \exp(\sum_j z_{ij}\gamma_j) \quad (4.9)$$

Em que:

z = vetor de valores j para as i observações (podendo definir grupos com diferentes variâncias);

γ = mostram como os z_s afetam a variância (ou mais especificamente, o log de σ).

Assim, para um resultado binário, por exemplo, verifica-se:

$$P(y_i = 1) = g\left(\frac{x_i\beta}{\exp(z_i\gamma)}\right) = g\left(\frac{x_i\beta}{\exp(\ln(\sigma_i))}\right) = g\left(\frac{x_i\beta}{\sigma_i}\right) \quad (4.10)$$

Para um resultado ordenado, tem-se:

$$P(y_i >) = g \frac{\{\sum_k x_{ik}\beta_k - k_m\}}{\{\exp(\sum_j z_{ij}\gamma_j)\}} \quad (4.11)$$

Em que:

$$\exp(\sum_j z_{ij} \gamma_j) = \exp\{\ln(\sigma_i)\} = \sigma_i,$$

$$k_0 = -\infty \text{ e } k_M = \infty$$

k = pontos de corte.

Ou seja:

$$P(y_i > m) = g \frac{\{\sum_k x_{ik} \beta_k - k_m\}}{\sigma_i}, \quad m = 1, 2, \dots, M-1 \quad (4.12)$$

Portanto, observa-se que a ideia do modelo é estimar uma equação de escolha que modela o efeito das variáveis explicativas no resultado, e uma equação de variância que modela o efeito das variáveis na variância do resultado.

4.3.2 Base de Dados

Neste estudo, foram utilizados os dados da PNS de 2013, descrita no segundo ensaio desta tese. Na pesquisa, a autopercepção do estado de saúde (variável dependente) assume valores de 1 a 5 (Muito Bom, Bom, Regular, Ruim e Muito Ruim), e, neste ensaio, a ordem foi trocada, passando-se da percepção muito ruim para a muito boa. Portanto, tem-se o seguinte:

$Y = 0$ (se avaliou sua saúde como muito ruim);

$Y = 1$ (se avaliou sua saúde como ruim);

$Y = 2$ (se avaliou sua saúde como regular);

$Y = 3$ (se avaliou sua saúde como boa);

$Y = 4$ (se avaliou sua saúde como muito boa).

O número de indivíduos que responderam à pergunta sobre a autopercepção do estado de saúde corresponde a 60.199. Após a retirada de todos os *missings*, restaram 40.941 observações. A autopercepção do estado de saúde foi investigada por meio da seguinte pergunta: Em geral, como o (a) Sr (a) avalia a sua saúde? As variáveis utilizadas podem ser divididas em: demográficas (sexo, idade, cor da pele, estado civil); socioeconômicas (escolaridade e condição de ocupação); indicadores de saúde (diagnóstico de doença crônica, plano de saúde, se já sofreu violência e acidente de trânsito); estilo de vida (prática de esporte, uso de cigarro, obesidade).

A obesidade foi determinada pelo índice de massa corporal (IMC), calculado pela divisão do peso corporal pelo quadrado da altura, em que são considerados obesos aqueles que possuem um $IMC \geq 30$. Já a variável violência (se sofreu alguma violência ou agressão de pessoas desconhecida, nos últimos 12 meses) foi utilizada com o intuito de medir o nível de estresse do indivíduo. As variáveis utilizadas e sua descrição podem ser melhor observadas no Quadro 4.1.

Quadro 4.1 – Variáveis utilizadas para a estimação do modelo sobre autopercepção de saúde, para a nova classe média brasileira.

Variável	Descrição	PNS		TESE
percp_estado_saude	Em geral, como o(a) Sr(a) avalia a sua saúde?	1	Muito boa	0 Muito Ruim
		2	Boa	1 Ruim
		3	Regular	2 Regular
		4	Ruim	3 Boa
		5	Muito ruim	4 Muito Boa
diagn_cronica	Algum médico já deu o diagnóstico de alguma doença crônica, física ou mental, ou doença de longa duração (de mais de 6 meses de duração)?	1	Sim	1 Sim
		2	Não	0 Não
Prat_Esporte	Nos últimos três meses, o(a) Sr(a) praticou algum tipo de exercício físico ou esporte? (não considere fisioterapia)	1	Sim	1 Sim
		2	Não	0 Não
Fuma	Atualmente, o(a) Sr(a) fuma algum produto do tabaco?	1	Sim, diariamente	1 Sim
		2	Sim, menos que diariamente	
		3	Não fumo atualmente	0 Não
Plano_Saúde	Tem algum plano de saúde, médico ou odontológico, particular, de empresa ou órgão público?	1	Sim	1 Sim
		2	Não	0 Não
acidente_trânsito	Nos últimos 12 meses, o(a) Sr(a) se envolveu em algum acidente de trânsito no qual tenha sofrido lesões corporais (ferimentos)?	1	Sim	1 Sim
		2	Não	0 Não
violência		1	Sim	1 Sim

	Nos últimos 12 meses, o(a) Sr(a) sofreu alguma violência ou agressão de pessoa desconhecida (como bandido, policial, assaltante etc.)?	2	Não	0 Não
obesidade	$\text{altura_metros} = \text{altura}/100$ $\text{altura}^2 = \text{altura_metros} * \text{altura_metros}$ $\text{IMC} = \text{peso} / \text{altura}^2$ $\text{obesidade} = 1 \text{ if } \text{IMC} \geq 30$ $\text{obesidade} = 0 \text{ if } \text{IMC} < 30$			1 Sim 0 Não
masculino	Sexo	1 2	Masculino Feminino	1 Masculino 0 Caso contrário
branca	Cor ou raça	1 2 3 4 5	Branca Preta Amarela Parda Indígena	1 Branca 0 Caso contrário
idade	Idade			18-101
idade2	Idade ao quadrado			
casada	Qual o estado civil?	1 2 3 4	Casado(a) Separado(a) ou desquitado(a) judicialmente Divorciado(a) Viúvo(a)	1 Casado 0 Caso contrário

		5	Solteiro(a)	
proxy_desocupado	Na semana de 21 a 27 de julho de 2013 (semana de referência), trabalhou ou estagiou, durante pelo menos uma hora, em alguma atividade remunerada em dinheiro?	1	Sim	1 desocupado
		2	Não	0 ocupado
Fund_Comp_Incomp	Nível de instrução mais elevado alcançado		Sim	1 tem ensino fundamental completo ou incompleto
			Não	0 caso contrário
Médio_Comp_Incomp			Sim	1 tem ensino médio completo ou incompleto
			Não	0 caso contrário
Superior_Comp_Incomp			Sim	1 tem ensino superior completo ou incompleto
			Não	0 caso contrário

Fonte: Elaborada pela autora.

A Tabela 4.1 abaixo apresenta algumas estatísticas descritivas sobre as variáveis mencionadas. Dentre os indivíduos analisados, 46,65% são homens; 44,25% são brancos e 41,92% casados. Quanto à escolaridade, 9,38% são analfabetos, 31,27%, 36,56% e 22,79% possuem ensino fundamental, médio e superior completo ou incompleto, respectivamente. Além disso, 37,94% estão desocupados.

Em relação à saúde, 18,79% dos indivíduos afirmaram que já receberam o diagnóstico de alguma doença crônica; 33,61% possuem plano de saúde; 3,49% já sofreu acidente de trânsito e 3,91% sofreu violência.

Quanto ao estilo de vida, 35,50% pratica esporte; 13,44% fuma e 18,46% dos indivíduos são obesos.

Tabela 4.1 - Estatísticas Descritivas

Variáveis	Observações	Proporção (%)	Desvio-Padrão
<u>Dependente</u>			
<i>Auto percepção do estado de saúde</i>			
Muito ruim	399	0,97	0,777
Ruim	1607	3,93	
Regular	10542	25,75	
Bom	22292	54,45	
Muito bom	6101	14,90	
<u>Explicativas</u>			
Estilo de Vida			
<i>Doenças Crônicas</i>			
Recebeu Diagnóstico de doença crônica	7691	18,79	0,391
Não Recebeu Diagnóstico de doença crônica	33250	81,21	
<i>Prática de Esporte</i>			
Pratica de Esporte	14535	35,50	0,479
Não Pratica Esporte	26406	64,50	
<i>Tabagismo</i>			
Fuma	5504	13,44	0,341
Não Fuma	35437	86,56	
<i>Obesidade</i>			
Obeso	7559	18,46	0,388
Não Obeso	33382	81,54	
Controles			
<i>Plano de Saúde</i>			
Possui Plano de Saúde	13761	33,61	0,472
Não Possui Plano de Saúde	27180	66,39	
<i>Acidente de Trânsito</i>			
Sofreu Acidente de trânsito	1427	3,49	0,183
Não Sofreu Acidente de trânsito	39514	96,51	
<i>Violência</i>			
Sofreu Violência	1599	3,91	0,194
Não Sofreu Violência	39342	96,09	
<i>Sexo</i>			
Masculino	19100	46,65	0,499
Feminino	21841	53,35	

<i>Raça</i>			
Branca	18117	44,25	0,497
Não Branca	22824	55,75	
<i>Idade</i>			
Idade	40941	100	15,621
Idade2	40941	100	1.485,85
<i>Estado Civil</i>			
Casada	17163	41,92	0,493
Não Casada	23778	58,08	
<i>Condição de Ocupação</i>			
Desocupado	15531	37,94	0,485
Ocupado	25410	62,06	
<i>Escolaridade</i>			
Analfabeto	3842	9,38	0,292
Ensino Fundamental Completo Incompleto	12802	31,27	0,464
Ensino Médio Completo e Incompleto	14969	36,56	0,482
Ensino Superior Completo e Incompleto	9328	22,79	0,419

Fonte: Elaborado pela autora, a partir da PNS (2013).

