

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

Wesley de Freitas Barbosa  
UFC/CAEN  
barbosa.wesley@gmail.com

Ricardo Brito Soares  
UFC/CAEN  
ricardosoares@caen.ufc.br

Kilvia Helane Cardoso Mesquita  
UFC/Sobral  
kilviacardoso@yahoo.com.br

### Resumo

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 idiosincrasias 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

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.

Código JEL: C10; D12; I11

## 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 perfaz 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 experimentaria 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. 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), também denominado Poisson-gamma, 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.

Optou-se por adotar a versão de efeitos aleatórios condicionalmente correlacionados (ACC), com a inclusão do efeito dinâmico, visto que o painel observado possui apenas quatro anos e sem mobilidade dos usuários entre os tipos de planos, logo o modelo de efeito fixo não permitiria a identificação do parâmetro de interesses. Ressalta-se que, como os segurados estão a pelo menos quatro anos sob as mesmas normas, elimina-se potencial viés nas estimativas resultante de mudanças recentes no tipo de plano do usuário. Ademais, conforme Cameron e Trivedi (2013), o modelo (ACC) é uma versão intermediária entre os modelos de efeito fixo e

o de efeito aleatórios, sendo um bom substituto na impossibilidade de aplicação do modelo de efeito fixo.

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 essencial o seu controle.

Conforme Wooldridge (2005) resolver o problema das condições iniciais é notavelmente mais difícil nos modelos não lineares, pela dificuldade de se ter transformações conhecidas que eliminam os efeitos não observados e resultem em condições de momento utilizáveis, embora casos especiais tenham sido elaborados. Desta forma, o mesmo propôs modelar a distribuição do efeito não observado condicional no valor inicial e nas demais variáveis explicativas exógenas.

Seguiu-se a estratégia de controle para modelos de painel dinâmicos não lineares, proposta em Wooldridge (2005). Conforme o mesmo, é possível escolher a distribuição auxiliar para ser flexível e visualizá-la como uma aproximação alternativa a proposta de Heckman's (1981), contudo a especificação incorreta dessa distribuição geralmente resulta em estimativas inconsistentes dos parâmetros. Em várias situações a estimação é simples, 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,  $E[y_{it}|X_i^{(t)}, Y_i^{(t-1)}, \alpha_i] = \alpha_i \lambda_{it}$ , em que  $\lambda_{it}$  passa a ter o seguinte formato:  $\lambda_{it} = \exp(\rho y_{i,t-1} + x'_{it} \beta)$  e  $\alpha_i$  expressa os seguintes controles:  $\alpha_i = \exp(\delta_0 y_{i0} + \bar{x}'_i \lambda + \varepsilon_i)$ ,  $y_{i0}$  corresponde às condições iniciais, visto que esta informação possui um importante papel na evolução do resultado e  $\bar{x}'_i$  faz a correção de Mundlack (1978), a qual representa a média no tempo das variáveis exógenas que variam no tempo e  $\varepsilon_i$  é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída. As estimativas serão calculadas pelo método da máxima verossimilhança e as estatísticas de desvio-padrão robustas são obtidas usando o método da *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  $E[y_{it}|X_i^{(t)}, Y_i^{(t-1)}, \alpha_i]$ , 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.



### 3.2 Modelos Dinâmicos de Contagem

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

Variável dependente		Variáveis explicativas			
Total de consultas médicas eletivas	X <sub>1</sub>	Consultas no ano passado	X <sub>14</sub>	Plano com apartamento	
	X <sub>2</sub>	Consultas no ano inicial	X <sub>15</sub>	Plano com coparticipação	
	X <sub>3</sub>	Homem	X <sub>16</sub>	Média do tempo de permanência	
	X <sub>4</sub>	Solteiro	X <sub>17</sub>	Média do tempo de permanência <sup>2</sup>	
	X <sub>5</sub>	Outro estado civil	X <sub>19</sub>	Faixa etária 19 a 23 anos	
	X <sub>6</sub>	Titular	X <sub>20</sub>	Faixa etária 24 a 28 anos	
	X <sub>7</sub>	Dependente agregado	X <sub>21</sub>	Faixa etária 29 a 33 anos	
	X <sub>8</sub>	Plano nacional	X <sub>22</sub>	Faixa etária 34 a 38 anos	
	X <sub>9</sub>	Plano estadual	X <sub>23</sub>	Faixa etária 39 a 43 anos	
	X <sub>10</sub>	Tempo de permanência	X <sub>24</sub>	Faixa etária 44 a 48 anos	
	X <sub>11</sub>	Tempo de permanência <sup>2</sup>	X <sub>25</sub>	Faixa etária 49 a 53 anos	
	X <sub>12</sub>	Contratação empresarial	X <sub>26</sub>	Faixa etária 54 a 58 anos	
	X <sub>13</sub>	Contratação adesão	X <sub>27</sub>	Faixa etária acima de 59 anos	

