



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA APLICADA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

WESCLEY DE FREITAS BARBOSA

**EFEITO DA COPARTICIPAÇÃO NO NÚMERO DE CONSULTAS MÉDICAS
ELETIVAS EM MODELOS DINÂMICOS DE CONTAGEM**

FORTALEZA

2016

WESCLEY DE FREITAS BARBOSA

EFEITO DA COPARTICIPAÇÃO NO NÚMERO DE CONSULTAS MÉDICAS
ELETIVAS EM MODELOS DINÂMICOS DE CONTAGEM

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN) da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Brito Soares.
Coorientadora: Profa. Dra. Kílvia Helene Cardoso Mesquita

FORTALEZA

2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

B213e Barbosa, Wesley de Freitas.
Efeito da coparticipação no número de consultas médicas eletivas em modelos dinâmicos de contagem /
Wesley de Freitas Barbosa. – 2016.
31 f. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2016.

Orientação: Prof. Dr. Ricardo Brito Soares.

Coorientação: Profa. Dra. Kilvia Helane Cardoso Mesquita.

1. Saúde suplementar. 2. Risco Moral. 3. Modelo de contagem dinâmico longitudinal. I. Título.

CDD 330

WESCLEY DE FREITAS BARBOSA

EFEITO DA COPARTICIPAÇÃO NO NÚMERO DE CONSULTAS MÉDICAS
ELETIVAS EM MODELOS DINÂMICOS DE CONTAGEM

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste (CAEN) da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: ___/___/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Ricardo Brito Soares (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Prof. Dr. Fabrício Carneiro Linhares
Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

Profa. Dra. Kilvia Helane Cardoso Mesquita (Coorientadora)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

*Aos meus pais, Gilvan Rodrigues e Irene
Freitas, com amor e gratidão.*

AGRADECIMENTOS

O esforço do qual resulta esta obra não se efetivou solitariamente, muito embora, em diversos momentos a concentração e a dedicação demandada no processo de escrita restringiu a confraternização social, destaco que o apoio recebido de diversas pessoas contribuiu significativamente neste processo. Sendo assim, sou muito grato a todos, em especial agradeço:

O referencial teórico, os amigos e as amigas conquistados no CAEN, a orientação do Prof. Dr. Ricardo Brito, a coorientação da Profa. Dra. Kilvia Cardoso e as valiosas sugestões do professor participante da banca examinadora Prof. Dr. Fabrício Linhares.

O apoio familiar, em especial dos meus pais Gilvan Rodrigues e Irene Freitas, meus irmãos, Wendell Barbosa e Priscila Barbosa, as mensagens frequentemente enviadas pelos tios, tias e demais familiares, as quais se configuraram em excelentes fontes de motivação.

Os votos de perseverança encaminhados, os momentos de diversão e as demandas prontamente atendidas pelos amigos e amigas. O companheirismo da amada Nayara Suiany e o amparo Divino.

Por fim, a CAPES pela fomentação da pesquisa e apoio financeiro durante os dois anos do mestrado em Economia.

RESUMO

Uma das principais dificuldades enfrentadas pelas operadoras de planos de saúde consiste na utilização demasiada dos serviços pelos consumidores que tende a gerar insatisfação dos usuários quanto ao atendimento de suas demandas. Portanto, a busca por estratégias que forneçam maior grau de eficiência na utilização de cuidados médicos consiste em uma das mais importantes preocupações das empresas desse setor. Neste aspecto, dada à representatividade deste mercado e as dificuldades enfrentadas, este trabalho busca analisar a distribuição do número de Consultas Médicas Eletivas (CME), condicionada às características dos indivíduos, aos tipos de plano de saúde e aos fatores inibidores de demanda. Especificamente, pretende-se identificar o efeito da coparticipação na quantidade de CME realizadas pelos usuários de plano de saúde particular utilizando um modelo de contagem dinâmico longitudinal com condições iniciais. A inclusão do estado de dependência no modelo de contagem e o número de CME realizadas no ano inicial da pesquisa pretende controlar idiossincrasias e de tal modo identificar o efeito da coparticipação de forma mais precisa que o verificado em modelos estáticos. Os dados compreendem uma base longitudinal de 82.557 indivíduos acompanhados por quatro anos. No tocante à taxa de coparticipação de 20%, em média, há uma redução de 7,15% no número de consultas por indivíduo/ano.

Palavras-chave: Saúde suplementar; Risco Moral; Modelo de contagem dinâmico longitudinal.

ABSTRACT

One of the main difficulties faced by health insurance companies is the overuse of the services by consumers, which tends to cause the dissatisfaction of users in what relates to the fulfillment of their demands. Therefore, the search for strategies that provide a higher level of efficiency in the use of medical care is one of the most important concerns of companies of this sector. Thus, given the importance of this market and the difficulties faced by it, this paper aims to analyze the distribution of the number of medical appointments (CME), taking into account the characteristics of the individuals, the types of health insurance plans and other factors that determines the demand for medical care. Specifically, the intention is to identify the effect of copayment on the number of medical appointments (CME) scheduled by the users of a private health insurance plan, through the use of a longitudinal dynamic count model with initial conditions. The inclusion of the state of dependence in the count model and the number of medical appointments in the first year of the research intend to control idiosyncrasies and therefore to identify the effect of copayment in a manner more accurate than that which one may verify in static models. The data encompass a longitudinal base of 82,557 individuals followed throughout the period of four years. The main conclusion about the rate of coinsurance of 20% is that it causes, on the average, a reduction of 7.15% in the number of medical appointments per individual/year.

Keywords: Supplementary Health; Moral hazard; Longitudinal dynamic count model.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Variáveis a serem empregadas no modelo dinâmico de contagem.	22
Quadro 2 – Descrição das variáveis <i>dummies</i> utilizadas nos modelos de contagem	22

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	– Elasticidade renda e elasticidade preço da demanda de estudos selecionados	15
Tabela 2	– Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo	24
Tabela 3	– Estatísticas descritivas do número de Consultas Médicas Eletivas (CME).	24
Tabela 4	– Estatísticas descritivas por nível de abrangência territorial do plano.	24
Tabela 5	– Estimativa dos fatores explicativos do número de CME em modelos estáticos e dinâmicos longitudinais de contagem	26
Tabela 6	– Estimativa da semieslasticidade e do efeito marginal dos fatores explicativos do número de CME por meio do modelo binomial negativo dinâmico.	28

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ANS	Agência Nacional de Saúde Suplementar
BN	Binomial Negativo
CME	Consultas Médicas Eletivas
DCNT	Doenças Crônicas Não Transmissíveis
EEG	Equações de Estimação Generalizada
IID	Independente e Identicamente Distribuído
LSG	Limite Superior de Gasto
OPS	Operadoras de Planos de Saúde
SOEP	<i>German Socioeconomic Panel</i>
SUS	Sistema Único de Saúde

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	12
2. REVISÃO DE LITERATURA	15
1.1. Mercado de Cuidados Médicos.....	15
2.2. Evidências Empíricas	17
3. METODOLOGIA	20
3.1. Métodos de Análise	20
3.2. Descrição da Base de Dados.....	23
3.3. Perfil da Amostra.....	24
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	25
5. CONCLUSÃO	29
6. REFERÊNCIAS	30

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, a assistência à saúde é livre à iniciativa privada, tendo o direito previsto na Constituição Federal de participar complementarmente do Sistema Único de Saúde (SUS), mas seguindo diretrizes elaboradas por esse, mediante contrato de direito público ou convênio (BRASIL, 2012). Mudanças demográficas recentes, comportamentos particulares que tornam a saúde individual vulnerável, algumas alterações legislatórias entre outros fatores têm afetado a demanda por cuidados de saúde nesse País, principalmente, no que se refere a satisfação dos usuários e a gestão das operadoras de planos privados de assistência à saúde.

Observa-se uma mudança contínua na sua estrutura etária brasileira com o alargamento do topo da pirâmide etária e o estreitamento de sua base ao longo do tempo. A participação de pessoas na faixa dos 60 anos ou mais de idade na população, em 2014, foi de 13,7%, 0,7 ponto percentual maior que em 2013. A participação do grupo etário até 24 anos foi de 38,0%, 0,8 ponto percentual menor que em 2013. Essas alterações representam um significativo envelhecimento anual da população (IBGE, 2015).

No tocante aos fatores de risco que fragilizam a saúde individual, a VIGITEL BRASIL em sua nona edição revelou que dentre a população brasileira detentora de 18 anos ou mais, 52,5% está acima do peso, 17,9% já se encontra em estado de obesidade, 10,8% é fumante, 29,4% consome em excesso carnes adiposas, 48,7% tem prática insuficiente de atividade física e 16,5% ingere abusivamente bebidas alcoólicas. Mesmo o excesso de peso e a obesidade se tornando mais frequentes, vale destacar que, de 2006 a 2014, período de realização da pesquisa, houve declínio do hábito de fumar, do consumo regular de refrigerantes, à medida que teve aumento na frequência do consumo regular e recomendado de frutas e hortaliças e do aumento da prática de atividade física (Brasil, 2015).

A Lei 9.656, de junho de 1998, passou a regulamentar o setor de planos e seguros privados de assistência à saúde, bem como definir a sua subordinação às normas e à fiscalização da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS). Dentre as principais medidas adotadas, salienta-se a obrigatoriedade de prestação de informações financeiras pelas Operadoras de Planos de Saúde (OPS), o ressarcimento ao SUS das despesas ocasionadas por consumidores e respectivos dependentes de plano de saúde, a proibição da prática de seleção de riscos pelas OPS na contratação de qualquer modalidade de plano privado de assistência à saúde e a rescisão unilateral do contrato, salvo por fraude ou não pagamento da mensalidade por período superior a sessenta dias. Ademais, proibiu-se limitar a quantidade de consultas e a classificação de clientes deve seguir apenas a faixa etária previamente definida pela ANS que também define o

valor máximo da taxa de reajuste (BRASIL, 1998).

Conforme dados da Agência Nacional de Saúde, em 2015, tinha-se 1.390 OPS em atividade no setor, das quais 1.187 operavam com beneficiários por meio de 33.690 planos de saúde ou produtos e movimentavam aproximadamente R\$ 70 bilhões. Os planos e seguros privados de assistência à saúde atendem a perto de 26% da população brasileira. Uma das principais dificuldades enfrentadas pelas operadoras consiste no descompasso do limite de reajuste determinado pela ANS em relação aos custos dos planos individuais/familiares, alavancados pelo uso de novas tecnologias, por ações judiciais e pelo aumento de utilização dos serviços. Esse aumento de custos tem repercutido na insatisfação de parcela dos usuários quanto ao atendimento das suas demandas. Assim, a busca por estratégias para dar maior grau de eficiência na utilização de cuidados médicos consiste em uma das mais importantes preocupações das empresas desse setor.

Neste aspecto, em virtude da representatividade deste mercado e das dificuldades enfrentadas, este trabalho analisa a distribuição do número de Consultas Médicas Eletivas (CME), condicionada às características individuais, aos tipos de plano de saúde e aos fatores inibidores de demanda, com destaque para a taxa de coparticipação.

A coparticipação consiste no rateio entre segurado e seguradora dos dispêndios provenientes da utilização de assistência à saúde. Este percentual varia de acordo com a empresa seguradora e, em certas situações, o valor da despesa sobre a qual incide a taxa é limitado. A motivação principal para aplicação da taxa da coparticipação decorre da busca pela redução do risco moral, ou seja, reduzir a mudança do nível de utilização na situação em que o segurado passa a ter cobertura total dos gastos com cuidados médicos. Dado que o consumidor estará ciente dos verdadeiros custos do tratamento utilizado, espera-se uma utilização de forma mais eficiente.

Entretanto, na situação em que existe assimetria de informação entre as partes, é provável, também, que o indivíduo ciente de um maior risco individual de utilização de cuidados médicos rejeite o contrato com compartilhamento dos custos, ocasionando a diferenciação na composição de perfil de risco e no nível de utilização entre os planos com e sem coparticipação, frequentemente denominada seleção adversa. Desta forma, a hipótese de ganhos de eficiência pode não ser suficiente para explicar a diferença de utilização entre as modalidades de plano de saúde.

A sensibilidade da demanda por assistência à saúde em relação à taxa de coparticipação, ao custo de oportunidade ou a outros fatores foi tema de diversos estudos, entre os quais, Keele e Rolph (1988), Maciel Junior (2010), Maia (2012) e Riphahn, Wambach e Million (2003). O

diferencial deste estudo consiste na inclusão do estado de dependência no modelo de contagem e o controle por condições iniciais, ou seja, foi incluído o número de CME realizadas pelo indivíduo no ano imediatamente anterior e no ano inicial da pesquisa supondo que tais mecanismo controlam idiosincrasias e de tal modo possibilite identificar o efeito da coparticipação de forma mais precisa que o verificado em modelos estáticos.

Além destas considerações introdutórias, o trabalho possui quatro seções, sendo que, na segunda seção, é procedida a revisão de literatura de estudos sobre o mercado de cuidados médicos. Na terceira, descrevem-se os métodos analíticos e a base de dados a serem adotados. Em seguida, os resultados da pesquisa são mostrados e discutidos e, por fim, a última seção se destina às principais conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Mercado de Cuidados Médicos

O mercado de cuidados médicos possui características específicas que o diferenciam no tocante a algumas relações na comercialização de produtos, despertando interesse especial no seu comportamento característico. Além disso, como pode ser observado, na tabela 1, a assistência à saúde geralmente, em avaliações empíricas, denota propriedades de um bem normal, ou seja, elasticidade renda positiva, mas de magnitude relativamente pequena. Com relação à elasticidade preço da demanda, ela tem expressado perfil inelástico. As distintas magnitudes encontradas podem estar também relacionadas às diferentes variáveis utilizadas para mensurar a quantidade de assistência à saúde.

Tabela 1 – Elasticidade renda e elasticidade preço da demanda de estudos selecionados

Estudo	Variável dependente	Elasticidade (Renda)	Elasticidade (Preço)
Todas as despesas:			
Manning et al (1987)	Despesas	-	-0,17 a -0,22
Rosett e Huang (1973)	Despesas	0,25 a 0,45	-
Serviços Hospitalares:			
Newhouse e Phelps (1976)	Tempo de internações	0,02 a 0,04	-0,06
Manning <i>et al</i> (1987)	Internações	-	-0,14 a -0,17
Serviços de médicos:			
Newhouse e Phelps (1976)	Consultas	0,01 a 0,04	-0,08
Cromwell e Mitchell (1986)	Serviços cirúrgicos	-	-0,14 a -0,18
Wedig (1988)			
Saúde percebida excelente/boa	Consultas	-	-0,35
Saúde percebida razoável/ruim		-	-0,16

Fonte: Adaptada de Folland, Allen e Goodman(2012).

As particularidades distintivas mais evidentes da demanda e oferta de serviços médicos são descritas em Arrow (1963), em seu artigo seminal, em que a demanda não é constante em sua origem, como, por exemplo, para alimentos ou roupas, mas irregular e imprevisível. Está associada, com probabilidade considerável, a um acometimento à integridade pessoal. Existe algum risco de morte e um perigo mais considerável de comprometimento da capacidade do indivíduo. Em particular, há um grande potencial para a perda ou redução da capacidade de auferir renda. No tocante à oferta de cuidados médicos, espera-se que o tratamento esteja de acordo com a necessidade objetivo do caso e não limitada por questões financeiras ou pela intenção de agradar ao cliente, assim como independente do autointeresse do médico na realização do tratamento.

Conforme Grossman (1972) a saúde é um estoque de capital durável gerando como produto dias saudáveis. Supõe-se que os indivíduos herdaram um estoque inicial de saúde, que deprecia com a idade e pode ser aumentada através de investimento e que o capital saúde difere em aspectos importantes de outras formas de capital humano, sendo a demanda por assistência médica derivada da mais fundamental demanda por uma boa saúde.

Quando se analisa o mercado de cuidados médicos, a existência de empresas de seguro saúde é esperada, visto que a incerteza em uma atividade econômica é acompanhada geralmente pela oferta de seguros. Andrade e Lisboa (2000) destacam que o risco individual de estar doente é independente do risco agregado associado à população de interesse. Desse modo, do ponto de vista do bem-estar social, a associação das pessoas em grandes grupos proporcionaria ganhos mútuos, realizando a divisão do risco entre eles. O agente intermediador desta divisão de risco é a seguradora, que calcula o risco médio associado à população e financia o fluxo de gastos realizados por via dos recursos auferidos com os clientes que não utilizam os serviços.

A empresa seguradora, contudo, enfrenta problemas típicos de mercados com assimetria de informação, dentre os quais se pode destacar o risco moral e a seleção adversa. O primeiro é caracterizado pela mudança do padrão de demanda por serviços médicos após a adesão ao plano de saúde. Enquanto isso, o segundo resulta da atração de pessoas de maior risco na impossibilidade a discriminação de clientes por essa modalidade, ou seja, a seleção dos clientes não será imparcial. Esta restrição pode resultar da ausência de informações ou por questões regulatórias.

O risco moral pode existir tanto na relação seguradora e paciente, quanto na relação seguradora e provedor. Quando há a utilização mais intensa dos serviços médicos em planos cujo valor da mensalidade independe da quantidade utilizada configura-se o primeiro caso. No tocante ao provedor, este pode induzir o paciente a um número de consultas e encaminhamentos superior ao necessário buscando apenas o aumento da remuneração. Ao afetar a demanda por cuidados médicos e o fluxo de gastos, há o risco do comprometimento da solidez financeira das operadoras. Sendo assim, um conjunto de instrumentos é desenvolvido com o intuito de proporcionar o maior nível de racionalização do uso dos serviços médicos e a satisfação das reais necessidades dos clientes, além da preservação da solidez financeira das empresas.

Havendo risco moral, os contratos devem ser concebidos de modo que os incentivos levem os agentes o mais próximo possível de resultados Pareto-eficientes. Na prática, os atuais contratos demandam mecanismos de rateio dos custos, instalação de franquias, diferenciação por grupo de risco ou limite de dispêndio. Dentre as estratégias de rateio de custos, tem-se o plano com coparticipação, em que o valor fixo da mensalidade é reduzido, mas é incluída a

cobrança, pela seguradora, de uma taxa sobre o custo total do serviço utilizado.

O efeito da coparticipação está diretamente relacionado à elasticidade do preço da demanda por atendimento médico; ou seja, quanto menor for a elasticidade, menor será o efeito da coparticipação em inibir a demanda. Ademais, o efeito inibidor da coparticipação pode reduzir o risco moral o suficiente para que o seguro se torne atraente para o indivíduo que optou por não o ter em vez de contratá-lo com total cobertura (PAULY, 1968).

2.2. Evidências empíricas

Do ponto de vista empírico, existem diversos estudos, tanto na literatura nacional quanto internacional, que buscaram analisar a existência de risco moral e seleção adversa no mercado de cuidados médicos, como também identificar a real sensibilidade da demanda desse mercado a variações de preços e ao custo de oportunidade. A eficácia e eficiência dos fatores inibidores de demanda, especialmente franquias e coparticipação, despertam com intensidade o interesse dos pesquisadores, em diversas localidades, sendo um dos principais temas estudados.

Keeler e Rolph (1988) analisaram os dados do experimento social conduzido pela RAND Corporation, nos Estados Unidos, em que famílias foram distribuídas aleatoriamente em 14 planos de seguro saúde com taxas de coparticipação variando de zero, 25, 50 até 95%, mas com Limite Superior de Gasto (LSG), que depois de alcançado, o seguro arca com as demais despesas sem ônus para a família. Estas famílias foram acompanhadas por até cinco anos. A relação entre cobertura e utilização mostra que seguros com maior cobertura elevam a utilização. O aumento da utilização é observado, de modo geral, pelo consumidor médio e não apenas por aqueles consumidores que sabem que vão necessitar de mais serviços.

Quase toda a redução no uso médico decorrente da coparticipação veio da redução no número de ocorrências. Os custos médios por evento hospitalar foram ligeiramente maiores com planos de participação nos custos, porque a partilha de custos reduziu a taxa de pequenas internações. Ademais, as taxas dos gastos com os planos de coparticipação mantiveram-se abaixo das taxas do plano sem coparticipação para atendimento ambulatorial e odontológico no período após o LSG excedido. Desta maneira, até mesmo franquias moderadas podem efetivamente reduzir a demanda. Ademais, identificou-se o fato que a elasticidade preço da demanda por atendimento médico fez cerca de -0,2 (KEELER e ROLPH, 1988).

Riphahn, Wambach e Million (2003) analisaram duas variáveis de contagem, o número de consultas médicas nos últimos três meses e o total de visitas ao hospital no último ano. Os dados abrangem o período de (1984 a 1995) do *German Socioeconomic Panel* (SOEP), que agrega uma amostra representativa de famílias da Alemanha. Utilizou-se um painel de dados

bivariados de efeitos aleatórios, seguindo o modelo de contagem *LogNormalP*. Seus resultados sugerem que a elasticidade da procura de internações hospitalares é pequena e sem resposta às mudanças nos custos de oportunidade financeiros e não financeiros. Além disso, na medida em que a seleção adversa é o determinante da correlação positiva entre a escolha do seguro e da procura de cuidados de saúde, como parecem sugerir para visitas hospitalares, instrumentos de políticas que abordam os mecanismos de risco moral, como franquias, não terão êxito em afetar a demanda de cuidados de saúde.

Em contraste com os resultados de internações hospitalares, a elasticidade da procura de visitas ao médico confirma os efeitos de risco moral encontrados na literatura. O estudo demonstrou que trabalhadores autônomos não remunerados financeiramente pelo período despendido na consulta médica possuem nível de utilização inferior se comparados aos demais profissionais que continuam sendo remunerados. Esse resultado sinaliza que a demanda por consulta médica responde negativamente, de forma significativa, ao custo de oportunidade (RIPHAHN; WAMBACH e MILLION, 2003).

Maia (2012) analisou, no Brasil, por meio do acompanhamento longitudinal de beneficiários pertencentes a uma carteira de plano de saúde, o comportamento dos consumidores diante da antecipação da perda do seguro na utilização de consultas e exames, levando em consideração a distância para saída da carteira. Foi utilizado modelo de contagem, especificamente, binomial negativo em sua versão de efeito populacional, estimado por equações de estimação generalizada (EEG) e na versão de efeito aleatório. Os resultados evidenciaram a existência de risco moral para os dois tipos de cuidado. Nos seis meses que antecedem a perda da cobertura, ocorre um aumento de até 17% nas consultas médicas e de 22% nos exames de diagnose.

Maciel Junior (2010) investigou a existência de risco moral na demanda por CME, comparando grupos de clientes com e sem coparticipação e com e sem *gatekeeper*. Sua análise segmentou também por tipo de consulta, ou seja, por consulta de rotina, ambulatorial ou internação. Os dados consistem em uma *cross section* com variáveis de controle para o número de consultas dos indivíduos nos dois anos precedentes. Foi utilizado modelo de contagem em sua versão binomial negativa com zero inflado. Os resultados evidenciaram que o efeito marginal inibidor da coparticipação é significativo e mais intenso nas consultas de rotina (0,14), seguido pelas consultas ambulatoriais (0,13) e tem sua menor magnitude nas internações (0,009). Para as consultas agregadas os indivíduos sem coparticipação utilizam 0,301 a mais. O efeito do *gatekeeper* foi mais representativo do que o da coparticipação.

Contoyannis, Jones e Rice (2004), por meio de um modelo dinâmico não linear,

identificaram efeito positivo e significativo de dependência de estado no grau de autoavaliação do estado de saúde. Ao comparar os modelos com e sem efeito dinâmico, constataram também que o componente dinâmico tem efeito substancial nos dados analisados. Kohn e Liu (2013), utilizando metodologia semelhante, identificaram que mesmo controlando por estado de saúde do usuário, idade, outras covariáveis e heterogeneidade não observada a realização de consultas médicas e exames continuam significativamente persistentes, sendo essa persistência mais intensa para mulheres, pessoas com saúde debilitada e idade avançada, corroborando nossa hipótese.

Kohn e Liu (2013), observaram também que se todos os usuários não experimentaram nenhum uso hospitalar no período anterior, espera-se que, em média, 0,39% da população experimental teria alto uso no atual período. No entanto, se todos experimentaram alto uso no período anterior espera-se que 4,38% da população continuaria a ter alto nível de utilização. A utilização elevada no pretérito de consultas com clínico geral (CG) e exames e serviços (ES) torna o uso futuro elevado quase três vezes mais provável. Destaca-se que esses efeitos previstos são condicionais a qualquer melhoria no estado de saúde resultante do uso passado de cuidados médicos. Os dados abrangem o período de dezoito anos (1991-2008) do *British Household Panel Survey* e o modelo estimado consistiu em um *Probit* ordenado dinâmico de efeitos aleatórios.

Verificou-se também que os efeitos marginais previstos de uso elevado dado alto uso passado aumenta com a idade e diminui com a melhoria do estado de saúde. Além disso, constataram que a heterogeneidade não observável é responsável por aproximadamente 10% da variação de uso hospitalar e aproximadamente 20% para CG e utilização de ES. A heterogeneidade não observável é significativamente correlacionada tanto com o uso de assistência médica inicial e estado de saúde inicial, embora não de forma consistente em todos os tipos de uso e subgrupos (Kohn e Liu, 2013).

A utilização predominante de modelos de contagem é justificada devido o perfil da informação analisada em economia da saúde no campo de cuidados médicos, ou seja, um número inteiro não negativo. Especificamente o binomial negativo se deve a heterogeneidade frequentemente observada. A contribuição deste trabalho, do ponto de vista empírico, está na identificação do efeito da coparticipação na utilização de consultas médicas por usuários de uma operadora, que categoriza seus usuários por fator de risco ponderado apenas pela faixa etária devido as regulamentações do poder público, por meio do modelo binomial negativo com inclusão do efeito dinâmico como justificado anteriormente.

3 METODOLOGIA

3.1.Métodos de Análise

O ponto de partida para modelagem de dados de contagem é o modelo de regressão de Poisson. Neste, a variância da variável aleatória é restrita para ser igual à média, como descrito a seguir:

$$Prob(Y = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}, y_i = 0, 1, 2, \dots$$

$$\ln \lambda_i = x_i' \beta$$

$$E[y_i | x_i] = Var[y_i | x_i] = \lambda_i = e^{x_i' \beta}$$

Em razão das limitações implícitas na distribuição de contagens observadas que denotam significativa dispersão à especificação de modelos mais gerais, tais como o modelo binomial negativo (BN), que relaxa a restrição de equidispersão ao introduzir uma heterogeneidade latente na média condicional no modelo de Poisson, consiste em uma das escolhas mais frequentes na literatura.

O emprego de dados longitudinais proporciona diversas vantagens em relação aos de seção transversal possuindo contribuição significativa em estudos relacionados ao uso de cuidados médicos, dentre as quais, vale enfatizar a possibilidade de captar tipos mais gerais de heterogeneidade específica individual não observada, como por exemplo, alguma fragilidade genética individual ou morbidade. Deste modo, tanto o modelo de Poisson quanto o modelo BN, na versão para dados em painel, possuem ganho de eficiência e serão utilizados neste estudo.

O modelo de efeito aleatório de Poisson, em que o efeito aleatório segue uma distribuição gama, proposto em Hausman, Hall e Griliches (1984) tem $E[y_{it}] = \lambda_{it} = \exp(x_{it}' \beta)$ e $Var[y_{it}] = \lambda_{it} + \lambda_{it}^2 / \delta$, de modo que a superdispersão tem o formato BN com função de variância quadrática (BN2). Hausman Hall e Griliches (1984) propuseram também um modelo de efeito aleatório binomial negativo, em que y_{it} tem distribuição independente e identicamente distribuído (iid) BN2 com parâmetros $\alpha_i \lambda_{it}$ e ϕ_i , no qual $\lambda_{it} = \exp(x_{it}' \beta)$, e y_{it} tem média $\alpha_i \lambda_{it} / \phi_i$ e variância $(\alpha_i \lambda_{it} / \phi_i) \times (1 + \alpha_i / \phi_i)$. Assumindo-se que $(1 + \alpha_i / \phi_i)^{-1}$ é uma variável aleatória com distribuição beta de parâmetros (a, b). Ademais, α_i é uma variável aleatória iid e ϕ_i é o parâmetro de sobredispersão binomial negativo. Este modelo, em sua versão de efeitos aleatórios, tem densidade conjunta para o i-ésimo indivíduo no seguinte

formato (CAMERON e TRIVEDI, 2013).

$$Pr[y_{i1}, \dots, y_{iT}] = \left(\prod_t \frac{\Gamma(\lambda_{it} + y_{it})!}{\Gamma(\lambda_{it})! \Gamma(\lambda_{it} + 1)!} \right) x \frac{\Gamma(a+b) \Gamma(a + \sum_t \lambda_{it}) \Gamma(b + \sum_t y_{it})}{\Gamma(a) \Gamma(b) \Gamma(a+b + \sum_t \lambda_{it} + \sum_t y_{it})}$$

Sendo assim, tanto o modelo binominal negativo quanto o Poisson de efeitos aleatórios, propostos em Hausman, Hall e Griliches (1984), com a inclusão do efeito dinâmico, serão aplicados neste estudo. Os valores da log-verossimilhança (LL) serão utilizados como parâmetro de escolha de ajuste do modelo. Um modelo dinâmico de efeitos aleatórios é uma extensão do modelo estático que inclui y_{it} defasado como regressor. Como a condição inicial y_{i0} não vai desaparecer assintoticamente em um painel curto e, mais importante, vai ser correlacionado com o efeito aleatório é relevante o seu controle.

Seguiu-se a estratégia de controle para modelos de painel dinâmicos não lineares, proposta em Wooldridge (2005), na qual se modela a distribuição do efeito não observado condicionado ao valor inicial e as variáveis explicativas exógenas. Especificar uma distribuição de heterogeneidade subordinada à condição inicial tem várias vantagens, pois se pode escolher a distribuição auxiliar para ser flexível, em várias situações a estimação é simples, usando *softwares* padrões, efeitos parciais na média são identificados e podem ser estimados sem muita dificuldade. A abordagem padrão de efeitos aleatórios pelo método da máxima verossimilhança, incluindo as condições iniciais como um regressor, identifica os parâmetros de interesse.

Neste caso, $E[y_{it} \vee X_i^{(t)}, Y_i^{(t-1)}, \alpha_i] = \alpha_i \lambda_{it}$, em que λ_{it} passa a ter o seguinte formato: $\lambda_{it} = \exp(\rho y_{i,t-1} + x'_{it} \beta)$ e α_i expressa os seguintes controles: $\alpha_i = \exp(\delta_0 y_{i0} + \hat{x}'_i \lambda + \varepsilon_i)$, y_{i0} corresponde às condições iniciais, visto que esta informação possui um importante papel na evolução do resultado e \hat{x}'_i faz a correção de Mundlack (1978), a qual representa a média no tempo das variáveis exógenas que variam no tempo e ε_i é uma variável aleatória iid. As estimativas serão calculadas pelo método da máxima verossimilhança e as estatísticas de desvio-padrão robustas são obtidas usando o método do *bootstrap* por meio de 400 replicações.

O coeficiente angular $\beta_j * 100$ estimado para uma variável explicativa quantitativa pode ser interpretado como a semielasticidade, identificando a variação percentual em $E[y_{it} \vee X_i^{(t)}, Y_i^{(t-1)}, \alpha_i]$, associada com a alteração de uma unidade em X_{itj} . Para os casos em que a variável explicativa é uma variável *dummy*, a $[\exp(\beta_j) - 1] * 100$ representa a semielasticidade do regressor binário. Os quadros 1 e 2 descrevem as variáveis utilizadas no estudo.

Quadro 1 – Variáveis a serem empregadas no modelo dinâmico de contagem.

Variável dependente	Variáveis explicativas			
Total de consultas médicas eletivas	X ₁ ,	Consultas ₁	X ₁₅ ,	Plano com coparticipação
	X ₂ ,	Consultas ₁₀	X ₁₆ ,	Média do tempo de permanência
	X ₃ ,	Homem	X ₁₇ ,	Média do tempo de permanência ²
	X ₄ ,	Solteiro	X ₁₈ ,	Faixa etária 0 a 18 anos
	X ₅ ,	Outro estado civil	X ₁₉ ,	Faixa etária 19 a 23 anos
	X ₆ ,	Titular	X ₂₀ ,	Faixa etária 24 a 28 anos
	X ₇ ,	Dependente agregado	X ₂₁ ,	Faixa etária 29 a 33 anos
	X ₈ ,	Plano nacional	X ₂₂ ,	Faixa etária 34 a 38 anos
	X ₉ ,	Plano estadual	X ₂₃ ,	Faixa etária 39 a 43 anos
	X ₁₀ ,	Tempo de permanência	X ₂₄ ,	Faixa etária 44 a 48 anos
	X ₁₁ ,	Tempo de permanência ²	X ₂₅ ,	Faixa etária 49 a 53 anos
	X ₁₂ ,	Contratação empresarial	X ₂₆ ,	Faixa etária 54 a 58 anos
	X ₁₃ ,	Contratação adesão	X ₂₇ ,	Faixa etária acima de 59 anos
	X ₁₄ ,	Plano com apartamento		

Fonte: Elaborado pelo autor.

Quadro 2 – Descrição das variáveis *dummies* utilizadas nos modelos de contagem

Variável	Descrição
Homem	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores do sexo masculino.
Solteiro	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores solteiros.
Outro estado civil	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores em estado civil diferente de solteiro ou casado.
Titular*	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores que são titulares do plano.
Agregado	Atribuiu-se 1 para os consumidores classificados como agregados ao plano de saúde
Plano Nacional**	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores com plano com abrangência nacional.
Plano Estadual	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores que possuem plano com abrangência estadual.
Contrat. Empresarial***	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores com plano devido ao vínculo empregatício.
Contratação Adesão	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores com plano coletivo contratado por adesão.
Plano com apartamento	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores que optaram pelo plano com apartamento.
Plano com coparticipação	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores que arcam com 20% dos custos das consultas médicas e dos exames de diagnose.
Faixa etária 19 a 23****	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 19 a 23 anos.
Faixa etária 24 a 28	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 24 a 28anos.
Faixa etária 29 a 33	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 29 a 33anos.
Faixa etária 34 a 38	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 34 a 38anos.
Faixa etária 39 a 43	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 39 a 43anos.
Faixa etária 44 a 48	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 44 a 48anos.
Faixa etária 49 a 53	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 49 a 53 anos.
Faixa etária 54 a 58	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária de 54 a 58 anos.
Faixa etária acima de 59	Atribuiu-se valor 1 aos consumidores pertencentes a faixa etária acima de 59 anos.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota: * Categoria de referência é o cliente dependente.

** Categoria de referência é o cliente detentor de plano regional.

***Categoria de referência é o cliente com plano individual/familiar

**** Categoria de referência é o cliente na faixa etária de 0 a 18 anos.

3.2. Descrição da Base de Dados

Os dados são provenientes de uma OPS, líder no setor de cooperativas médicas, que atua em todo o Território brasileiro, contudo, a base inclui apenas os consumidores pertencentes à sede localizada na Capital do Estado do Ceará. Estes dados compreendem uma base longitudinal de 82.557 pessoas, acompanhada no período de 2006 a 2009, totalizando 247.654 observações e oferecem informações sobre o número de consultas médicas eletivas realizadas durante o ano, idade, sexo, estado civil, tempo de permanência, tipo de plano (grupo de municípios, estadual ou nacional), tipo de contratação (individual, coletiva empresarial ou coletiva por adesão), acomodações (enfermaria ou apartamento) e se o plano possui rateio de custos por meio da taxa de coparticipação no valor de 20%.

Ademais, engloba apenas beneficiários exclusivos, que não realizaram troca de plano e que não possuem outro plano de saúde. Todas as pessoas analisadas pertencem a planos que seguem as regulamentações impostas pela ANS.

3.3. Perfil da Amostra

Observa-se que parcela majoritária da amostra é do sexo feminino (57,0%), não casada (62,0%), contratou o plano de forma individual (56%), com enfermaria (76%) e tem idade média de aproximadamente 39 anos. Planos de abrangência nacional são os preferidos, totalizando 76,0%. O tempo médio de permanência, perfaz 5,4 anos. Os planos coletivos agregam 44,0%, sendo 26,0% de perfil coletivo empresarial e 18,0% por grupo de adesão. Ressalta-se que esta amostra compreende apenas consumidores que não efetuaram mudança de plano.

No tocante ao número de consultas médicas eletivas, constata-se significativa heterogeneidade. Em termos médios, os indivíduos se consultam, em média, 5,2 vezes por ano, contudo, sua dispersão, avaliada pela variância totalizou aproximadamente 29,3. De acordo com a tabela 3, observa-se que há maior frequência relativa de usuários com coparticipação que não se consultaram ou que se consultaram no máximo quatro vezes durante o ano, esse cenário se inverte para quantidades maiores de consultas, no qual os usuários sem coparticipação passam a apresentar frequências relativas superiores de utilização.

No que tange à coparticipação, observa-se baixo nível de adesão, abrangendo apenas 25% das contratações. Nesta modalidade, o beneficiário coparticipa com um percentual de 20% sobre o valor das despesas com consultas e exames. Em casos de internações hospitalares, não haverá incidência de coparticipação. A baixíssima elasticidade da demanda em casos de

internações e a ineficácia da coparticipação em reduzir o nível de utilização nesta circunstância, como apontado na literatura, justificam a não adoção do rateio dos custos nessas situações. Esta modalidade é escolhida de modo mais frequente, como pode ser observado na tabela 4, por aqueles que contratam planos de abrangência regional (54,7%) ou estadual (36,5%).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

Variável	Média	Desv. Padrão	Min	Max
Homem	0,43	0,49	0	1
Casado	0,38	0,49	0	1
Contratação coletiva empresarial	0,26	0,44	0	1
Contratação coletiva por adesão	0,18	0,39	0	1
Contratação individual/familiar	0,56	0,50	0	1
Abrangência nacional	0,76	0,43	0	1
Abrangência estadual	0,21	0,40	0	1
Abrangência regional (grupo de municípios)	0,03	0,18	0	1
Apartamento	0,24	0,43	0	1
Plano com coparticipação	0,25	0,43	0	1
Idade	38,76	22,03	0	99
Tempo de permanência	5,39	2,17	1	17
Quantidade de consultas	5,20	5,41	0	68

N: 247.654; Grupos: 82.557

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

Tabela 3 – Estatísticas descritivas do número de (CME).

CME	Sem coparticipação		Com coparticipação	
	fi	fri	fi	fri
Zero consultas	27.114	14,59	12.196	19,73
1 a 4 consultas	72.124	38,82	26.976	43,64
5 a 12 consultas	68.149	36,67	19.479	31,51
13 a 28 consultas	17.156	9,23	3.052	4,95
Acima de 28 consultas	1.282	0,68	126	0,18
Total	185.825	100,00	61.829	100,00

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

Tabela 4 – Estatísticas descritivas por nível de abrangência territorial do plano.

Variável	Plano Nacional		Plano Estadual		Plano Regional	
	Média	D.P	Média	D.P	Média	D.P
Contratação individual/familiar	0.50	0.50	0.73	0.45	0.88	0.32
Apartamento	0.30	0.46	0.05	0.22	0.02	0.12
Plano com coparticipação	0.21	0.40	0.37	0.48	0.55	0.50
Quantidade de Consultas	5.45	5.56	4.99	4.91	0.99	2.18

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

DP: Desvio Padrão

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente, observa-se que parcela majoritária das variáveis exógenas predefinidas para compor o modelo expressam coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 5%. A inclusão do número de consultas médicas realizadas no ano anterior e a quantidade de consultas no período inicial como especificado em Wooldridge (2005) e aplicada em Kohn e Liu (2013), junto com a correção de Mundlack (1978), proporcionaram melhoria significativa do modelo e demonstraram que o efeito da coparticipação é superestimado nos modelos mostrados na tabela 3, que não contam com esse ajuste.

Como pode ser observado na tabela 3, no modelo BN dinâmico, apenas os coeficientes das variáveis *dummies* faixa etária de 34 a 38 anos, plano contratado coletivamente por adesão e plano com direito à internação em apartamento não foram significativos ao nível de 5%. O teste de razão de verossimilhança rejeita a hipótese de existência de independência entre os indivíduos da amostra ao longo do tempo, sendo, assim, mais recomendado a utilização de modelos com estrutura de painel.

O componente dinâmico exibiu efeito positivo e significativo apenas no modelo BN, como descrito na tabela 3. Contudo, a maior parcela dos demais coeficientes do modelo Poisson dinâmico fez valores próximos ao verificado no BN dinâmico. Em relação ao controle por consultas no período inicial, identificou-se correlação positiva e significativa com o componente de heterogeneidade individual e se confirmou a hipótese de que os usuários que apresentaram maiores níveis de utilização inicialmente tendem a permanecer nesse estado como constatado por Kohn e Liu (2013).

Inicialmente, no primeiro modelo, na tabela 3, identificou-se que os usuários do plano com coparticipação possuíam em média, 20,14% consultas a menos do que os demais usuários, percentual muito acima do esperado, visto que a taxa de coparticipação representa 20% do preço da consulta. A demanda neste segmento é tradicionalmente de baixa elasticidade o que repercute em uma redução de menor magnitude no número de consultas. Com a inclusão dos controles propostos, notou-se que o efeito da coparticipação reduziu significativamente tanto no modelo BN dinâmico quanto no modelo Poisson dinâmico, convergindo para valores verificados na literatura.

As estimativas de log-verossimilhança expostas na tabela 3 sinalizam que o modelo BN dinâmico é o mais plausível em relação ao Poisson dinâmico e às demais versões apresentadas do BN. Destaca-se o fato de ser possível extrair informações mesmo das variáveis *dummies* que não exibiram coeficientes significativos do ponto de vista estatístico.

média, 10,73% o serviço analisado a menos do que a categoria de referência, como pode ser observado na tabela 4.

O nível de utilização significativamente menor de CME pelos usuários de planos coletivos empresariais é esperado porquanto esse tipo de contratação está relacionado ao vínculo empregatício do usuário, que reduz a adversidade de seleção dos membros da carteira, e conseqüente diferenciação no nível de utilização.

Destaca-se que a metodologia utilizada pela ANS, desde 2001, para calcular o índice máximo de reajuste a ser aplicado aos planos de saúde médico-hospitalares individuais/familiares contratados desde janeiro de 1999 ou adaptados à Lei nº 9.656/98 leva em consideração a média dos reajustes aplicados pelas operadoras aos planos coletivos. Como mostrado, os planos coletivos empresariais, apresentam nível de utilização de CME significativamente inferior quando comparados aos usuários do plano individual /familiar.

Os consumidores pertencentes ao plano de cobertura regional demonstram o menor número de CME, em relação ao de cobertura estadual e nacional. Destaca-se o fato de que esse plano possui *Gatekeeper*, ou seja, além da redução de cobertura geográfica, há um fator de inibição de demanda, pois o médico generalista é que passa a determinar os encaminhamentos necessários, não sendo possível que a pessoa se dirija diretamente ao médico especialista. A diferença de uso entre os planos, como pode ser observado na tabela 4, é bastante significativa, pois se estima que, em média, os usuários do plano de cobertura nacional e estadual utilizam, respectivamente, 258% e 244% a mais do que os usuários pertencentes ao plano regional.

No tocante à taxa de coparticipação, o resultado está de acordo com o esperado, ou seja, há uma redução no número de consultas eletivas em relação aos usuários que possuem plano de saúde com total cobertura. O efeito marginal estimado per fez uma redução de 0,31 consulta para os usuários que rateiam os custos com a seguradora. Resultados semelhantes, mas utilizando modelagem diferente para o controle do nível de utilização passado, foi encontrado em Maciel Junior (2010). Do ponto de vista relativo, aqueles com a coparticipação de 20% têm uma redução de aproximadamente 7,15% no número de consultas, o que indica uma elasticidade preço da demanda próxima aos resultados descritos tanto por Keeler e Rolph (1988) quanto por Wedig (1988).

Os homens possuem nível de utilização significativamente inferior às mulheres em cerca de 24%. Esse resultado pode estar relacionado ao ciclo de vida, como também a aspectos culturais. Ademais, os titulares realizam mais consultas do que os demais membros do plano. No que se refere ao nível de utilização de acordo com as faixas etárias definidas pela ANS, observou-se que os usuários pertencentes às faixas etárias de zero a 18 anos têm nível de

utilização superior aos associados com intervalos de idade que englobam os usuários de 19 a 33 anos.

Tabela 6 – Estimativa da semielasticidade e do efeito marginal dos fatores explicativos do número de CME por meio do modelo binomial negativo dinâmico.

	Semielasticidade	Erro Padrão	Efeito Marginal	Erro Padrão
Consultas ₁	0.547	0.000	0.023	0.002
Consultas ₁₀	9.646	0.001	0.406	0.004
FE 19 a 23 anos	-2.002	0.009	-0.084	0.039
FE 24 a 28 anos	-2.779	0.010	-0.117	0.039
FE 29 a 33 anos	-1.601	0.009	-0.067	0.039
FE 34 a 38 anos	0.886	0.010	0.037	0.042
FE 39 a 43 anos	4.959	0.009	0.208	0.042
FE 44 a 48 anos	9.904	0.010	0.414	0.045
FE 49 a 53 anos	12.931	0.010	0.539	0.048
FE 54 a 58 anos	15.427	0.011	0.643	0.052
FE acima de 59 anos	20.617	0.009	0.836	0.044
Homem	-24.201	0.005	-1.146	0.021
Solteiro	-5.279	0.006	-0.229	0.027
Outro estado civil	-7.372	0.010	-0.312	0.039
Dependente	-2.625	0.006	-0.111	0.025
Agregado	-6.878	0.027	-0.290	0.105
Plano Nacional	258.113	0.025	4.116	0.063
Plano Estadual	243.982	0.026	7.968	0.243
Empresarial	-10.734	0.007	-0.465	0.028
Adesão	-0.255 ^{NS}	0.007	-0.011	0.028
Tempo de Permanência	-4.026	0.004	-0.169	0.018
Tempo de Permanência ²	0.126	0.000	0.005	0.001
Apartamento	-0.513 ^{NS}	0.006	-0.022	0.024
Com coparticipação	-7.151	0.006	-0.306	0.025
Permanência (média)	3.458	0.007	0.146	0.028
Permanência ² (média)	-0.065	0.001	-0.003	0.002

Razão de Verossimilhança teste vs. Pooled: $\chi^2(01)=218,4$; $\text{Prob}>=\chi^2 = 0.000$

Fonte: Elaborada pelo autor com base nos dados da pesquisa

Os usuários enquadrados em faixa etária superior aos 39 anos, no entanto, passam a ter nível de utilização de CME superior àqueles com idade inferior a 18 anos. Essa diferenciação tende a aumentar nas faixas etárias superiores, com destaque para os usuários pertencentes à última faixa etária definida pela ANS, que supera em 20,6% a quantidade de utilização, se comparados aos pertencentes à primeira faixa etária. Vale observar que, como definido pela resolução Normativa Nº 63, da ANS, o valor do plano de saúde fixado para a faixa etária de 59 anos ou mais não pode ser superior a seis vezes o valor da faixa etária de zero a 18 anos e, além disso, a variação acumulada da sétima à décima faixa não pode superar a variação acumulada da primeira à sétima faixa etária.

5 CONCLUSÃO

O mercado de saúde suplementar no Brasil demonstra intensiva dinâmica, coexistindo com um sistema de saúde público com acesso integral, universal e gratuito. Como esperado, em razão das características desse mercado, as empresas buscam estratégias para amenizar o risco moral e a seleção adversa na sua carteira de clientes. Os resultados sinalizaram para o fato de que há considerável heterogeneidade no quantitativo de consultas médicas e que o plano de cobertura nacional denota maior quantidade de utilização. Além disso, tanto o *Gatekeeper* quanto o rateio dos custos colaboram para inibir a utilização dos serviços.

Os resultados estimados corroboraram a importância da utilização de modelos com efeito dinâmico e do controle para nível de utilização inicial demonstrando que o efeito da taxa de coparticipação pode ser superestimado em modelos estáticos. Uma vez que a coparticipação contribui para reduzir a utilização de consultas médicas eletivas, embora a redução percentual da utilização seja inferior à taxa de coparticipação devido à baixa elasticidade desse serviço, este se faz um instrumento válido na busca por maior nível de eficiência na utilização das CME. Além disso, espera-se que o plano de saúde tenha se tornado atrativo para pessoas que não o adquiriam, caso tivessem que arcar com o plano de cobertura total que, predominantemente, é mais vulnerável à utilização excessiva.

Ademais, apenas um a cada quatro clientes da amostra pertence ao plano com taxa de coparticipação. Sendo assim, há potencial para maior adesão a essa modalidade e consequente redução da incidência do risco moral na carteira de plano de saúde privado.

REFERÊNCIAS

- Agência Nacional de Saúde Suplementar. **Caderno de Informação da Saúde Suplementar Beneficiários, Operadoras e Planos**. Rio de Janeiro. Ano 9, n. 2 .Set/ 2015. Disponível em: <http://www.ans.gov.br/materiais-publicados/periodicos>. Acesso em: 20 Dez. 2015.
- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Sistema privado de seguro-saúde: lições do caso americano. *Rev. Bras. Econ.* vol.54, n.1, pp. 5-36. 2000
- ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*. Nashville,55(5):942-73, Dec. 1963.
- BRASIL. Lei nº 9656, de 03 de junho de 1998. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Poder Executivo, Brasília, DF, 04 jun. 1998.
- BRASIL. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF. Câmara dos Deputados, edições Câmara, 2012. 454 p.
- BRASIL. **Vigitel Brasil 2014: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico**. Brasília, DF. Ministério da Saúde, 2015.152 P.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Regression analysis of count data**. Cambridge university press, 2013.
- CONTOYANNIS, P; JONES, A M.; RICE, N. The dynamics of health in the British Household Panel Survey. **Journal of Applied Econometrics**, v. 19, n. 4, p. 473-503, 2004.
- CROMWELL, J.; MITCHELL, J. B. Physician-induced demand for surgery. **Journal of health economics**, v. 5, n. 4, p. 293-313, 1986.
- FOLLAND, S.; ALLEN, C.; GOODMAN, M. S. **The economics of health and health care**. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2012.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. **Journal of Political economy**, v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972.
- HAUSMAN, J.A.; HALL, B.H.; GRILICHES, Z. Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. 1984.
- JONES, A.M. **Applied econometrics for health economists: a practical guide**. Radcliffe publishing, 2007.
- KEELER, E.B.; ROLPH, J. E. The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment. **Journal of health economics**, v. 7, n. 4, p. 337-367, 1988.
- KOHN, J. L.; LIU, J. S. The dynamics of medical care use in the British Household Panel Survey. **Health economics**, v. 22, n. 6, p. 687-710, 2013.
- MACIEL JUNIOR, J. N. **Fatores inibidores do risco moral na demanda por consultas médicas eletivas**. Fortaleza: UFC. p. 57. Dissertação (Mestrado em Economia). - Universidade

Federal do Ceará, 2010.

MAIA, A.C. **Ensaio sobre demanda no setor de saúde suplementar brasileiro**. Tese (Doutorado em Economia). p.117 Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte. 2012

MANNING, W. G., NEWHOUSE, J. P., DUAN, N., KEELER, E. B., LEIBOWITZ, A. Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. **American Economic Review**, p. 251–277, 1987.

NEWHOUSE, J. P.; PHELPS, C. E. New estimates of price and income elasticities of medical care services. In: **The role of health insurance in the health services sector**. NBER, 1976. p. 261-320.

PAULY, M.V. The economics of moral hazard: comment. **The American Economic Review**, p. 531-537, 1968.

RIPHAHN, R. T.; WAMBACH, A.; MILLION, A. Incentive effects in the demand for health care: a bivariate panel count data estimation. **Journal of applied econometrics**, v. 18, n. 4, p. 387-405, 2003.

ROSETT, R. N.; HUANG, L. The effect of health insurance on the demand for medical care. **The Journal of Political Economy**, p. 281-305, 1973.

WEDIG, G. J. Health status and the demand for health: results on price elasticities. **Journal of health economics**, v. 7, n. 2, p. 151-163, 1988.

WOOLDRIDGE, J. M. Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. **Journal of applied econometrics**, v. 20, n. 1, p. 39-54, 2005.