4.4 Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados da estimação do Modelo Linear Generalizado Ordinal (*OGLM*). Para guiar a estimação deste modelo, parte-se do modelo *logit* ordenado padrão e do modelo de Probabilidades Proporcionais Parciais. Com base no teste de Brant e outros testes da suposição de retas paralelas, os coeficientes do modelo *OGLM* foram estimados.

4.4.1 Estimação do Modelo Linear Generalizado Ordinal (*OGLM*)

Inicialmente, o modelo de autopercepção em saúde foi estimado mediante o uso do modelo *logit* ordenado padrão.²⁰ Este modelo supõe retas paralelas, utilizando-se, portanto, testes globais para analisar se esse pressuposto é violado (Tabela 4.2), além do teste de Brant que

²⁰ Os coeficientes do modelo *logit* ordenado padrão podem ser observados na Tabela B1 do apêndice B.

verifica cada variável individualmente (Tabela 4.3). A rejeição da hipótese nula dos testes indica a violação do pressuposto de regressões paralelas.

Tabela 4.2 – Testes da suposição de regressão paralela

Testes	Chi2	P>Chi2
Wolfe Gould	352,3	0,000
Brant	367,4	0,000
score	359	0,000
likelihood ratio	349,4	0,000
Wald	357,4	0,000

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

De acordo com a Tabela 4.2, observa-se que a hipótese nula dos diversos testes foi rejeitada, indicando a violação do pressuposto de retas paralelas.

Ratificando a violação da hipótese de probabilidades proporcionais, de acordo com a Tabela 4.3, os principais problemas aparecem em algumas variáveis, quais sejam: diagnóstico de doença crônica, prática de esporte, fuma, plano de saúde, violência, idade, proxy_desocupado, e ensino médio completo e incompleto.

Tabela 4.3 – Teste de Brant de suposição de regressão paralela

Variáveis	chi2	p>chi2	df
All	367,43	0,000	48
diagn_cronica	27,93	0,000	3
Prat_Esporte	20,33	0,000	3
Fuma	42,32	0,000	3
Plano_Saúde	10,02	0,018	3
acidente_trânsito	0,73	0,867	3
violência	18,88	0,000	3
obesidade	2,26	0,519	3
masculino	3,41	0,332	3
branca	7,06	0,070	3
idade	16,22	0,001	3
idade2	9,14	0,027	3
casada	2,47	0,481	3
proxy_desocupado	69,93	0,000	3
Fund_Comp_Incomp	6,35	0,096	3
Médio__Comp_Incomp	14,30	0,003	3
Superior_Comp_Incomp	5,60	0,133	3

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Uma maneira de lidar com o problema é usar o *logit* ordenado generalizado (estimado por *gologit2*) ajustando modelos de probabilidades proporcionais parciais²¹. Por meio deste modelo, identificam-se as variáveis que violam o pressuposto de retas paralelas e as incluem na equação de variância do *OGLM* (dado o interesse na estimação das variâncias residuais). As únicas variáveis que violaram²² a hipótese foram: *diagn_cronica*, *Prat_Esporte*, *Fuma*, *Plano_Saúde*, *violência*, *idade*, *proxy_desocupado*, *Médio__Comp_Incomp* (concordando com o teste de Brant visto na tabela 4.3). Além disso, nota-se que o modelo final apresenta uma estatística de teste insignificante, não violando a suposição de linhas paralelas²³ (Tabela 4.4).

²¹ É uma melhor alternativa também ao *gologit* original, no qual a suposição de linhas paralelas não é violada, ou seja, é um método que libera todas as variáveis da restrição, permitindo que todos os coeficientes variem entre as categorias (WILLIAMS, 2006).

²² Testa a suposição de linhas paralelas ao nível de significância de 0,05.

²³ O teste global de Wald mostrou que 24 restrições foram impostas no modelo final, em que 8 variáveis foram restringidas a atenderem o pressuposto de linhas paralelas e as outras 8 não atenderam.

Tabela 4.4 - Teste da suposição de linhas paralelas – *gologit2*

Variáveis	p-valor
diagn_cronica	0,0000
Prat_Esporte	0,0001
Fuma	0,0000
Plano_Saúde	0,0138
acidente_trânsito	0,8940
violência	0,0002
obesidade	0,1427
masculino	0,4803
branca	0,1839
idade	0,0000
idade2	0,2846
casada	0,2590
proxy_desocupado	0,0000
Fund_Comp_Incomp	0,1476
Médio__Comp_Incomp	0,0435
Superior_Comp_Incomp	0,5474
Modelo Final	0,2328

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Outrossim, o uso de um modelo de escolha heterogênea, permitindo a heterocedasticidade para determinadas variáveis, também concede espectros relevantes que seriam negligenciados em um modelo *logit* ordenado mal especificado. Além disso, é de extrema importância, pois permite o cálculo da variância residual, já que a desigualdade dentro do grupo ou desigualdade residual pode ser significativa, e, nesse caso, as inferências relativas aos coeficientes entre grupos podem ser inadequadas.

Com isso, a violação do pressuposto de regressão paralela associada à relevância de se contabilizar a variância residual, torna o modelo *OGLM* o mais adequado²⁴, revelando, neste caso, em que medida a saúde auto percebida é tendente à heterogeneidade observada. Os resultados dos coeficientes, dos efeitos marginais e da variância do modelo *OGLM* podem ser vistos por meio da tabela 4.5.

²⁴ Os três modelos (*ologit*, *gologit2*, *oglm*) revelam o efeito das variáveis de interesse sobre a autopercepção do estado de saúde, apresentando coeficientes e níveis de significância distintos entre eles. Destaca-se que o *logit* ordenado padrão subestima ou superestima os coeficientes. Uma comparação entre os três modelos pode ser vista na Tabela B2 do Apêndice B.

Tabela 4.5 – Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal

Variável Dependente	Coeficientes	Efeitos Marginais				
<i>Percepção do estado de saúde</i>						
Explicativas		Muito Ruim	Ruim	Regular	Bom	Muito Bom
Diagnóstico de doença crônica	-1,5819*** (0,0404)	0.0140*** (0.00100)	0.0582*** (0.00239)	0.243*** (0.00530)	-0.224*** (0.00554)	-0.0923*** (0.00329)
Prat_Esporte	0,4528*** (0,0252)	-0.00162*** (0.000128)	-0.00859*** (0.000499)	-0.0678*** (0.00361)	0.0365*** (0.00190)	0.0452*** (0.00254)
Fuma	-0,0769** (0,0353)	0.00274*** (0.000509)	0.00842*** (0.00145)	0.0182*** (0.00516)	-0.0408*** (0.00633)	0.0104* (0.00496)
Plano_Saúde	0,6455*** (0,0284)	-0.00279*** (0.000268)	-0.0136*** (0.000884)	-0.0982*** (0.00407)	0.0594*** (0.00505)	0.0578*** (0.00371)
acidente_trânsito	-0,3123*** (0,0609)	0.00134*** (0.000305)	0.00702*** (0.00154)	0.0498*** (0.0100)	-0.0334*** (0.00752)	-0.0270*** (0.00465)
violência	-0,2866*** (0,0619)	0.00467*** (0.00114)	0.0153*** (0.00294)	0.0484*** (0.00894)	-0.0654*** (0.0108)	-0.00512 (0.00747)
obesidade	-0,4601*** (0,0302)	0.00198*** (0.000183)	0.0104*** (0.000786)	0.0733*** (0.00486)	-0.0491*** (0.00367)	-0.0380*** (0.00226)
masculino	0,1760*** (0,0240)	-0.000662*** (9.68e-05)	-0.00349*** (0.000478)	-0.0269*** (0.00363)	0.0156*** (0.00210)	0.0162*** (0.00222)
branca	0,3360*** (0,0239)	-0.00125*** (0.000113)	-0.00661*** (0.000484)	-0.0512*** (0.00354)	0.0292*** (0.00203)	0.0316*** (0.00224)

idade	-0,0463*** (0,0042)	0.000228*** (2.12e-05)	0.00109*** (8.94e-05)	0.00732*** (0.000635)	-0.00504*** (0.000399)	-0.00436*** (0.000379)
idade2	0,0003*** (0,0000)	-1.01e-06*** (1.78e-07)	-5.34e-06*** (8.91e-07)	-4.11e-05*** (6.75e-06)	2.40e-05*** (3.97e-06)	3.37e-05*** (4.03e-06)
casada	0,0375 (0,0238)	-0.000141 (8.97e-05)	-0.000746 (0.000472)	-0.00575 (0.00364)	0.00334 (0.00211)	0.00290 (0.00220)
proxy_desocupado	-0,3019*** (0,0264)	0.00238*** (0.000319)	0.00980*** (0.00102)	0.0504*** (0.00410)	-0.0462*** (0.00480)	-0.0181*** (0.00340)
Fund_Comp_Incomp	0,2914*** (0,0427)	-0.00105*** (0.000159)	-0.00556*** (0.000790)	-0.0439*** (0.00629)	0.0240*** (0.00322)	0.0259*** (0.00407)
Médio__Comp_Incomp	0,7468*** (0,0451)	-0.00263*** (0.000211)	-0.0139*** (0.000843)	-0.110*** (0.00624)	0.0563*** (0.00289)	0.0712*** (0.00460)
Superior_Comp_Incomp	1,2051*** (0,0515)	-0.00358*** (0.000240)	-0.0190*** (0.000789)	-0.162*** (0.00569)	0.0527*** (0.00191)	0.137*** (0.00671)
Variáveis²⁵	ln variância	Variância Residual				
Diagnóstico de doença crônica	0,0766*** (0,0140164)	1,0796				
Fuma	0,087*** (0,0146408)	1,0909				
Plano_Saúde	-0,0266**	0,0262				