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.
Casado	Categoria de referência da dummy de estado civil.
Dependente	Categoria de referência da dummy de tipo de vínculo ao titular do plano
Plano regional	Categoria de referência da dummy do tipo de abrangência territorial.
Plano Individual	Categoria de referência da dummy do tipo de contratação.
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 0 a 18	Categoria de referência da dummy para faixa etária.

Fonte: Elaborado pelo autor.

### 3.2.Descrição da Base de Dados

Os dados são provenientes de uma das mais representativas OPS do Brasil, 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 usuários que não efetuaram mudança de plano.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

Variável	Média	D.P	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: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa  
D.P: Desvio Padrão

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 3 – Estatísticas descritivas do número de (CME).

CME	Sem coparticipação		Com coparticipação	
	N	%	N	%
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: Elaboração própria 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: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente, observa-se que parcela majoritária das variáveis predefinidas para compor o modelo expressam coeficientes estatisticamente significativos ao nível de pelo menos 5%<sup>1</sup>. 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 no modelo e demonstraram que o efeito da coparticipação pode ser superestimado nos modelos que não contam com esse ajuste.

O teste de razão de verossimilhança rejeitou 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 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, observa-se que ao longo de quatro anos a quantidade de consultas no período inicial permanece significativo, corroborando a hipótese de necessidade do seu controle a médio prazo. Kohn e Liu (2013) utilizando dados de demanda por cuidados médicos ao longo de 18 anos também observaram que o uso inicial é fortemente significativo na maioria dos casos.

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 ocasionaria 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

<sup>1</sup> A versão completa das estimativas está disponível no anexo do trabalho.

no modelo BN dinâmico (7,15%) quanto no modelo Poisson dinâmico (7,8%), convergindo para valores verificados na literatura.

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. As estimativas de log-verossimilhança expostas na tabela 5 sinalizam que o modelo BN dinâmico, com condições iniciais e a correção de Mundlack, é o mais plausível em relação ao Poisson dinâmico e às demais versões apresentadas do BN.

Tabela 5 - Estimativa dos fatores explicativos do número de CME em modelos estáticos e dinâmicos longitudinais de contagem

	BN	BN	BN	Poisson
	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes	Coefficientes
Com coparticipação	-0,225*** (0,008)	-0,184*** (0,007)	-0,074*** (0,006)	-0,081*** (0,006)
Consultas no ano passado		0,029*** (0,001)	0,005*** (0,000)	0,000 (0,000)
Consultas no ano inicial			0,096*** (0,001)	0,100*** (0,001)
Correção de Mundlack	Não	Não	Sim	Sim
Ln (r)	2,003 (0,014)	2,059 (0,011)	2,443 (0,012)	
Ln (s)	0,656 (0,008)	1,134 (0,023)	1,395*** (0,012)	
Ln( $\alpha$ )				-0,926 (0,008)
LL	-60.2519,21	-59.9710,49	-58.4158,28	-58.9730,45
N	247.654	247.654	247.654	247.654

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ,

Perfil do plano e características socioeconômicas estão incluídos em todos os modelos.

Erro padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

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 na tabela 1. O efeito marginal, conforme descrito na tabela 6, perfez uma redução de 0,31 consulta por ano para os usuários que rateiam os custos com a operadora. Dado os demais custos concatenados a consulta médica, essa redução pode representar um valor significativo no orçamento da empresa.

A partir dos resultados observados, constatou-se também que os usuários que possuem plano coletivo por adesão não apresentam diferença significativa na média de consultas médicas quando comparado aos que tem plano individual/familiar. Contudo, aqueles usuários de planos coletivos empresariais utilizam, em média, 10,73% do serviço analisado a menos do que a categoria de referência, como pode ser observado na tabela 1A do anexo.

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

	Semielasticidade	Efeito Marginal	Erro Padrão
Com coparticipação	-7.151***	-0.306***	0.025
Consultas no ano passado	0.547***	0.023***	0.002
Consultas no ano inicial	9.646***	0.406***	0.004
Razão de Verossimilhança teste vs. Pooled: $\chi^2(01)=218,4$ ; Prob $\geq\chi^2 = 0.000$			

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ,

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

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. Desta forma a utilização de parâmetros do mercado coletivo, que é significativamente diferente no nível de utilização, pode levar a um resultado ineficiente.

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. Dado esse diferencial de utilização quanto ao tipo de contratação do plano de saúde e as especificidades de cada carteira de clientes, analisou-se também o efeito do estado de dependência e da coparticipação na demanda dos usuários de forma desagregada por planos individuais, coletivos por adesão e coletivos empresariais.

Os resultados na tabela 7 demonstram que não há variação significativa do efeito da coparticipação entre os tipos de contratação do plano de saúde. O estado de dependência permanece significativo para todas as amostras analisadas, todavia os usuários de plano coletivo empresarial apresentaram o menor nível de persistência dentre os grupos analisados.

Tabela 7 - Estimativa dos fatores explicativos do número de CME por tipo de contratação do plano em modelos dinâmicos longitudinais de contagem (BN)

	Individual	Coletivo Adesão	Coletivo Empresarial
Com coparticipação	-0,0805*** (0,0083)	-0,1108*** (0,0150)	-0,0968*** (0,0171)
Consultas no ano passado	0,0069*** (0,0005)	0,0060*** (0,0010)	0,0021** (0,0010)
Consultas no ano inicial	0,0904*** (0,0010)	0,0891*** (0,0018)	0,1164*** (0,0019)
Ln (r)	2,4951 (0,016)	2,4769 (0,0275)	2,3607 (0,0258)
Ln (s)	1,497 (0,018)	1,5092 (0,0326)	1,1509 (0,0231)
LL	-331825	-110635,23	-141035,11
N	139.005	45.394	63.255

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ,

Perfil do plano, características socioeconômicas e correção de Mundlack estão incluídos nos modelos.

Erro padrão entre parênteses

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

A tabela 8 apresenta as semielasticidades e o efeito marginal da taxa de coparticipação, do efeito dinâmico e da quantidade de consultas no ano inicial para cada forma de contratação do plano de saúde. O efeito da coparticipação, para os usuários de plano individual, coletivo por adesão e coletivo empresarial, perfeitamente, respectivamente, uma redução de 7,74%, 10,49% e 9,23% na quantidade de consultas médicas eletivas, demonstrando que os usuários dos planos familiares apresentaram o menor nível de sensibilidade a variação no custo da consulta, enquanto que os usuários do plano de contratação coletiva por adesão apresentam uma maior sensibilidade.

Os usuários do plano coletivo empresarial, que é predominantemente menos vulnerável a seleção adversa entre os grupos com e sem coparticipação, não apresentaram efeito da coparticipação consideravelmente diferentes dos demais tipos de plano, sinalizando que os controles propostos na modelagem são robustos em relação as diferenças na composição da carteira de clientes. Ademais, do ponto de vista do efeito dinâmico, observa-se que os usuários do plano coletivo empresarial apresentam menor nível de estado de pendência o que colabora para um menor nível de utilização, ao passo que os demais grupos não apresentam diferenças expressivas entre os coeficientes estimados.

Tabela 8 – Estimativa da semielasticidade e do efeito marginal por tipo de contratação do plano em modelos dinâmicos longitudinais de contagem (BN)

	Semielasticidade	Intervalo de Confiança*		Efeito Marginal
		Min	Max	
<b>Plano Individual</b>				
Com coparticipação	-7,74	-9,23	-6,23	-0,350***
Consultas no ano passado	0,69	0,59	0,79	0,030***
Consultas no ano inicial	9,04	8,85	9,23	0,395***
<b>Plano Coletivo Adesão</b>				
Com coparticipação	-10,49	-13,07	-7,82	-0,503***
Consultas no ano passado	0,60	0,41	0,78	0,028***
Consultas no ano inicial	8,91	8,55	9,27	0,416***
<b>Plano Coletivo Empresarial</b>				
Com coparticipação	-9,23	-12,21	-6,14	-0,331***
Consultas no ano passado	0,021	0,02	0,04	0,008**
Consultas no ano inicial	11,64	11,27	12,01	0,413***