²⁵ As variáveis Prat_Esporte e Médio__Comp_Incomp não foram significantes na equação de variância do modelo *oglm* e, desta forma, foram excluídas desta equação posteriormente. Contudo, não houve diferença relevante nos coeficientes e nem no logaritmo da variância após a mudança.

	(0,0113702)	
violência	0,1009*** (0,0258129)	1,1062
idade	0,0023*** (0,0003529)	1,0023
proxy_desocupado	0,0469*** (0,0108606)	1,048

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

De acordo com a tabela 4.5, com exceção da variável casada, a qual não apresentou significância, observam-se efeitos substanciais das variáveis explicativas para a média da autoavaliação da saúde. De modo geral, os efeitos marginais aludem ao fato de que os grupos presentes na equação de variância (com exceção do fato de ter plano de saúde) tendem a ter níveis piores de autopercepção de saúde, ou seja, os que já receberam o diagnóstico de alguma doença crônica, fumantes, quem já sofreu violência, quanto maior a idade e os desocupados. Ademais, merece destaque que a variável violência não foi significativa na categoria de percepção de saúde muito boa e a variável fuma obteve sinal positivo na mesma categoria, sugerindo que fumar aumenta a probabilidade de o indivíduo relatar uma autopercepção de saúde muito boa.

Isto pode estar relacionado ao fato de que, apesar da literatura apontar uma relação negativa entre o consumo de cigarro e a qualidade de vida dos indivíduos, alguns estudos - Afonso e Pereira, 2013; Kovacs et al, 2004 - já revelam que as pessoas que fumam tendem a perceber a sua saúde como boa e entendem que possuem menos risco do que os não fumantes, incluídos os riscos de saúde. Provavelmente, os fumantes teriam uma percepção melhor em relação aos “benefícios” do cigarro do que os não fumantes, como o fato do uso do cigarro causar uma sensação de relaxamento e reduzir os níveis de estresse (KOVACS et al, 2004).

Nesta análise, contudo, a variância residual tem substancial importância, visto que a heterogeneidade residual pode variar substantivamente intragrupo, indicando, portanto, diferenças na desigualdade dentro do grupo. Nesse sentido, nota-se que a variabilidade residual na autopercepção de saúde diferiu por diagnóstico de doença crônica, por uso de cigarro, acesso a plano de saúde, exposição à violência, de acordo com a idade e com a condição de ocupação. Assim, tem-se um modelo de escolha heterogênea que permite heterocedasticidade para tais variáveis.

Usando-se a transformação $100(e^{\beta} - 1)$ no coeficiente, indica-se que ter recebido o diagnóstico de alguma doença crônica diminui a percepção de uma saúde melhor em cerca de 79%. Contudo, isso pode ser devido às diferenças nas variâncias residuais, ou seja, sofrer influência da dispersão da percepção do estado de saúde ao longo do diagnóstico de doença crônica (de outra forma, como a saúde auto avaliada muda dentro do respectivo grupo). Certas características tais como: escolaridade, idade, nível de aceitação da doença, entre outros, podem fazer com que um grupo seja mais heterogêneo (TEIXEIRA e ZANETTI, 2006).

Aqui, observa-se que a variância residual sugere uma variabilidade cerca de 8% maior para o grupo que já recebeu o diagnóstico de doença crônica em relação àquele que nunca o

recebeu. Ou seja, o primeiro grupo de indivíduos tem um padrão de percepção do estado de saúde mais heterogêneo.

Além dos fatores citados acima, tal resultado pode estar associado ao tipo de doença. Possivelmente, o fato do questionário da PNS-2013 incluir uma série de doenças crônicas acaba tornando esse grupo de indivíduos com um padrão de percepção mais variável, heterogêneo entre si, pois a qualidade de vida e as possíveis limitações causadas pela condição crônica dependem do tipo de doença, influenciando de forma diversa a autopercepção de saúde do indivíduo. Além disso, de acordo com o questionário, foram considerados portadores de alguma doença crônica os indivíduos que responderam afirmativamente à seguinte pergunta: “*Algum médico já deu o diagnóstico de alguma doença crônica, física ou mental, ou doença de longa duração (de mais de 6 meses de duração)?* ” Assim, observa-se que pessoas podem apresentar apenas uma ou mais de uma doença, o que contribui para tornar o grupo mais heterogêneo.

Analisando-se a heterogeneidade dos demais grupos, verifica-se que, após efetuar a transformação $100(e^{\beta} - 1)$ nos coeficientes, o hábito de fumar está associado a uma redução de 7,4% em uma percepção melhor de saúde. Contudo, quem fuma tem um padrão de percepção 9% mais variável do que quem não fuma.

Ter plano de saúde aumenta a chance de o indivíduo perceber uma saúde melhor em cerca de 91% comparado com aqueles que não o possui. O grupo dos indivíduos que tem acesso a um plano de saúde, no entanto, é cerca 3% menos variável do que quem não tem. Já o fato de ter sofrido violência reduz a chance de uma autopercepção de saúde melhor em cerca de 25%, mas esse grupo é aproximadamente 11% mais variável do que aquele que nunca sofreu violência.

O aumento na idade relaciona-se a uma redução de cerca de 4,5% em uma percepção melhor de saúde. Apesar de apresentar heterogeneidade, a variância aumenta apenas cerca de 0,2% com a idade.

Finalmente, a condição de desocupado associa-se a uma redução de aproximadamente 26% em uma autopercepção melhor de saúde, entretanto, o grupo de desocupados é quase 5% mais heterogêneo do que os que estão ocupados.

Dentre os resultados mais relevantes, observa-se que a autopercepção do estado de saúde é influenciada pelo acesso a um plano de saúde, em que o fato de possui-lo aumenta a chance das pessoas perceberem sua saúde melhor, além de que tal grupo é menos heterogêneo entre si do que aqueles que não têm o seguro. Como a percepção é uma variável subjetiva, isto pode ser um indicativo de que o acesso a um plano de saúde pode reduzir a percepção da gravidade dos

problemas de saúde, podendo dar mais segurança ao indivíduo, além do fato de estar associado a renda e ao acesso aos serviços de saúde (MESQUITA, 2014).

Por outro lado, há presença de maior heterogeneidade entre os que receberam diagnóstico de alguma doença crônica, fuma e sofreu violência, em relação a seus opostos. Ou seja, aponta-se para o fato de que alguns grupos de pessoas possuem uma maior variabilidade não observada em suas respostas. Dentre estes, a variável violência possui a maior variação residual. Isso pode ser atribuído a caracterização da violência sofrida, ou seja, ao tipo de exposição a situações de violência. Além disso, a violência provavelmente afeta diferentemente os homens e as mulheres, influenciando, conseqüentemente, suas percepções sobre o estado de saúde de forma distinta, contribuindo para um padrão de percepção mais heterogêneo dentro deste grupo.

Por fim, foi averiguada duas outras formas de modelagem em que se colocam todas as variáveis explicativas na equação de variância (Tabela 4.6), e, em seguida, excluem-se aquelas que não foram significantes (Tabela 4.7).

Tabela 4.6 – Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal – modelo com todas as variáveis na equação de variância

Variável Dependente	Coeficientes	Efeitos Marginais				
Percepção do estado de saúde						
Explicativas		Muito Ruim	Ruim	Regular	Bom	Muito Bom
Diagnóstico de doença crônica	-1,4975*** (0,0482)	0.0133*** (0.000973)	0.0576*** (0.00240)	0.245*** (0.00536)	-0.225*** (0.00556)	-0.0917*** (0.00274)
Prat_Esporte	0,4291*** (0,0252)	-0.00164*** (0.000254)	-0.00882*** (0.000880)	-0.0690*** (0.00381)	0.0385*** (0.00491)	0.0409*** (0.00341)
Fuma	-0,0726** (0,0334)	0.00266*** (0.000502)	0.00843*** (0.00146)	0.0184*** (0.00520)	-0.0411*** (0.00643)	0.0116** (0.00448)
Plano_Saúde	0,6098*** (0,0294)	-0.00258*** (0.000278)	-0.0132*** (0.000932)	-0.0984*** (0.00411)	0.0577*** (0.00535)	0.0565*** (0.00381)
acidente_trânsito	-0,2897*** (0,0586)	0.00206* (0.000896)	0.00918** (0.00284)	0.0502*** (0.00989)	-0.0423*** (0.0117)	-0.0192** (0.00709)
violência	-0,2714*** (0,0587)	0.00449*** (0.00110)	0.0152*** (0.00294)	0.0488*** (0.00900)	-0.0655*** (0.0109)	-0.00309 (0.00728)
obesidade	-0,4311*** (0,0302)	0.00358*** (0.000470)	0.0151*** (0.00140)	0.0749*** (0.00477)	-0.0680*** (0.00553)	-0.0256*** (0.00343)
masculino	0,1635*** (0,0228)	-0.00125*** (0.000258)	-0.00541*** (0.000889)	-0.0293*** (0.00376)	0.0265*** (0.00468)	0.00948** (0.00312)

branca	0,3175*** (0,0234)	-0.00106*** (0.000250)	-0.00609*** (0.000869)	-0.0509*** (0.00368)	0.0268*** (0.00460)	0.0313*** (0.00308)
idade	-0,0432*** (0,0041)	0.000214*** (2.09e-05)	0.00106*** (8.94e-05)	0.00726*** (0.000640)	-0.00497*** (0.000404)	-0.00357*** (0.000374)
idade2	0,0002*** (0,0000)	-9.39e-07*** (1.71e-07)	-5.14e-06*** (8.83e-07)	-4.03e-05*** (6.81e-06)	2.34e-05*** (3.98e-06)	2.29e-05*** (3.88e-06)
casada	0,0332 (0,0224)	-0.000806** (0.000248)	-0.00289** (0.000878)	-0.00834* (0.00380)	0.0153** (0.00465)	-0.00322 (0.00304)
proxy_desocupado	-0,2847*** (0,0256)	0.00206*** (0.000311)	0.00905*** (0.00103)	0.0500*** (0.00414)	-0.0430*** (0.00492)	-0.0181*** (0.00322)
Fund_Comp_Incomp	0,2777*** (0,0416)	-0.00168*** (0.000393)	-0.00777*** (0.00143)	-0.0482*** (0.00678)	0.0377*** (0.00812)	0.0199*** (0.00572)
Médio__Comp_Incomp	0,7079*** (0,0456)	-0.00361*** (0.000428)	-0.0174*** (0.00147)	-0.118*** (0.00677)	0.0793*** (0.00833)	0.0592*** (0.00614)
Superior_Comp_Incomp	1,1394*** (0,0543)	-0.00406*** (0.000374)	-0.0210*** (0.00128)	-0.170*** (0.00660)	0.0713*** (0.00919)	0.123*** (0.00814)
Variáveis	ln variância	Variância Residual				
Diagnóstico de doença crônica	0,0740*** (0,0141096)	1,0768				
Prática de esporte	-0,0044 (0,0111983)					

Fuma	0,0877*** (0,0149021)	1,0917
Plano_Saúde	-0,0220* (0,0121627)	0,0218
Acidente de trânsito	0,0277 (0,0274495)	
violência	0,1008*** (0,0259079)	1,1061
obesidade	0,0567*** (0,0128935)	1,0583
masculino	-0,0280*** (0,010752)	0,0276
Branca	0,0062 (0,0104984)	
idade	0,0022*** (0,0003759)	1,0022
casada	-0,0306*** (0,0105261)	0,0301
proxy_desocupado	0,0384*** (0,0112132)	1,0392
Fund_Comp_Incomp	-0,0329* (0,0183492)	0,0324

Médio__Comp_Incomp	-0,0554*** (0,0192095)	0,0539
Superior_Comp_Incomp	-0,0443** (0,0215364)	0,0434

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 4.7 – Coeficientes, efeitos marginais e variância do Modelo Linear Generalizado Ordinal – modelo após exclusão das variáveis que não foram significantes na equação de variância

Variável Dependente	Coeficientes	Efeitos Marginais				
<i>Percepção do estado de saúde</i>						
Explicativas		Muito Ruim	Ruim	Regular	Bom	Muito Bom
Diagnóstico de doença crônica	-1,4953*** (0,04783)	0.0133*** (0.000973)	0.0576*** (0.00240)	0.245*** (0.00535)	-0.225*** (0.00556)	-0.0917*** (0.00274)
Prat_Esporte	0,4290*** (0,0251)	-0.00156*** (0.000124)	-0.00853*** (0.000493)	-0.0686*** (0.00363)	0.0368*** (0.00190)	0.0419*** (0.00239)
Fuma	-0,0725** (0,0334)	0.00267*** (0.000501)	0.00847*** (0.00146)	0.0184*** (0.00520)	-0.0412*** (0.00641)	0.0117** (0.00448)
Plano_Saúde	0,6089*** (0,0293)	-0.00257*** (0.000276)	-0.0132*** (0.000925)	-0.0983*** (0.00410)	0.0575*** (0.00532)	0.0566*** (0.00380)
acidente_trânsito	-0,2913*** (0,0576)	0.00126*** (0.000291)	0.00686*** (0.00152)	0.0496*** (0.0101)	-0.0331*** (0.00750)	-0.0246*** (0.00436)
violência	-0,2711*** (0,0586)	0.00453*** (0.00111)	0.0153*** (0.00294)	0.0489*** (0.00899)	-0.0657*** (0.0108)	-0.00295 (0.00728)
obesidade	-0,4304*** (0,0301)	0.00359*** (0.000471)	0.0151*** (0.00140)	0.0749*** (0.00477)	-0.0680*** (0.00553)	-0.0255*** (0.00342)
masculino	0,1627*** (0,0228)	-0.00124*** (0.000256)	-0.00539*** (0.000885)	-0.0292*** (0.00376)	0.0264*** (0.00465)	0.00945** (0.00311)
branca	0,3165***	-0.00119***	-0.00652***	-0.0514***	0.0292***	0.0299***

	(0,0233)	(0.000109)	(0.000479)	(0.00356)	(0.00203)	(0.00212)
idade	-0,0431***	0.000214***	0.00106***	0.00727***	-0.00497***	-0.00357***
	(0,0040)	(2.09e-05)	(8.93e-05)	(0.000639)	(0.000403)	(0.000373)
idade2	0,0002***	-9.41e-07***	-5.14e-06***	-4.03e-05***	2.34e-05***	2.30e-05***
	(0,0000)	(1.71e-07)	(8.83e-07)	(6.81e-06)	(3.98e-06)	(3.88e-06)
casada	0,0334	-0.000805**	-0.00289**	-0.00837*	0.0152**	-0.00317
	(0,0224)	(0.000248)	(0.000877)	(0.00379)	(0.00464)	(0.00304)
proxy_desocupado	-0,2844***	0.00206***	0.00905***	0.0500***	-0.0430***	-0.0181***
	(0,0256)	(0.000311)	(0.00103)	(0.00414)	(0.00492)	(0.00322)
Fund_Comp_Incomp	0,2770***	-0.00168***	-0.00775***	-0.0481***	0.0376***	0.0199***
	(0,0415)	(0.000392)	(0.00143)	(0.00677)	(0.00811)	(0.00572)
Médio__Comp_Incomp	0,7070***	-0.00362***	-0.0174***	-0.117***	0.0793***	0.0592***
	(0,0455)	(0.000425)	(0.00147)	(0.00676)	(0.00830)	(0.00613)
Superior_Comp_Incomp	1,1374***	-0.00406***	-0.0210***	-0.170***	0.0712***	0.123***
	(0,0541)	(0.000369)	(0.00127)	(0.00659)	(0.00911)	(0.00810)
Variáveis	ln variância	Variância Residual				
Diagnóstico de doença crônica	0,0739*** (0,0140853)	1,0767				
Fuma	0,0882*** (0,0148718)	1,0922				
Plano_Saúde	-0,0216* (0,0120906)	0,0214				

violência	0,1016*** (0,0258762)	1,1070
obesidade	0,0568*** (0,0128888)	1,0585
masculino	-0,0279*** (0,0106604)	0,0276
idade	0,0022*** (0,0003714)	1,0022
casada	-0,0305*** (0,0105111)	0,0300
proxy_desocupado	0,0383*** (0,0112123)	1,0391
Fund_Comp_Incomp	-0,0327* (0,0183306)	0,0322
Médio__Comp_Incomp	-0,0554*** (0,0191407)	0,0539
Superior_Comp_Incomp	-0,0441** (0,0213509)	0,0431

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Uma forma de analisar a qualidade do ajuste dos referidos modelos é por meio da probabilidade dos resultados observados, dados os parâmetros estimados – *likelihood* (Tabela 4.8). Verificou-se, portanto, por meio do teste de razão de verossimilhança (*Likelihood-ratio test*), o melhor ajuste entre os modelos das tabelas 4.5 e 4.7.

De acordo com a tabela 4.8, o teste fornece um qui-quadrado de 43,46 com 6 graus de liberdade. Observa-se que os graus de liberdade para o teste são iguais ao número de parâmetros que são restritos, isto é, removidos do modelo (seis, nesse caso). O baixo p-valor indica que adicionar as demais variáveis como variáveis preditoras resulta em uma melhoria estatisticamente significativa no ajuste do modelo. Contudo, observa-se que o segundo produz um qui-quadrado maior do que o primeiro (10197,19 versus 10152,22) ao custo de seis graus de liberdade, e o BIC favorece o primeiro e o AIC, o segundo, não havendo motivo para preferir um modelo ao outro.

Tabela 4.8 – Teste de ajuste de modelos

Modelo	Observação	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC	LR chi2
Modelo 1 (tabela 4.5)	40941	-46519.58	-41443.48	26	82938.95	83163.07	10152.22
Modelo 2 (tabela 4.7)	40941	-46519.58	-41421.75	32	82907.49	83183.33	10197.19
Likelihood-ratio test				LR chi2(6) = 43.46			
(Assumption: oglm nested in oglm_comp)				Prob > chi2 = 0.0000			

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

O mesmo teste foi feito entre o *ologit* e o *oglm* (tabela 4.9), indicando-se que o segundo é superior ao primeiro.

Tabela 4.9 – Teste de ajuste dos modelos *ologit* e *oglm*

Modelo	Observação	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC	LR chi2
Modelo ologit	40941	-46519.58	-41529.93	20	83099.86	83272.26	9979.31
Modelo oglm	40941	-46519.58	-41443.48	26	82938.95	83163.07	10152.22
Likelihood-ratio test				LR chi2(6) = 172.91			
(Assumption: ologit nested in oglm)				Prob > chi2 = 0.0000			

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

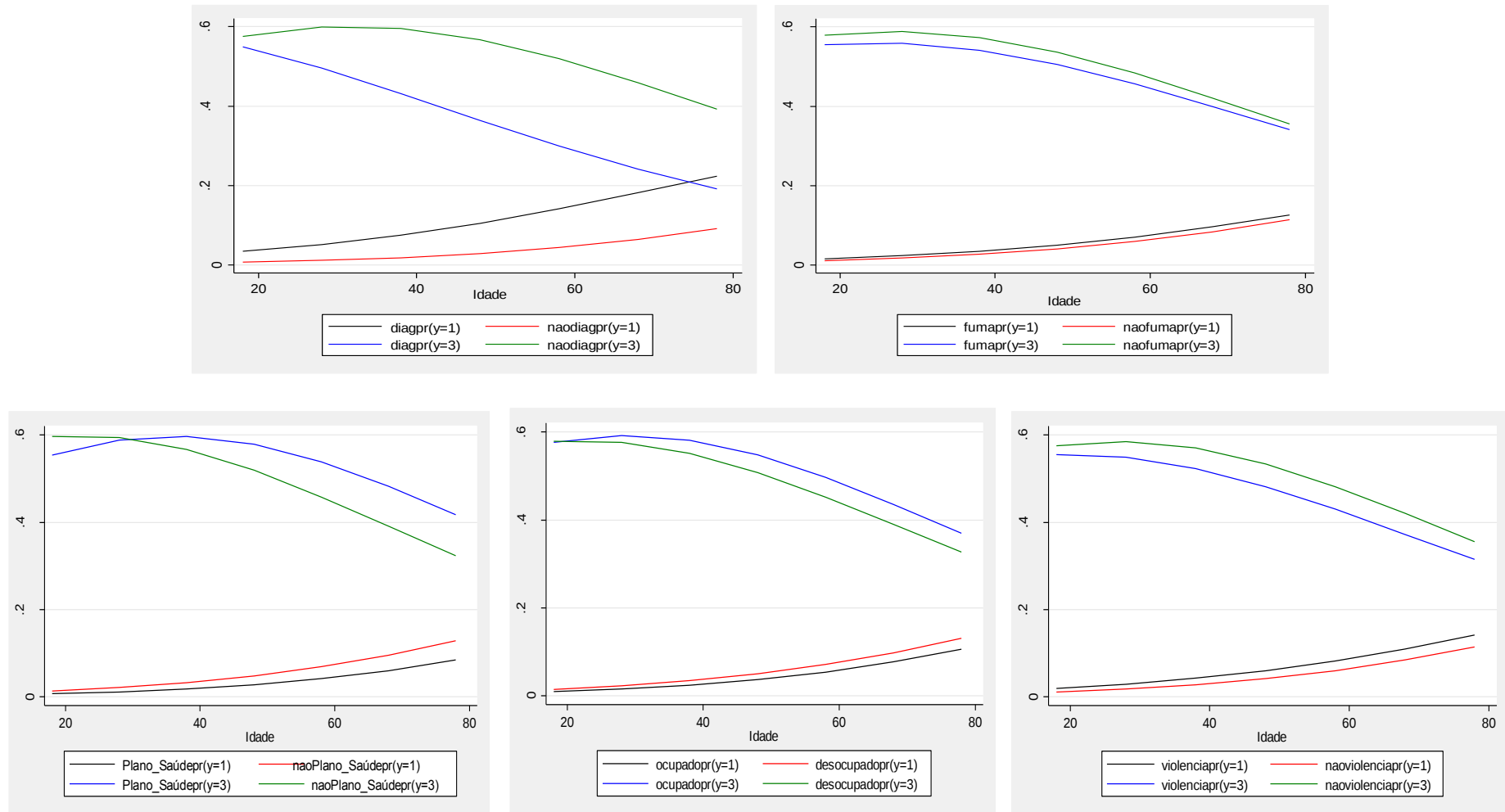
Diante disso, ressalta-se a importância do uso de modelos de escolha heterogênea diante de variáveis dependentes ordinais, tendo em vista que, como verificado, a saúde auto percebida relaciona-se não só com o nível das variáveis de interesse, mas também é influenciada pela sua variação. Assim, visto que os coeficientes da variância residual apontaram diferenças significativas na desigualdade de algumas variáveis, é de grande relevância a sua análise a fim de se verificar o verdadeiro efeito causal.

Ademais, os modelos revelaram uma forte relação entre o diagnóstico de doença crônica e a autopercepção do estado de saúde, concordando com diversos estudos (KAPLAN et al, 1996; DAMIAN et al, 1999; BLAUM et al, 1994; COTT et al, 1999; GALLEGOS-CARRILLO et al, 2006; SHIELDS e SHOOSHTARI, 2001), sugerindo, portanto, que a saúde auto percebida está fortemente associada ao real estado de saúde, ou seja, a medidas mais objetivas da condição de saúde, inclusive em relação a incidência de doença crônica (SHIELDS e SHOOSHTARI, 2001).

4.4.2 Diferenças de percepção de saúde entre grupos por idade

Por fim, com o objetivo de capturar as diferenças nas probabilidades previstas nos extremos saúde ruim e boa, por idade, foram construídos gráficos associando a idade aos respectivos grupos de variáveis presentes na equação de variância, quais sejam: diagnóstico de doença crônica, uso de cigarro, plano de saúde, ocupação e violência, como pode ser observado na Figura 4.1.

FIGURA 4.1: Probabilidades previstas de autopercepção de saúde das categorias ruim ($y=1$) e boa ($y=3$) entre grupos relacionados ao diagnóstico de doença crônica, uso de cigarro, plano de saúde, condição de ocupação e exposição a violência, por idade.



Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Por meio das duas linhas do canto inferior esquerdo de cada gráfico é possível verificar que a percepção de saúde ruim aumenta com a idade. Somando-se a isso, para todas as idades, quem já recebeu o diagnóstico de alguma doença crônica, fuma, não tem plano de saúde, está desocupado e já sofreu violência tem mais chances de perceber sua saúde como ruim do que quem nunca recebeu o diagnóstico, não tem plano de saúde, está ocupado e não sofreu violência, respectivamente. Contudo, vale ressaltar que, com exceção da variável diagnóstico de doença crônica, em todas as demais, a diferença de auto percepção de saúde ruim é bem pequena ao longo da idade, sendo a maior diferença encontrada entre aquele grupo de indivíduos que já recebeu o diagnóstico e aquele que nunca recebeu.

Por outro lado, as duas primeiras linhas de cada gráfico mostram que, em geral, a probabilidade de perceber a saúde como boa diminui com a idade. Além disso, pode-se perceber claramente que quem não fuma, não sofreu violência e, principalmente, quem nunca recebeu diagnóstico de doença crônica, têm mais chance de perceber sua saúde como boa em relação a quem fuma, quem sofreu violência e a quem já recebeu o diagnóstico, respectivamente. O mesmo pode ser observado ao longo de quase todas as idades para os demais grupos - plano de saúde e ocupados.

A diferença de percepção boa entre ocupados e desocupados praticamente não existe até aproximadamente os 20 anos de idade, em que, a partir dessa idade, as pessoas ocupadas passam a ter uma maior chance de perceberem sua saúde como boa em relação aos desocupados. Ademais, um resultado interessante está entre o grupo que possui ou não plano de saúde. Até cerca de 30 anos de idade quem não dispõe de plano de saúde tem uma autopercepção de saúde melhor do que quem possui o plano, a partir daí a relação se inverte ao longo da idade.

4.5 Considerações Finais

Embora existam trabalhos sobre a autopercepção de saúde a maioria ignora os problemas de mensuração comumente encontrados em variáveis auto reportadas. Na literatura nacional, os trabalhos envolvendo autopercepção de saúde confrontam os níveis de autopercepção com variáveis de controle, supondo-se que a variância é constante, contudo, em auto avaliações de saúde a presença de heterocedasticidade é habitual.

Visando contribuir para essa literatura, este trabalho propôs-se a investigar os determinantes da autopercepção de saúde em presença de heterocedasticidade. Portanto, o cálculo da variância residual foi de substancial interesse deste ensaio.

De modo geral, os resultados apontam que, com exceção do estado civil, as demais variáveis geram efeitos para a média da auto avaliação da saúde e a variabilidade residual na autopercepção de saúde diferiu por diagnóstico de doença crônica, por uso de cigarro, acesso a plano de saúde, exposição à violência, de acordo com a idade e por condição de ocupação.

As análises das variâncias residuais sugerem que a maior presença de heterogeneidade se encontra entre os indivíduos que já sofreram violência, fumam e que já receberam diagnóstico de alguma doença crônica, em relação a seus opostos, respectivamente. Esses grupos, portanto, têm uma maior variabilidade não observada em suas respostas. Por outro lado, destaca-se que o grupo dos indivíduos que tem acesso a um plano de saúde é menos variável do que o que não tem, o que pode ser reflexo de que o plano de saúde diminui a percepção da gravidade dos problemas de saúde.

Já o padrão de percepção mais heterogêneo dentro dos demais grupos pode estar relacionado ao tipo de violência sofrida; à quantidade de informação que o indivíduo tem sobre seu verdadeiro estado de saúde e possíveis tratamentos; ao tipo e quantidade doenças crônicas de cada indivíduo, e conseqüentemente, às eventuais limitações causadas, etc.

Para os grupos de variáveis presentes na equação de variância, observaram-se também as diferenças nas probabilidades previstas nos extremos saúde ruim e boa, por idade. Em geral, verificou-se que a percepção de saúde ruim aumenta com a idade. Além disso, para todas as idades, quem já recebeu o diagnóstico de alguma doença crônica, fuma, não tem plano de saúde, está desocupado e já sofreu violência tem mais chances de perceber sua saúde como ruim em comparação aos seus opostos.

A diferença na auto percepção de saúde ruim entre os grupos e seus opostos é bem pequena ao longo da idade, sendo a maior diferença encontrada entre aquele grupo de indivíduos que já recebeu o diagnóstico de doença crônica e aquele que nunca o recebeu. Já na análise da percepção boa, observa-se que, em geral, a probabilidade de perceber a saúde como boa diminui com a idade. Além disso, quem não fuma, não sofreu violência e, principalmente, quem nunca recebeu diagnóstico de doença crônica, têm mais chance de perceber sua saúde como boa em relação aos seus opostos. O mesmo pode ser observado ao longo de quase todas as idades para os demais grupos (plano de saúde e ocupados).

APÊNDICE B

Tabela B1 - Coeficientes - modelo *logit* ordenado

Variável Dependente	
Percepção do estado de saúde	
Explicativas	Coeficientes
Diagnóstico de doença crônica	-1,3739***
	0,0271
Prat_Esporte	0,4056***
	0,0217
Fuma	-0,0737**
	0,0296
Plano_Saúde	0,5713***
	0,0237
acidente_trânsito	-0,2721***
	0,0537
violência	-0,2612***
	0,0511
obesidade	-0,3929***
	0,0255
masculino	0,1450***
	0,0208
branca	0,2920***
	0,0205
idade	-0,0429***
	0,0036
idade2	0,0003***
	0,0000
casada	0,0263
	0,0208
proxy_desocupado	-0,2797***
	0,0227
Fund_Comp_Incomp	0,2586***
	0,0361

Médio__Comp_Incomp	0,6591*** 0,0377
Superior_Comp_Incomp	1,0673*** 0,0422
Número de Observações	40.941

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

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

Tabela B2 – Efeitos marginais - modelos *ologit*, *gologit2* e *oglm*

Variáveis Explicativas	Muito Ruim			Ruim			Regular			Bom			Muito Bom		
	ologit	gologit2	oglm	ologit	gologit2	oglm	ologit	gologit2	oglm	ologit	gologit2	oglm	ologit	gologit2	oglm
diagn_cronica	0.0125*** (0.000695)	0.0121*** (0.00126)	0.0140*** (0.00100)	0.0517*** (0.00179)	0.0523*** (0.00288)	0.0582*** (0.00239)	0.246*** (0.00493)	0.240*** (0.00684)	0.243*** (0.00530)	-0.211*** (0.00530)	-0.212*** (0.00701)	-0.224*** (0.00554)	-0.0999*** (0.00177)	-0.0908*** (0.00274)	-0.0923*** (0.00329)
Prat_Esporte	-0.00213*** (0.000151)	-0.00150*** (0.000147)	-0.00162*** (0.000128)	-0.00933*** (0.000525)	- 0.00850*** (0.000514)	-0.00859*** (0.000499)	-0.0675*** (0.00352)	-0.0685*** (0.00355)	-0.0678*** (0.00361)	0.0370*** (0.00188)	0.0333*** (0.00173)	0.0365*** (0.00190)	0.0420*** (0.00237)	0.0415*** (0.00238)	0.0452*** (0.00254)
Fuma	0.000418* (0.000174)	0.00343*** (0.000772)	0.00274*** (0.000509)	0.00183* (0.000754)	0.00711*** (0.00182)	0.00842*** (0.00145)	0.0127* (0.00514)	0.0113 (0.00660)	0.0182*** (0.00516)	-0.00781* (0.00327)	-0.0322*** (0.00747)	-0.0408*** (0.00633)	-0.00712* (0.00280)	0.0114* (0.00444)	0.0104* (0.00496)
Plano_Saúde	-0.00291*** (0.000183)	-0.00179*** (0.000423)	-0.00279*** (0.000268)	-0.0128*** (0.000580)	-0.0134*** (0.00117)	-0.0136*** (0.000884)	-0.0936*** (0.00374)	-0.1000*** (0.00492)	-0.0982*** (0.00407)	0.0484*** (0.00190)	0.0574*** (0.00538)	0.0594*** (0.00505)	0.0609*** (0.00275)	0.0553*** (0.00369)	0.0578*** (0.00371)
acidente_trânsito	0.00171*** (0.000390)	0.00125*** (0.000292)	0.00134*** (0.000305)	0.00741*** (0.00165)	0.00701*** (0.00153)	0.00702*** (0.00154)	0.0483*** (0.00985)	0.0508*** (0.0101)	0.0498*** (0.0100)	-0.0331*** (0.00755)	-0.0321*** (0.00727)	-0.0334*** (0.00752)	-0.0243*** (0.00433)	-0.0248*** (0.00435)	-0.0270*** (0.00465)
violência	0.00163*** (0.000367)	0.00421* (0.00165)	0.00467*** (0.00114)	0.00707*** (0.00155)	0.00894* (0.00376)	0.0153*** (0.00294)	0.0463*** (0.00935)	0.0654*** (0.0129)	0.0484*** (0.00894)	-0.0315*** (0.00710)	-0.0734*** (0.0136)	-0.0654*** (0.0108)	-0.0235*** (0.00416)	-0.00295 (0.00727)	-0.00512 (0.00747)
obesidade	0.00247*** (0.000218)	0.00175*** (0.000194)	0.00198*** (0.000183)	0.0107*** (0.000816)	0.00979*** (0.000777)	0.0104*** (0.000786)	0.0696*** (0.00468)	0.0710*** (0.00476)	0.0733*** (0.00486)	-0.0475*** (0.00360)	-0.0445*** (0.00343)	-0.0491*** (0.00367)	-0.0353*** (0.00210)	-0.0366*** (0.00214)	-0.0380*** (0.00226)
masculino	-0.000797*** (0.000121)	- 0.000590*** (9.38e-05)	- 0.000662*** (9.68e-05)	-0.00349*** (0.000506)	- 0.00333*** (0.000465)	-0.00349*** (0.000478)	-0.0247*** (0.00353)	-0.0262*** (0.00357)	-0.0269*** (0.00363)	0.0146*** (0.00209)	0.0140*** (0.00190)	0.0156*** (0.00210)	0.0144*** (0.00207)	0.0155*** (0.00210)	0.0162*** (0.00222)
branca	-0.00159*** (0.000136)	-0.00113*** (0.000122)	-0.00125*** (0.000113)	-0.00697*** (0.000510)	- 0.00637*** (0.000485)	-0.00661*** (0.000484)	-0.0494*** (0.00344)	-0.0504*** (0.00348)	-0.0512*** (0.00354)	0.0287*** (0.00201)	0.0263*** (0.00185)	0.0292*** (0.00203)	0.0292*** (0.00209)	0.0299*** (0.00212)	0.0316*** (0.00224)
idade	0.000237*** (2.29e-05)	0.000200*** (2.34e-05)	0.000228*** (2.12e-05)	0.00104*** (8.95e-05)	0.00109*** (9.42e-05)	0.00109*** (8.94e-05)	0.00732*** (0.000608)	0.00898*** (0.000637)	0.00732*** (0.000635)	-0.00436*** (0.000370)	- 0.00591** * (0.000397)	-0.00504*** (0.000399)	-0.00424*** (0.000352)	- 0.00359*** (0.000371)	-0.00436*** (0.000379)
idade2	-1.44e-06***	-1.24e-06***	-1.01e-06***	-6.31e-06***	-6.99e-06***	-5.34e-06***	-4.45e-05***	-5.49e-05***	-4.11e-05***	2.65e-05***	2.95e-05***	2.40e-05***	2.58e-05***	2.35e-05***	3.37e-05***

	(2.19e-07)	(1.79e-07)	(1.78e-07)	(9.18e-07)	(8.58e-07)	(8.91e-07)	(6.38e-06)	(6.55e-06)	(6.75e-06)	(3.83e-06)	(3.55e-06)	(3.97e-06)	(3.70e-06)	(3.86e-06)	(4.03e-06)
casada	-0.000145	-0.000106	-0.000141	-0.000635	-0.000599	-0.000746	-0.00448	-0.00471	-0.00575	0.00266	0.00252	0.00334	0.00260	0.00329	0.00290
	(0.000114)	(8.06e-05)	(8.97e-05)	(0.000501)	(0.000453)	(0.000472)	(0.00354)	(0.00357)	(0.00364)	(0.00209)	(0.00190)	(0.00211)	(0.00206)	(0.00209)	(0.00220)
proxy_desocupado	0.00160***	0.00406***	0.00238***	0.00699***	0.0133***	0.00980***	0.0482***	0.0393***	0.0504***	-0.0299***	-0.0385***	-0.0462***	-0.0269***	-0.0163***	-0.0181***
	(0.000156)	(0.000631)	(0.000319)	(0.000608)	(0.00146)	(0.00102)	(0.00395)	(0.00507)	(0.00410)	(0.00258)	(0.00546)	(0.00480)	(0.00214)	(0.00316)	(0.00340)
Fund_Comp_Incomp	-0.00136***	-	-0.00105***	-0.00599***	-	-0.00556***	-0.0433***	-0.0401***	-0.0439***	0.0241***	0.0200***	0.0240***	0.0265***	0.0265***	0.0259***
	(0.000194)	(0.000148)	(0.000159)	(0.000813)	(0.000747)	(0.000790)	(0.00593)	(0.00597)	(0.00629)	(0.00309)	(0.00280)	(0.00322)	(0.00386)	(0.00402)	(0.00407)
Médio__Comp_Incomp	-0.00339***	-0.00228***	-0.00263***	-0.0149***	-0.0129***	-0.0139***	-0.108***	-0.104***	-0.110***	0.0562***	0.0482***	0.0563***	0.0701***	0.0704***	0.0712***
	(0.000247)	(0.000230)	(0.000211)	(0.000871)	(0.000846)	(0.000843)	(0.00594)	(0.00601)	(0.00624)	(0.00281)	(0.00260)	(0.00289)	(0.00436)	(0.00450)	(0.00460)
Superior_Comp_Incomp	-0.00463***	-0.00320***	-0.00358***	-0.0204***	-0.0182***	-0.0190***	-0.159***	-0.157***	-0.162***	0.0518***	0.0414***	0.0527***	0.132***	0.132***	0.137***
	(0.000272)	(0.000287)	(0.000240)	(0.000810)	(0.000845)	(0.000789)	(0.00543)	(0.00547)	(0.00569)	(0.00194)	(0.00217)	(0.00191)	(0.00643)	(0.00654)	(0.00671)
Número de Observações	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941	40941

Fonte: Elaborada pela autora a partir dos dados da PNS (2013).

Nota: Erro padrão robusto entre parênteses.

Nota: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

REFERÊNCIAS

- ABEP. Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa. Critério de Classificação Econômica Brasil. (2014). Disponível em: <www.abep.org – abep@abep.org> Acessado em: 25 abr. 2016.
- ABRASCO, CEBES, ABRES, Rede UNIDA, AMPASA. Fórum da Reforma Sanitária Brasileira. O SUS pra valer: Universal, Humanizado e de Qualidade. Rio de Janeiro, Brasil. 2006. Disponível em < <http://www.abrasco.org.br/publicacoes/arquivos/20060712143044.pdf> > Acessado em: 07 jul. 2016.
- ACTON, J. P. (1976). Demand for Health Care among the Urban Poor, with Special Emphasis on the Role of Time. National Bureau of Economic Research. p. 163-214.
- AFONSO, F; PEREIRA, M. G. (2013). Comportamento Tabágico: Um estudo com Fumantes, Ex-Fumantes e Não Fumantes. Temas em Psicologia, Vol. 21, nº 2, p.379-389.
- AKIN, J; GUILKEY, D; DENTON, H. (1995). Quality of services and demand for health care in Nigeria: a multinomial probit estimation. Social Sci Med;40:1527-37.
- ALBUQUERQUE, F. J. B. de; MELO, C. de F. (2010). Avaliação dos serviços públicos de saúde em duas capitais nordestinas do Brasil. Psicologia: Teoria e Pesquisa. v.26, n.2, p.323-330.
- ALLISON, P. D. (1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. Sociological Methods and Research, Vol. 28, nº 2, p.186–208.
- ALVES, L.S; RODRIGUES, R. N. (2005). Determinantes da autopercepção de saúde entre idosos do Município de São Paulo, Brasil. Rev Panam Salud Publica.17(5/6), p. 333–341.
- ALVAREZ, R. M; BREHM, J. (1995). American Ambivalence Towards Abortion Policy: Development of a Heteroskedastic Probit Model of Competing Values. American Journal of Political Science, 39(4), p.1055-1082.
- ANDRADE, G, I, E. et al. (2007). Pesquisa e produção científica em economia da saúde no Brasil. Rev. Adm. Pública [online], vol.41, n.2, pp.211-235.
- ASSIS, C. de. (2013). A Nova Classe Média Vai ao Dentista. Rev. Bras. Odontol. v.70, n.1, p.50-53.
- BACHER, I. Determinants of self-perceived health in two socially deprived neighborhoods in Denmark: Consequences for community interventions. (2010). Tese (Programa de Mestrado e Promoção da Saúde) - Universidade de Flensburg, Instituto de Psicologia, Departamento de Promoção e Educação em Saúde.
- BAGO D’UVA, T; VAN DOORSLAER, E; LINDEBOO, M; O’DONNELL, O (2006). Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities? HEDG Working Paper no. 06/03, University of York.
- BARTOLOME, C. A. M; VOSTI, S. A. (1995). Choosing between public and private health-care: a case study of malaria treatment in Brazil. J Health Econ;14:191-205.

BLAUM, C.S; LIANG, J; LIU, X. (1994). The relationship of chronic diseases and health status to the health services utilization of older Americans. *J Am Geriatr Soc*; 42:1087-93.

BONNER, W. I. A. et al. (2017). Determinants of Self-Perceived Health for Canadians Aged 40 and Older and Policy Implications. *International Journal for Equity in Health*, 16:94.

BÓS, A; BÓS, A. (2004). Determinants of elders' choice between private and public health care providers. *Rev Saúde Pública*. v.38, n.1, p.113-120. 2004.

BUSS, P.; PELEGRINE FILHO, A. (2007). A Saúde e seus Determinantes sociais. *Physis: Revista de Saúde Coletiva*, Vol. 17, nº 171, p. 77 – 93.

CAMERON, A. C. et al. (1988). A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia. *Review of Economic Studies*, v.55, n.1, p.85-106.

CARNEIRO, A. R. (2010). Demanda em serviço de pronto atendimento: um estudo do perfil dos usuários da Policlínica e Maternidade Professor Barros Lima. Monografia (Especialização em Gestão de Sistemas e Serviços de Saúde) - Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife.

CONASS. Conselho Nacional de Secretários de Saúde. (2013). Saúde: Para onde vai a nova classe média.

CORDEIRO, T. M. S. C.; SANTOS, C. L. R.; CARNEIRO NETO, J. N. (2012). Sistema único de saúde: utopia ou realidade? *Revista da Universidade Metodista*. v. 22, n. 2, p. 37-43.

COTT, C. A; GIGNAC, M. A. M; BADLEY, E. M. (1999). Determinants of self rated health for Canadians with chronic disease and disability. *J Epidemiol Community Health*; 53:731-6.

CUREAU, F. V.; DUARTE, P. M.; DOS SANTOS, D. L.; REICHERT, F. F. (2013). Autopercepção de saúde em adolescentes: prevalência e associação com fatores de risco cardiovascular. *Revista Brasileira de Atividade Física & Saúde*, Vol. 18, nº 6, p. 750 – 760.

DAMIAN, J; RUIGOMEZ, A; PASTOR, V; Martin-Moreno, J. M. (1999). Determinants of self-assessed health among Spanish older people living at home. *J Epidemiol Community Health* 1999; 53:412-6.

DEL NERO, C. R. (1995). O que é economia da saúde. In SF Piola & SM Vianna (orgs.). *Economia da saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde*. Ipea, Brasília. p. 5-21.

FARIAS, L. O. (2001). Estratégias individuais de proteção à saúde: um estudo da adesão ao sistema de saúde suplementar. *Ciênc. Saúde coletiva*. vol.6, n.2, p.405-416.

FERNANDEZ-MARTINEZ, B. et al. (2012). Self-perceived health status in older adults: regional and sociodemographic inequalities in Spain. *Rev. Saúde Pública*, Vol.46, nº 2, p.310-319.

GALLEGOS-CARRILLO, K; GARCÍA-PEÑA, C; REYES, H; DURAN, L. (2006). Self-rated health status: an approach to the elderly in Mexico. *Revista Salud Pública*, 40, 792-801.

GODOY, C. V. (2015). A geografia dos serviços e equipamentos da saúde: a expansão das “clínicas médicas populares” no Centro em Fortaleza – CE. 2015. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências, Departamento de Geografia, Pós-Graduação em Geografia, Fortaleza.

GREENE, W; HENSHER, D. (2008). Modeling ordered choices: a primer and recent developments. Working Paper. Department of Economics, Leonard N. Stern School of Business, New York University, New York.

GROSSMAN, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *The Journal of Political Economy*, v. 80, n. 2. p. 223-255.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. (2011). *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 924 p.

HANSON, K; BERMAN, P. (1998). Private Health Care Provision in Developing Countries: A preliminary analysis of levels and composition. *Health Policy Plan*. Sep; v.13, n.3, p.195-211.

IDLER, E. L; BENYAMINI, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38, nº 1, p. 21–37.

JEREZ-ROIG, J. et al. Self-perceived health in institutionalized elderly. (2016). *Ciência & Saúde Coletiva*, Vol. 21, nº 11, p. 3367-3375.

KAPLAN, G. A; GOLDBERG, D. E; EVERSON, S. A; COHEN, R. D; SALONEN, R; TUOMILEHTO, J; SALONEN, J. (1996). Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio ischaemic heart disease risk factor study. *Int J Epidemiol*; vol.25, n.2, p.:259-65.

KASSOUF, A. L. (2005). Acesso aos Serviços de Saúde nas Áreas Urbana e Rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. v. 43, n.1. p.30-44.

KEELER, E. B.; BUCHANAN, J. L.; ROLPH, J. E.; HANLEY, J. M.; REBOUSSIN, D. M. (1988). The demand for episodes of medical treatment in the health insurance experiment. RAND.

KEELE, L.; PARK, D. K. (2006). Difficult Choices: An Evaluation of Heterogeneous Choice Models. Working paper, Department of Political Science, Ohio State University.

KELLCI, N; DIBRA, A; MIHANI, J; KELLCI, S; BURAZER, G. (2015). Physicians' Perceptions About the Quality of Primary Health Care Services in Transitional Albania. *Med Arh*. v. 69, n.2, p.123-126.

KOVACS, M. H. et al. (2004). Percepções de risco no prazer de fumar: uma investigação sob a ótica do comportamento do consumidor. *Revista de Administração Mackenzie*, Ano 5, nº 2, p. 147-171.

LONG, J. S.; FREESE, J. (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. 2nd ed. College Station, TX: Stata Press.

MALTA, E. D. V. M. (2016). Estado nutricional aos 20 anos como fator de risco para incidência precoce de doenças crônicas não transmissíveis entre adultos de 30 a 39 anos. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Universidade de São Paulo, São Paulo.

MATUMOTO, S. (1998). O acolhimento: um estudo sobre seus componentes e sua produção em uma unidade da rede básica de serviços de saúde. Dissertação (Mestrado em Enfermagem) - Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto.

MCCULLAGH, P; NELDER, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*. 2 ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.

MELO, C. F. (2009). Avaliação dos Serviços Públicos de Saúde em Duas Capitais Nordestinas do Brasil. Dissertação (Mestrado em Psicologia Social) - Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2009.

MESQUITA, K. H. C. (2014). Heterogeneidade individual e o processo de valoração dos estados de saúde. Tese (Curso de Doutorado em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional) - Universidade Federal de Minas Gerais.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. (2000). *Sistema Único de Saúde (SUS): princípios e conquistas*. Brasília: Ministério da Saúde.

MONTEIRO, A. C. de P; SILVA, A. A. A; CABRAL, M. C. (2008). Estudo de demanda de um serviço de pronto atendimento no município de Recife – PE. Monografia (Especialização em Gestão de Sistemas e Serviços de Saúde) - Centro de Pesquisa Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz/MS. Recife.

MUTHÉN, B.; ASPAROUHOV, T. (2009). Multilevel regression mixture analysis. Forthcoming in *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*.

NERI, M. (2008). *A Nova Classe Média*. Centro de Políticas Sociais/FGV. Rio de Janeiro.

NERI, M. C. (Coord.). (2010). *A nova classe média: o lado brilhante dos pobres*. Rio de Janeiro, RJ: FGV

NUNES, A. P. N et al. (2012). Relações sociais e autopercepção da saúde: Projeto Envelhecimento e Saúde. *Rev Bras Epidemiol*, Vol. 15, nº 2, p. 415-428.

OKSUZYAN, A; JUEL, K; VAUPEL, J. W.; CHRISTENSEN, K. (2008). Men: good health and high mortality. Sex differences in health and aging. *Aging Clin Exp Res*; 20:91 – 102.

OLIVEIRA, V. R.; GONÇALVES, F. de O. (2012). Demanda por serviços de saúde: uma análise baseada em dados contáveis. XL Encontro Nacional de Economia. Porto de Galinha/Pernambuco.

OLSEN, K. M; DAHL, S. A. Health differences between European countries. (2007). *Soc Sci Med.*; 64:1665–78.

PARAISO, D. G. (2005). A demanda por serviços privados de saúde: uma análise por episódios para o caso Sabesp. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

PEREIRA FILHO, L. T. (1999). Iniciativa privada e saúde. Estudos avançados. v.13, n.35, p.109-116.

Pesquisa CNI – IBOPE: Retratos da sociedade brasileira: saúde pública. CNI. 2012.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. (2004). Econometria, modelos e previsões. 3. ed. Rio de Janeiro: Campus, 726p.

POCHMANN, M. (2012). Nova classe média? O trabalho na base da pirâmide social brasileira. São Paulo, SP: Boitempo.

PORTO, S. M.; UGÁ, M. A. D.; MOREIRA, R. S. da. (2011). Uma análise da utilização de serviços de saúde por sistema de financiamento: Brasil 1998 -2008. Ciência & Saúde Coletiva. v.16, n.9, p.3795-3806.

RIBEIRO, M. M. (2005). Utilização de serviços de saúde no Brasil: uma investigação do padrão etário, por sexo e cobertura por plano de saúde. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

RUTEBEMBERWA, E; PARIYO, G; PETERSON, S; TOMSON, G; KALLANDER, K. (2009). Utilization of public or private health care providers by febrile children after user fee removal in Uganda. Malar J 8:45.

SANTOS, I. S. (2009). O mix público-privado no sistema de saúde brasileiro: elementos para a regulação da cobertura duplicada. Tese (doutorado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio Arouca. Rio de Janeiro.

SCHEFFER, M. et al, Demografia Médica no Brasil 2015. (2015). Departamento de Medicina Preventiva, Faculdade de Medicina da USP. Conselho Regional de Medicina do Estado de São Paulo. Conselho Federal de Medicina. São Paulo, 284 p.

SHIELDS, M; SHOOSHTARI, S. (2001). Determinants of self-perceived health. Health Reports, Vol. 13, nº 1, p. 35-51.

SIMONS, D. A. Avaliação do perfil da demanda na unidade de emergência em Alagoas a partir da municipalização da saúde e do Programa Saúde da Família. (2008). Tese (Doutorado em Saúde Pública) - Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz.

SOUSA et al. (2010). Autoavaliação de saúde e fatores associados em adolescentes do Estado de Santa Catarina, Brasil. Rev Paul Pediatr, Vol. 28, nº 4, p. 333-339.

SZWARCWALD, C. L.; DAMACENA, G. N.; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. de; ALMEIDA, W. S. da; MALTA, D. C. (2016). Percepção da população brasileira sobre a assistência prestada pelo médico. Ciência e saúde coletiva. v.21, n.2, p.339-350.

WESTERN, B.; BLOOME, D. (2009). Variance function regressions for studying inequality. Working paper, Department of Sociology, Harvard University.

WILLIAMS, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *Stata Journal*, Vol. 6, nº 1, p. 58–82.

WILLIAMS, R. (2009) Using Heterogeneous Choice Models to Compare Logit and Probit Coefficients Across Groups. *Sociological Methods & Research*, 37, 531-559.

WILLIAMS, R. (2010). Fitting heterogeneous choice models with oglm. *Stata Journal*, Vol. 10, p. 540–567.

WHO (1998). Health Promotion Glossary, Geneva. Disponível em:<
http://www.who.int/hpr/NPH/docs/hp_glossary_en.pdf/>. Acessado em: 03 ago. 2018.

YATCHEW, A.; GRILICHES, Z. (1985). Specification Error in Probit Models. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 67(1), p. 134-139.

ZHENG, H; YANG, Y; LAND, K. C. (2011). Variance Function Regression in Hierarchical Age-Period-Cohort Models: Applications to the Study of Self-Reported Health. *American Sociological Review*, Vol. 76, nº 6, p. 955-983.