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ ,

\* Intervalo de confiança ao nível de 95% da semielasticidade.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

## 5 CONCLUSÃO

O mercado de saúde suplementar no Brasil demonstra intensiva dinâmica, coexistindo com um sistema de saúde público com pretensão acesso integral, universal e gratuito. Em razão das características desse mercado, as empresas buscam estratégias para amenizar o risco moral e a seleção adversa na sua carteira de clientes.

A caracterização da amostra revelou que há considerável heterogeneidade no quantitativo de consultas médicas e que o plano de cobertura nacional denota maior quantidade de utilização. 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. A taxa de coparticipação apresentou efeito negativo e significativo no quantitativo de consultas médicas. Uma taxa de coparticipação de 20% reduz em termos relativo aproximadamente 7,15% no quantitativo de CME.

A análise desagregada para diferentes carteira de clientes revelou baixa variação no efeito da coparticipação corroborando o resultado encontrado na amostra global demonstrando robustez da modelagem utilizada. O estado de dependência permaneceu positivo e significativo em todos os grupos analisados reforçando a importância da inclusão do efeito dinâmico. Ademais, os usuários de planos coletivos empresariais apresentaram a menor magnitude do efeito dinâmico entre os grupos analisados revelando uma particularidade dessa carteira de clientes.

Uma vez que a coparticipação contribui para reduzir a sobreutilização de consultas médicas eletivas, mesmo que a redução percentual da utilização seja inferior à taxa de coparticipação devido à baixa elasticidade da demanda por esse produto, essa 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 com compartilhamento dos custos tenha se tornado mais atrativo por ser menos vulnerável à utilização excessiva.

## 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.

HECKMAN, J. J. An incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process. **The Structural Analysis of Discrete Data**, p. 179-195, 1981.

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.

## ANEXO

Tabela 1 A - Estimativa dos fatores explicativos do número de CME em modelos estáticos e dinâmicos longitudinais de contagem

	BN		BN		BN		Poisson	
	Coefic.	E.P	Coefic.	E.P	Coefic.	E.P	Coefic.	E.P
Com coparticipação	-0,225***	0,008	-0,184***	0,007	-0,074***	0,006	-0,081***	0,006
Consultas no ano passado			0,029***	0,001	0,005***	0,000	0,000	0,000
Consultas no ano inicial					0,096***	0,001	0,100***	0,001
FE 19 a 23 anos	-0,092***	0,011	-0,093***	0,010	-0,020*	0,009	0,023**	0,010
FE 24 a 28 anos	-0,097***	0,011	-0,099***	0,011	-0,028**	0,010	0,036***	0,010
FE 29 a 33 anos	-0,062***	0,011	-0,079***	0,010	-0,016*	0,009	0,056***	0,010
FE 34 a 38 anos	-0,010	0,012	-0,029**	0,011	0,009	0,010	0,073***	0,010
FE 39 a 43 anos	0,063***	0,012	0,026**	0,011	0,048***	0,009	0,102***	0,010
FE 44 a 48 anos	0,162***	0,013	0,116***	0,011	0,094***	0,010	0,140***	0,010
FE 49 a 53 anos	0,247***	0,013	0,178***	0,012	0,122***	0,010	0,165***	0,010
FE 54 a 58 anos	0,309***	0,013	0,229***	0,013	0,143***	0,011	0,186***	0,011
FE acima de 59 anos	0,399***	0,012	0,304***	0,011	0,187***	0,009	0,225***	0,010
Homem	-0,528***	0,006	-0,444***	0,006	-0,277***	0,005	-0,269***	0,005
Solteiro	-0,046***	0,009	-0,049***	0,007	-0,054***	0,006	-0,044***	0,007
Outro estado civil	-0,088***	0,012	-0,086***	0,011	-0,077***	0,010	-0,065***	0,010
Dependente	-0,072***	0,008	-0,060***	0,007	-0,027***	0,006	-0,026***	0,006
Agregado	-0,113**	0,037	-0,096**	0,032	-0,071***	0,027	-0,061**	0,026
Plano nacional	1,877***	0,027	1,685***	0,026	1,276***	0,025	1,174***	0,027
Plano estadual	1,759***	0,028	1,596***	0,026	1,235***	0,026	1,121***	0,028
Empresarial	-0,255***	0,009	-0,215***	0,008	-0,114	0,007	-0,119***	0,007
Adesão	-0,056***	0,008	-0,039***	0,007	-0,003	0,007	-0,008	0,007
Tempo de permanência	-0,038***	0,003	-0,039***	0,003	-0,040***	0,004	-0,032***	0,004
Tempo de permanência <sup>2</sup>	0,002***	0,000	0,002***	0,000	0,001***	0,000	0,001***	0,000
Apartamento	0,022**	0,007	0,016***	0,006	-0,005	0,006	0,003	0,006
Permanência (média)					0,035***	0,007	0,025***	0,007
Permanência <sup>2</sup> (média)					-0,001	0,001	-0,001	0,001
Constante	1,411***	0,037	0,935***	0,038	0,779***	0,034	-0,109***	0,032
Ln (r)	2,003	0,014	2,059	0,011	2,443	0,012		
Ln (s)	0,656	0,008	1,134	0,023	1,395	0,012		
Ln(α)							-0,926	0,008
LL	-60.2519,21		-59.9710,49		-58.4158,28		-58.9730,45	
N	247.654		247.654		247.654		247.654	

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

E.P.: Erro padrão

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.

Tabela 2 A - Estimativa dos fatores explicativos do número de CME por tipo de contratação do plano em modelos dinâmicos longitudinais de contagem

	Familiar		Adesão		Empresarial	
	Coefic.	E.P	Coefic.	E.P	Coefic.	E.P
Com coparticipação	-0,081***	0,008	-0.111***	0.015	-0,097***	0,017
Consultas no ano passado	0,007***	0,001	0.006***	0.001	0,002**	0,001
Consultas no ano inicial	0,090***	0,001	0.089***	0.002	0,116***	0,002
FE 19 a 23 anos	-0,019	0,013	-0.018	0.022	-0,011	0,021
FE 24 a 28 anos	-0,008	0,013	-0.029	0.022	-0,035	0,022
FE 29 a 33 anos	-0,007	0,013	-0.043	0.024	0,025	0,019
FE 34 a 38 anos	0,023*	0,014	-0.042	0.025	0,043**	0,021
FE 39 a 43 anos	0,053***	0,013	-0.004	0.025	0,098***	0,022
FE 44 a 48 anos	0,086***	0,013	0.073	0.025	0,141***	0,022
FE 49 a 53 anos	0,114***	0,014	0.087***	0.024	0,164***	0,024
FE 54 a 58 anos	0,130***	0,014	0.122***	0.025	0,173***	0,025
FE acima de 59 anos	0,171***	0,012	0.167***	0.024	0,222***	0,024
Homem	-0,231***	0,007	-0.302***	0.011	-0,338***	0,010
Solteiro	-0,061***	0,009	-0.065***	0.013	-0,040***	0,014
Outro estado civil	-0,063***	0,011	-0.063	0.028	-0,099**	0,037
Dependente	-0,046***	0,008	-0.066***	0.013	0,025*	0,013
Agregado	-	-	-0.206***	0.041	-0,006	0,042
Plano nacional	1,260***	0,027	1.476***	0.264	1,512***	0,087
Plano estadual	1,275***	0,027	1.322***	0.266	1,301***	0,088
Tempo de permanência	-0,063***	0,007	-0.021*	0.011	-0,018***	0,007
Tempo de permanência <sup>2</sup>	0,003***	0,001	0.000	0.001	0,000	0,001
Apartamento	-0,042***	0,009	0.023**	0.012	0,017	0,012
Permanência (média)	0,066***	0,013	-0.014	0.023	0,041***	0,009
Permanência <sup>2</sup> (média)	-0,003***	0,001	0.003	0.002	-0,001	0,001
Constante	0,758***	0,045	0.693**	0.274	0,391***	0,097
Ln (r)	2,495	0,016	2.477	0.027	2,361	0,026
Ln (s)	1,497	0,018	1.509	0.033	1,151	0,023
LL		-331.825		-110.635,23		-141.035,11
N		139.005		45.394		63.255

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

E.P.: Erro padrão

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa.