

Saúde Suplementar no Brasil e Risco Moral: Análise Quantílica Para Dados de Contagem

Área 7 - Microeconomia, métodos quantitativos e finanças

Autores:

Dra. Márcia Regina Godoy
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Economia ó Programa de Pós Graduação em Economia
marciargodoy@hotmail.com

Prof. Dr. Giacomo Balbinotto Neto
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Economia ó Programa de Pós Graduação em Economia
Pesquisador do Instituto de Tecnologias em Saúde ó IATES/UFRGS
giacomo.balbinotto@ufrgs.br

Prof. Dr. Pedro Pita Barros
Universidade Nova de Lisboa
Faculdade de Economia
ppbarros@fe.unl.pt

RESUMO

O setor de saúde suplementar brasileiro operou desde os anos de 1940 sem regulamentação. Em 1998, o governo legislou sobre este setor. A regulamentação melhorou o nível de cobertura dos planos de saúde, estabelecendo a ilimitação das consultas médicas. O objetivo deste trabalho é medir os efeitos ó em particular da utilização de consultas médicas ó da regulamentação do setor. Para isto, foram utilizados três métodos econométricos: regressão de Poisson, regressão binomial negativa e regressão quantílica dos dados de contagem. Os dados utilizados provêm da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios de 1998 (antes da regulamentação) e 2003 (depois da regulamentação). O estimador de diferenças-em-diferenças foi utilizado para estimar o impacto da regulamentação. Os resultados mostraram que os indivíduos com plano de saúde têm maior número de consultas, sugerindo a existência de risco moral, e que após a regulamentação não aumentou o número de consultas médicas dos possuidores de plano de saúde.

Palavras-chave: Planos de Saúde, Risco Moral, Modelos de Contagem, Regressão Quantílica para Dados de Contagem.

ABSTRACT

The Brazilian private health insurance sector has operated since 1940s without regulation. In 1998, the Brazilian Government starting the regulation of this sector. The reform improved the health insurance coverage level, stating no limit to physician visits. The aim of this paper is to measure the effects ó in particular on the utilization physician visits - of reform on private health insurance market. Three econometric methods were used: Poisson Regression, Negative Binomial Regression and Count Data Quantile Regression. Data come from the National Household Survey Sample (Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios-PNAD) for 1998 (before regulation) and 2003 (after regulation). The estimator of difference-in-difference is used to estimate the impact of regulation. The results showed that individuals with health insurance have greater number of physician visits, suggesting presence of moral hazard and that after regulation there are not more physician visits to the individuals with health insurance.

Key words: health insurance, moral hazard, count models, count data quantile regression

JEL Classification: I11, I18.

mentar brasileiro é o segundo maior mercado mundial de tendo mais de 39 milhões de consumidores de planos de assistência médica, quase 2000 empresas operadoras de planos de saúde, milhares de médicos, dentistas e outros profissionais, hospitais, laboratórios e clínicas. O mercado brasileiro privado de planos de saúde, conhecido como setor de saúde suplementar, operou desde a década de 1960 até 1998 sem regulação econômica. A fim de regulamentar o setor da assistência privada à saúde, o Estado editou a Lei nº 9656 de 03 de Junho de 1998¹, que em seu artigo 12 instituiu que os subscritores de planos de saúde têm direito a consultas médicas em número ilimitado.

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos e implicações das alterações da regulamentação dos planos de saúde suplementar no Brasil, ocorrida em 1998, a qual ampliou o nível de cobertura dos planos de saúde, através da proibição da limitação do número de consultas médicas. Assim, com o presente trabalho, procura-se dar resposta a uma questão essencial: após a regulamentação (e a proibição da limitação do número de consultas médicas), aumentou, ou não, o número de consultas efetuadas pelos possuidores de planos de saúde?²

Partiu-se do pressuposto de que, após a regulamentação, ocorreria aumento do número de consultas, pois, segundo a teoria da informação assimétrica, quanto maior for a cobertura oferecida por um seguro de saúde, maior será a possibilidade de ocorrer risco moral (*moral hazard*). Além disso, a existência deste tipo de problema é fundamental para analisarmos os seus efeitos sobre a eficiência de um mercado³.

A importância e justificativa para análise da regulamentação sobre os planos de saúde privados reside no fato de que quanto maior for sua cobertura, maior tende a ser o incentivo dos indivíduos para os utilizarem de modo excessivo, gerando desta forma um problema de risco moral (*moral hazard*).

Para o desenvolvimento do presente trabalho, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), de 1998 e 2003, que é uma pesquisa domiciliar de representatividade de nível nacional e que contempla informações socioeconômicas, de utilização de serviços de saúde, entre outras. São empregados três métodos econométricos para dados de contagem: Regressão de Poisson, Regressão Binomial Negativa e Regressão Quantílica para Dados de Contagem.

A principal contribuição deste trabalho é analisar as alterações ocorridas na utilização de consultas médicas entre 1998 e 2003 utilizando uma metodologia até então recente e pouco utilizada: regressão quantílica para dados de contagem. Ainda em termos metodológicos, neste estudo empírico fazem-se estimativas separadas por gênero e também para uma população de perfil epidemiológico semelhante, o que não foi usual em estudos anteriores realizados no Brasil. Para justificar isto, utilizam-se dois fatos estilizados em economia da saúde: as mulheres e os portadores de doenças crônicas utilizam mais os serviços de saúde.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções. Na seção dois apresentamos brevemente o problema do ponto de vista teórico, destacando o problema de *moral hazard* nos planos de saúde. Na seção três apresentamos a metodologia de análise, destacando a questão dos modelos econométricos para dados de contagem e a especificação econométrica. Na seção quatro são apresentados os dados e os principais resultados do modelo e, por fim, na seção cinco são tecidas algumas considerações finais com base no que foi analisado nas seções precedentes.

2. ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO NO MERCADO DE PLANOS DE SAÚDE

Segundo Rothschild e Stiglitz (1976), a questão da informação foi negligenciada pelos economistas a notas de rodapé, sendo que a maioria das conclusões da teoria econômica não são robustas para as situações de informação imperfeita. Neste sentido, se estabeleceu um distanciamento entre teoria e realidade.

1 A Lei 9656/98 encontra-se disponibilizada no seguinte endereço eletrônico: <http://www.ans.gov.br>

2 Também analisamos o problema de seleção adversa antes e após a regulamentação dos planos de saúde, porém, por limitação de espaço, não é possível apresentar os resultados aqui.

3 Para uma análise da evolução da literatura sobre o valor e a importância do seguro saúde, confira Nyman (2006).

Assimétrica em mercados de seguro gera ineficiências devido aos dois tipos de problemas: seleção adversa e risco moral. As principais referências sobre este tema são Arrow (1963), Pauly (1968), Akerlof (1970), Spence e Zeckhauser (1971), Spence (1973), Rothschild e Stiglitz (1976), Wilson (1977).

O mercado de seguros, em especial o de seguros de saúde, tem sido objeto de muitos estudos empíricos, pois o mesmo padece de problemas relacionados com a informação assimétrica, dentre os quais se destacam a seleção adversa e o risco moral. Estes problemas tendem a ocorrer nos contratos de seguros de saúde, sejam eles de natureza pública ou privada, e englobam três grupos de agentes: as seguradoras (públicas ou privadas); os provedores de assistência à saúde, que também podem ser entidades públicas ou privadas, e os segurados.

A seleção adversa é um fenômeno importante, que tem recebido considerável atenção teórica e empírica, em muitos mercados e, em especial, no mercado de seguros. Os primeiros modelos teóricos que abordaram este problema foram desenvolvidos por Akerlof (1970) e Rothschild e Stiglitz (1976). A situação de seleção adversa ocorre antes do estabelecimento de um contrato quando uma das partes detém informação privada sobre as suas características (*hidden information*). No caso do mercado de seguros de saúde isso significa que os consumidores detêm mais informação sobre a sua própria saúde do que qualquer empresa seguradora, levando os indivíduos com alta probabilidade de utilização dos serviços de saúde a adquirirem um seguro. A probabilidade de utilização dos serviços de saúde difere entre os indivíduos saudáveis e não saudáveis e existe informação privada sobre as características individuais dos consumidores (*hidden information*), a seguradora pode estabelecer uma relação contratual com alguém com alta probabilidade de utilização de serviços de saúde, já que estes indivíduos são mais propensos a adquirir um seguro de saúde. Deste modo, a carteira de clientes da seguradora fica concentrada com indivíduos que têm uma elevada probabilidade de utilizar o seguro (FOLLAND, GOODMAN e STANO, 2008).

Já a situação de risco moral ocorre quando uma das partes detém informação privada sobre as suas ações ou decisões (*hidden action*). O risco moral no uso de serviços médicos é uma questão recorrente em economia da saúde. As primeiras referências teóricas sobre este tema são Arrow (1963), Pauly (1968) e Zeckhauser (1970), Spence e Zeckhauser (1971). No caso do mercado de seguros de saúde, ocorre porque a seguradora não conhece perfeitamente quais serão os efeitos da cobertura de seguro sobre as decisões dos indivíduos, relativos a cuidados preventivos de saúde ou à utilização de serviços de saúde.

O risco moral é um comportamento oportunista caracterizado pela tendência dos agentes econômicos de alterarem seu comportamento após o estabelecimento de um contrato e está associado ao fato do segurado não ter que suportar o custo total das despesas dos cuidados de saúde, não se relacionando com padrões de conduta ou ética, uma vez que o segurado é incentivado a mudar seu padrão de consumo de assistência médica (PAULY, 1968). O risco moral não altera apenas o comportamento do indivíduo, mas também cria ineficiência econômica, já que a percepção individual tanto do custo como do benefício da atividade difere do custo ou benefício da sociedade. Neste sentido, o termo risco moral (*moral hazard*) é utilizado pela literatura para relacionar a qualquer atitude realizada pelo segurado que ocasiona aumento de custo para a seguradora e conseqüentemente se eleva o prêmio dos seguros.

O risco moral pode ser dividido, segundo critérios que dependem do tempo da ação do segurado, em dois tipos: risco moral *ex-ante* e risco moral *ex-post*⁴. O primeiro ocorre quando o segurado não toma os devidos cuidados necessários à prevenção de patologias, provocando o aumento da probabilidade deste adoecer. Isto ocorre porque o segurado sabe que os gastos com a eventual doença serão cobertos pelo seguro-saúde. O segundo, por sua vez, refere-se ao uso excessivo dos serviços de assistência médica após a contratação do seguro de saúde, pois, para o segurado, o custo de utilização de uma unidade adicional de serviço de saúde é zero, caso a cobertura seja integral e sem exigência de pagamento adicional. Então, este

⁴ Para maiores detalhes sobre a distinção entre risco moral *ex-post* e *ex-ante* conferir Barros (2005, p.142-145).

ordem com a racionalidade econômica. Porém, do ponto de vista de cuidados médicos, os quais, para se conseguir um prêmio mais elevado⁵. Aqui, neste artigo, utiliza-se

A presença de risco moral, no mercado de seguros de saúde, já foi detectada em diversos países, como por exemplo França (Chiappori *et al.*, 1998), Chile (Sapelli e Vial, 2003) e Portugal (Barros *et al.*, 2008). Estes estudos apontaram que a situação de risco moral não acontece para todos os tipos de serviços de saúde, como por exemplo: consultas em consultório e hospitalização,

Para o caso brasileiro, no período pré-regulamentação Maia (2004); Stancioli (2002); Maia, Andrade e Oliveira (2004); entre outros, realizaram estudos utilizando dados da PNAD de 1998 e verificaram que os indivíduos com plano de saúde consultam mais do que aqueles sem plano, indicando a presença de risco moral. Entretanto, ainda são escassos os estudos após a regulamentação.

Nishijima, Postali e Fava (2007) utilizaram dados da PNAD/1998 e PNAD/2003 para investigar se houve mudança de comportamento dos segurados em relação ao consumo de serviços médicos após a regulamentação do setor de saúde suplementar. Os métodos utilizados pelos autores foram o estimador de diferenças-em-diferenças, Modelo de Probabilidade Linear, Probit e Logit, sendo que a variável dependente utilizada foi dicotômica e assumiu valor 1 quando o indivíduo tinha procurado algum serviço de saúde. Entre as variáveis explicativas destacam-se duas: δ Plano δ e δ Regulação δ . Os resultados encontrados pelos autores confirmaram a existência de um comportamento de risco moral por parte dos indivíduos cobertos com seguro de saúde δ uma vez que a variável δ Plano δ mostrou-se positiva e significativa, indicando assim que os possuidores de seguro de saúde, em média, consomem mais serviços médicos do que os indivíduos não cobertos. Entretanto, a variável que capta o efeito do tratamento (δ Regulação δ) sobre o grupo amostral dos indivíduos possuidores de planos privados de saúde não se mostrou significativa. Ou seja, não foi possível verificar qualquer efeito da lei sobre a procura de serviços médicos em termos de intensificação de problemas de risco moral.

As estimativas recentes de Maia e Andrade (2009) indicaram que existe um diferencial positivo de utilização no setor de saúde suplementar para os anos de 1998 e 2003. Para consultas médicas, o diferencial estimado situou-se em torno de 25% quando comparamos os indivíduos com qualquer tipo de plano de saúde em relação ao que utilizariam se estivessem no SUS. Para dias de internação, a estimativa variou de 9% a 26%, dependendo do método implementado. A interpretação dos resultados, segundo as autoras, pode ser vista como uma *proxy* do problema de risco moral e sugere que os contratos no sistema suplementar de saúde brasileiro podem não estar adequadamente estruturados. Ainda segundo elas, no caso do cuidado ambulatorial, o diferencial deve estar mais associado ao comportamento do paciente, pois em última instância é ele que decide sobre a realização do cuidado e a ida ao médico ou ambulatório. Contudo, no caso da internação hospitalar a situação muda completamente, pois o diferencial poderia estar vinculado ao comportamento dos provedores de saúde, através da indução de demanda⁶, visto a indicação de uma cirurgia de alta complexidade, um transplante, ou uma amputação ou cuidados com queimaduras envolvem muito mais decisão do médico e ou de uma equipe médica e não do paciente em si.

Tanto os problemas de seleção adversa como de risco moral podem resultar em grandes perdas para as companhias seguradoras porque levam a altos pagamentos de indenizações de seguro. Assim, a redução da seleção adversa e do risco moral é um dos principais objetivos das companhias seguradoras.

3. METODOLOGIA

3.1 Modelos Econométricos para Dados de Contagem

⁵ As perdas de bem-estar (*welfare loss*) causadas pelo excesso de consumo de serviços médicos com seguro de saúde são discutidas por Feldstein (1973), Feldstein e Friedman (1977), entre outros.

⁶ Para modelos de indução da demanda confira Folland *et. AL* (2009) e Barros (2005).

Outros de modelos de utilização de serviços de saúde tem sido discutidos, sendo bastante discutidos os modelos mais recentes desde a publicação do artigo de Hausman, Hall e Griliches (1984), um artigo seminal na área de econometria de *count datas*, essa área de pesquisa tem ganhado importância e o uso de modelos econométricos para dados de contagem tem sido bastante difundido.

O uso de regressão de *count data* é indicado quando a variável dependente representa a contagem de um evento. Um evento de contagem refere-se ao número de vezes que um evento ocorre em um período de tempo particular. A regressão de *count data* é apropriada quando a variável dependente é uma integral não negativa, $y = 0, 1, 2, \dots$, onde y é medida em unidades com escala fixa (WINKELMANN, 2003; WOOLDRIDGE, 2004; CAMERON e TRIVEDI, 1998).

Embora o modelo de regressão linear tenha sido frequentemente aplicado para dados de contagem, isto pode resultar em estimativas ineficientes, inconsistentes e viesadas (LONG e FREESE, 2004, p.223).

Tipicamente, a regressão de dados de contagem é aplicada quando a distribuição da variável dependente é assimétrica. Os dados geralmente contêm uma grande proporção de zeros, que corresponde àqueles indivíduos que não utilizam os serviços de saúde durante um determinado período, e também uma pequena proporção de observações com altos valores - aqueles que utilizam intensivamente os serviços de saúde. Os modelos de regressão para dados de contagem mais usados são o de Poisson e o Binomial Negativo, sendo que o primeiro é o mais simples (AGRESTI, 2007, p.74; WINKELMAN; 2003)⁷.

3.1.1 Modelo Regressão de Poisson (MRP)

O modelo de regressão de Poisson pode ser representado como:

$$Y_i = E(y_i) + u_i = \mu_i + u_i \quad (1)$$

onde: Y é uma variável aleatória independentemente distribuída, que assume números inteiros, com média μ_i para cada indivíduo, e :

$$\mu_i = \exp(x_i' \beta), \text{ onde } i = 1, \dots, n, \quad (2)$$

onde x representa as variáveis explicativas.

A regressão de Poisson pressupõe que os eventos ocorrem independentemente ao longo do tempo. Entretanto, os eventos sobre os quais se realizam as contagens tendem a estar correlacionados; isto é, o fato de um evento ocorrer pode aumentar a probabilidade de ocorrência de eventos subsequentes, ou seja, pode existir uma forma de dependência dinâmica entre a ocorrência de eventos sucessivos. Exemplificando, no caso de utilização de serviços de saúde, uma visita ao médico em virtude de um acidente ou doença pode aumentar a probabilidade de visitas subsequentes.

Quando a distribuição das contagens observadas para indivíduos na amostra não segue a distribuição de Poisson, outros modelos de contagem devem ser utilizados, entre os quais o Modelo de Regressão Binomial Negativa (MRBN), que será descrito a seguir.

3.1.2 Regressão Binomial Negativa

O modelo binomial negativo pode ser especificado da seguinte forma:

$$h(y|\mu, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu} \right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\mu + \alpha^{-1}} \right)^y, \quad y=0,1,2,3, \dots \quad (3)$$

É importante notar que u_i representa um erro aleatório. Ou seja, introduz-se na equação, que define a média amostral, um termo erro. Nesse sentido, indivíduos com o mesmo valor de x_i observado

⁷ Para as propriedades destes modelos, consultar Cameron e Trivedi (1998).

eterogeneidade não observável, a média continua igual a α , permitindo desta forma que a variância exceda a distribuição binomial negativa seja mais flexível do que a regressão

de Poisson. Embora muitos estudos anteriores tenham utilizado modelos de regressão de Poisson e modelos de regressão binomial negativa (em modelos simples ou em duas partes (TPM)), estes modelos permitem estimar somente o efeito médio de uma variável explicativa sobre a variável dependente, a contagem (SANTOS-SILVA e WINDMEIJER, 2001; POLHMEIER e ULRICH, 1994). Contudo, estas abordagens são limitadas por não oferecerem informações em muitos aspectos da distribuição das contagens, os quais são bastante interessantes nas pesquisas aplicadas. Além disto, Liu (2007) verificou empiricamente que a regressão quantílica para dados de contagem oferece os resultados consistentes e também outras informações relevantes do que os outros métodos para dados de contagem, inclusive o TPM, tendo como principal vantagem a possibilidade de verificar-se como a distribuição da variável dependente se desloca quando muda o valor das variáveis explicativas.

3.1.3 Regressão Quantílica para Dados de Contagem

A técnica de regressão quantílica foi apresentada inicialmente no trabalho de Koenker e Basset (1978), e pode ser vista como uma generalização do modelo de regressão de Mínimos Desvios Absolutos (MDA), onde se pode estimar a mediana da distribuição de Y , condicionada ao valor de suas covariadas, ou seja, esta técnica permite verificar o efeito dos regressores sobre a variável dependente, ao longo de diferentes partes da distribuição. O uso da regressão quantílica para variáveis aleatórias contínuas tem-se tornado bastante popular e tem-se estendido aos modelos com dados binários, censurados, em painel, de duração, de sobrevivência, entre outros.

Entretanto, quando a variável dependente Y resulta de uma contagem e assume valores inteiros $\{0, 1, 2, \dots, M\}$, não é possível aplicar o método tradicional de regressão quantílica, pois esta não pode ser uma função contínua de um regressor x , uma vez que não atende a uma das condições suficientes, descritas por Koenker e Basset (1978), para a validade do parâmetro $Q_y(\tau|x)$, que exige que a função densidade probabilidade $f(Y|x)$ seja contínua e positiva em $Q_y(\tau|x)$ (MACHADO e SANTOS-SILVA, 2002, p.12).

Para contornar esta limitação, Machado e Santos-Silva (MMS) propuseram a criação de uma variável aleatória contínua, de modo que cada uma tenha relação com o quantil da contagem de y . Isto é obtido através de uma variável auxiliar $z = y + u$, onde u representa uma variável aleatória, independente de y e x , e é uniformemente distribuída no intervalo $[0, 1)$. A seguir é implementada uma transformação monotônica $T(z, \tau)$ para que z seja uma variável contínua, e para que a função transformada do quantil seja linear nos parâmetros e esteja associada à representação do quantil condicional de z , $Q_z(\tau|x)$, que deve ser especificada da seguinte forma:

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x' \gamma(\tau)), \text{ para } \tau \in (0, 1) \quad (4)$$

Onde: $\gamma(\tau) \in \Gamma$, um sub-conjunto compacto de \mathbb{R}^k . Assim, $\gamma^{(c)}(\tau)$ denota os componentes de $\gamma(\tau)$ correspondentes as covariadas contínuas $X^{(c)}$, então $\gamma^{(c)}(\tau) \neq 0$.

Se $Q_y(\tau|x)$ e $Q_z(\tau|x)$ denotarem o τ -quantil ($0 \leq \tau < 1$) da distribuição condicional de y e z , respectivamente, e

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x' \gamma(\tau)) \quad (5)$$

Onde: τ é adicionado do lado direito para impor o limite a $Q_z(\tau|x)$. Em seguida, transforma-se z de modo que a função quantílica transformada seja linear nos parâmetros.

$$Q_T(\tau|x) = x' \gamma_\tau \quad (6)$$

Onde: ζ representa um número positivo pequeno, $0 < \zeta < \tau$, e $Q_T(\tau | x)$ é o τ -quantil dos dados transformados ($0 \leq \tau < 1$) da distribuição condicional de y e z . Isto pode ser feito desde que os quantis sejam invariantes, tanto para transformações monotônicas quanto para a censuração inferior dos quantis de interesse.

$$Q_{T(z,\tau)}(\tau | x) = x' \gamma \tau \quad (7)$$

Onde: $\gamma(\tau) \in \Gamma$ é um sub-conjunto compacto de \mathbb{R}^k . Assim, se $\gamma^{(c)}(\tau)$ denota os componentes de $\gamma(\tau)$ correspondentes a covariadas contínuas $X^{(c)}$, então $\gamma^{(c)}(\tau) \neq 0$.

Esta abordagem transforma z levando a uma função quantílica condicional que é contínua em α . Deste modo, é possível mostrar que:

$$Q_z(\tau | x) = Q_y(\tau | x) + \frac{\tau - \sum_{y=0}^{Q_y(\tau|x)-1} \Pr(Y = y | x)}{\Pr(Y = Q_y(\tau | x) | x)} \quad (8)$$

Resumidamente, o método de MSS tem a seguinte implementação empírica. Primeiro, adicionam-se números aleatórios distribuídos uniformemente às contagens observadas. Depois, transformam-se os dados resultantes.

Desde que exista uma relação de um-para-um nos quantis condicionais de z e y , a interpretação dos coeficientes, $\beta(\tau)$ em termos de y , é similar à interpretação de $\beta(\tau)$ em termos de z . Segue-se que:

$$\frac{\partial Q_z(\tau | x)}{\partial x} = \exp[x' \beta(\tau)] \beta(\tau) \quad (9)$$

Assim, a mudança necessária em x para induzir uma mudança no quantil condicional de y de uma unidade, é inversamente proporcional a $\beta_j(\tau)$, mantidas as demais variáveis constantes. Se uma variável não tiver nenhum efeito em $Q_z(\tau | x)$, pode-se concluir que ela também não tem efeito em $Q_y(\tau | x)$.

Também é possível fazer inferências sobre o efeito de $Q_y(\alpha | x)$ sobre um regressor que é avaliado em um dado valor da covariada. Seja:

$$\Delta Q_y(\alpha_0 | \zeta, x^0, x^1) \equiv Q_y(\tau_0 | \zeta, x = x^1) - Q_y(\tau_0 | \zeta, x = x^0) \quad (10)$$

É importante observar a importância de $Q_z(\tau | x)$ na análise, pois isto não representa simplesmente a parte inteira do valor de $Q_y(\alpha | x)$. $Q_z(\tau | x)$ é importante porque mostra a variação necessária para ocorrer mudança de quantil, ou seja, mostra como uma mudança em regressor particular em x pode ou não afetar o quantil condicional de y . De fato, uma mudança em x afetará $Q_y(\tau | x)$ somente se for capaz de mudar a parte inteira de $Q_z(\tau | x)$. Assim, se todas as demais variáveis foram mantidas, pode-se verificar se a mudança em um regressor pode ou não ser suficiente para induzir mudanças no quantil condicional $Q_y(\tau | x)$, necessitando de uma avaliação caso a caso. Convém também salientar que se pode ir de $Q_z(\tau | x)$ para $Q_y(\alpha | x)$, mas não o contrário (MIRANDA, 2008, p.75).

aplicações do método desenvolvido por Machado & Santos-
e Kee (2006) utilizaram a RQC em estudos de fertilidade de
ito do co-pagamento nas prescrições médicas; Cade e Dong
(2008) investigaram o efeito de mudanças meteorológicas na presença de pardais. Liu (2007) aplicou a RQC
para averiguar os determinantes da utilização de consultas médicas.

Tendo em conta os trabalhos acima citados, os quais evidenciaram algumas das características da RQC, é possível, para finalizar a presente seção, elencar as seguintes vantagens deste método econométrico:

1. por utilizar a distribuição condicional da variável resposta, podem-se estimar coeficientes dos parâmetros e do regressando diretamente nos quantis condicionais desejados, para isto basta variar ();
2. a RQC permite caracterizar toda a distribuição condicional de uma variável de contagem (Y) dado um conjunto de regressores (x);
3. soluções diferentes para quantis distintos podem ser interpretadas como diferenças na resposta da variável dependente (Y) às mudanças nos regressores (x) em vários pontos da distribuição condicional da variável dependente;
4. as estimações dos coeficientes angulares de cada quantil são obtidas considerando a totalidade dos dados, ou seja, não há sub-amostras do conjunto de dados;
5. como os erros não possuem uma distribuição normal, os estimadores provenientes da regressão quantílica podem ser mais eficientes que os estimadores por meio de MQO;
6. a RQC tem uma representação na forma de programação linear, o que facilita a estimação dos parâmetros;
7. a função *check* multiplica os resíduos por (), se eles forem não negativos e por (ó 1), caso contrário, para que, dessa forma, sejam tratados assimetricamente. $\rho_{\tau}(v) = v(\tau - I(v < 0))$;
8. os quantis podem ser estimados livremente, sem ser necessário impor qualquer suposição sobre a forma da distribuição como acontece com a regressão de Poisson e a Regressão Binomial Negativa.

3.2 Especificação Econométrica

Desde o artigo seminal de Ashenfelter e Card (1984), o uso do estimador de diferenças- em-diferenças (DD) tem se tornado amplamente utilizado. Este método é bastante utilizado para avaliar o efeito de um determinado tratamento (programa, política pública, treinamento, aumento de salário, alterações nas taxas de co-pagamento e de reembolso de seguros de saúde, etc.) em uma população (CARD, 1990; MEYER, 1995; WINKELMANN, 2004). O modelo mais simples utiliza a suposição de que os resultados são observados para dois grupos, em dois períodos do tempo⁸. O primeiro grupo é exposto ao tratamento, apenas no segundo período. O segundo grupo não é exposto ao tratamento em nenhum período. Neste artigo, esta abordagem é utilizada para avaliar o efeito de um experimento ãnaturalõ, considerado exógeno (regulamentação), sobre um grupo de indivíduos ó denominado grupo de tratamento - comparando com outro grupo que não foi afetado pelo evento, denominado grupo de controle. O grupo de tratamento é formado pelos indivíduos que possuíam plano de saúde com direito à consulta médica, que portanto foram afetados pela Lei nº 9656/98, enquanto o grupo de controle é constituído por aqueles que não possuíam plano de saúde.

A idéia básica de DD pode ser descrita como se segue: Seja $Y(i, t)$ uma variável aleatória, que denota o número de consultas médicas realizadas pelo indivíduo i no tempo t . Suponha-se que uma determinada população seja observada em período pré-tratamento $t=0$, e em período pós-tratamento $t=1$. Onde $t=0$ indica o ano de 1998 (antes da regulamentação) e $t=1$ indica o ano de 2003 (tratamento). Entre esses dois períodos, uma parte dessa população é exposta ao tratamento. A forma funcional utilizada nas estimações é:

⁸ Para detalhes sobre o estimador de diferença-em-diferença ver Cameron e Trivedi (2005).

$$post + z'_{it}\gamma, \quad \text{onde } t = 1998 \text{ e } 2003 \quad (11)$$

Onde:

$\beta_2 post$ indica o período pós-regulamentação e assume valor igual a 1 quando $t=2003$. Tendência temporal comum aos dois grupos;

$\beta_1 trat$ é uma variável dicotômica que assume valor 1 se o indivíduo i pertence ao grupo de tratamento, ou seja, se ele tem plano de saúde. Indica a diferença média entre os dois grupos;

$\beta_3 trat * post$ representa a interação entre $trat$ e $post$ a alteração do consumo do grupo de tratamento após a reforma. Indica o efeito do tratamento (regulamentação). Se $\beta_3 trat * post$ for negativo, a demanda para consultas médicas cai no grupo tratamento em relação ao grupo controle, após a regulamentação;

z_{it} é um vetor de características individuais explicativas da demanda por consultas médicas, entre elas: idade, anos de escolaridade, cor, renda, status de saúde.

Cabe salientar que o uso de dados em painel possibilitaria a obtenção de estimativas mais consistentes, contudo no Brasil não existe uma pesquisa que faça acompanhamento do mesmo indivíduo ao longo do tempo impossibilitando assim a sua utilização. Uma alternativa para contornar esta limitação seria a criação de um pseudo-painel. Contudo, como em um pseudo-painel utilizam-se as médias para os grupos, isto inviabiliza o uso de modelos de dados de contagem, uma vez que a variável de contagem y deixaria de ser um número inteiro, que é um dos pilares dos modelos de contagem. Desde modo, os dados da amostra são empilhados (*pooling*), como no trabalho de Winkelman (2006).

A estratégia empírica a ser utilizada na seção seguinte terá em conta:

- que a fonte de dados é a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios de 1998 e 2003;
- que as estimações são calculadas por gênero, para indivíduos entre 15 e 80 anos;
- que, para além das informações fornecidas pelos indivíduos que declararam serem portadores de doença renal crônica, também serão apresentados resultados para outra amostra que contempla informações de todos os entrevistados (doentes e não-doentes). Isto visa verificar se os resultados das duas amostras são similares e, assim, dar maior confiabilidade aos resultados obtidos com a amostra dos doentes renais crônicos;
- que os possuidores de plano de saúde são aqueles que declararam possuir plano privado de saúde contratado individualmente e com direito a consulta médica⁹;
- que nos modelos de dados de contagem - Regressão de Poisson, Regressão Binomial Negativa e Regressão Quantílica - a variável dependente é o número de consultas médicas realizadas no período de 12 meses, ou seja, essa variável é um dado de contagem.

4. DADOS E RESULTADOS

4.1 Dados

⁹ Na PNAD 2003, 29% dos planos são contratados individualmente e 98,51% dos indivíduos que possuem planos de saúde, têm direito à consulta. Não foram consideradas as observações dos entrevistados que possuíam planos de saúde contratados através do emprego e dos que, apesar de possuírem plano de saúde, não possuíam cobertura para consultas médicas, como, por exemplo, os planos exclusivamente odontológicos ou hospitalares. Deste modo, os possuidores de plano de saúde da amostra utilizada são os titulares de planos de saúde individuais ou familiares, contratados diretamente com a operadora de plano de saúde - excluindo os planos odontológicos. A justificativa para exclusão dos planos coletivos prende-se com o fato de, nos planos contratados através do emprego, o nível de cobertura ser negociado pelo empregador.

2003 contêm informações de 344.620 e 384.834 indivíduos, das PNADs 1998 e 2003 contêm um rol abrangente de ado de saúde, restrição de atividades por motivo de saúde, e limitação de atividades físicas; ii) cobertura por plano de saúde público ou privado; iii) acesso a serviços de saúde; iv) utilização de serviços de saúde ó consultas e internações. Nesses módulos, as doenças crônicas auto-referidas pelos entrevistados foram: doença da coluna ou costas, artrite ou reumatismo, câncer, diabetes, bronquite ou asma, hipertensão, doença do coração, doença renal crônica, depressão, tuberculose, tendinite ou tendossinovite, e cirrose.

No desenvolvimento deste trabalho considerou-se importante restringir a amostra, de forma a obter informações apenas de indivíduos portadores de uma mesma doença crônica¹⁰. De fato, vários estudos demonstraram que os portadores de doenças crônicas utilizam mais os serviços de saúde dada a sua condição, que exige maiores cuidados para tratar e controlar a evolução da doença (POLMEIER e ULRICH, 1994; CAMERON et al., 1998; LIU, 2007; BARROS et al, 2006). Além disto, Pores (1995) afirma que o risco moral é facilmente identificado quando se compara a utilização dos serviços de saúde por duas populações distintas e de perfil epidemiológico semelhante.

Assim, restringiu-se a amostra aos portadores de doença renal crônica¹¹, ou seja, todos os indivíduos da amostra têm a mesma doença. As razões que pautaram esta decisão foram: i) por ser este um importante problema de saúde pública, existindo no Brasil, inclusive, uma Política Nacional de Atenção ao Portador de Doença Renal; ii) por existirem cerca de 2 milhões de brasileiros que possuem esta patologia; iii) por se verificar um crescente interesse de economistas pelos estudos ligados à doença renal crônica [BARNEY e REYNOLDS (1989); KASERMAN e BARNETT (1991); HIRTH et al. (2003); BECKER e ELIAS (2004); ROTH et al. (2004); GODOY et al. (2006), DOR et al. (2007)].

4.2 Estatísticas Descritivas

Para contextualizar o leitor, inicialmente, utilizam-se os dados da PNAD 2003 para calcular a prevalência de doença renal crônica no Brasil e a utilização de consultas médicas pelos doentes renais e também para o restante da população, doravante denominados não-renais.

Na PNAD 2003 havia 6.632 indivíduos que declararam ser portadores de doença renal crônica, o que representa 1,65% do total de entrevistados. A prevalência da doença renal crônica é de 1,56% para homens e 1,74% para as mulheres.

Os indivíduos que possuem plano de saúde, em média, têm mais idade, escolaridade e renda. A proporção de mulheres é maior entre aqueles que possuem plano de saúde. A presença de morbididades também é diferente entre eles. A aplicação do teste-t de Student revela que não existe diferença significativa na presença de doença renal crônica entre aqueles que possuem ou não plano de saúde.

Como mostra a Tabela 1, os portadores de doença renal possuem menos planos de saúde do que o restante da população e o percentual de mulheres portadoras ou não da doença renal crônica, que possui plano de saúde é maior em relação ao dos homens. Entretanto, o teste-t revela que entre os portadores de doença renal crônica não há diferença estatística na aquisição de plano de saúde entre homens e mulheres. O teste-t mostra que, no caso das mulheres, não há diferença estatisticamente significativa no percentual

¹⁰ Dados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) 2003 mostram que 29,91% dos brasileiros possuem alguma doença crônica, entretanto a pesquisa não fornece informação sobre o grau de severidade das doenças relatadas pelos entrevistados.

¹¹ De um modo simples e sem detalhes médicos, pode dizer-se que a insuficiência renal crônica (N18 e N19- Código Internacional de Doença-CID) é a perda lenta e irreversível das funções renais, portanto compreende desde efeitos leves controlados à base de medicamentos e dieta, até o estágio no qual o rim chega a ter sua função normal reduzida a mais de 90%, quando então se indica a diálise ou o transplante renal. Neste estágio, a ausência de tais intervenções leva o paciente ao óbito em 72 horas (LEITE, 2002, p.738).

le, entre 1998 e 2003. Porém, no caso dos homens, ocorreu de saúde.

Tabela 1: Posse de Plano de Saúde, 1998 e 2003 - Brasil

	Homens		Mulheres	
	1998	2003	1998	2003
Renais	23,22	22,25	25,94	24,98
Não Renais	16,95	20,19	21,10	21,75

Fonte: Elaboração própria

a tabela 2 apresenta estatísticas descritivas da amostra dos doentes renais crônicos. Constata-se que o número médio de consultas é mais elevado para as mulheres. Considerando estas diferenças, as estimações deste estudo são realizadas por gênero, visando obter resultados mais consistentes.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas - Homens e Mulheres, com DRC - 1998 e 2003 - Brasil

Variável	1998		2003	
	Tratamento (Plano)	Controle	Tratamento (Plano)	Controle
<i>Homens</i>				
Nº Consultas	4,69	2,85	5,58	4,12
Nº de Doenças Crônicas	2,62	2,77	2,50	2,50
Idade	46,26	46,37	48,28	47,10
Anos de Estudo	9,44	4,41	9,31	5,00
<i>N. Observações</i>	<i>481</i>	<i>3.104</i>	<i>413</i>	<i>2.175</i>
<i>Mulheres</i>				
Nº Consultas	7,88	5,08	8,03	6,09
Nº de Doenças Crônicas	3,26	3,33	3,19	3,09
Idade	46,82	45,71	47,70	45,33
Anos de Estudo	8,93	4,57	9,40	5,81
<i>N. Observações</i>	<i>414</i>	<i>3.425</i>	<i>305</i>	<i>2.531</i>

Fonte: Elaboração própria

O número médio de consultas médicas é estatisticamente mais elevado para os possuidores de plano de saúde nos dois anos da pesquisa. Este resultado é similar a Almeida et al. (2006) que utilizaram dados da PNAD/98 para analisarem a prevalência de doenças crônicas e a utilização dos serviços. Segundo os autores, embora tenha sido encontrada diferença significativa na utilização dos serviços entre quem tinha plano e quem não tinha plano (5,6 e 4,7 consultas anuais, respectivamente) a diferença de apenas uma consulta indica que *oã cobertura do SUS tem sido próxima da oferecida pelos planos, no caso dos portadores de problemas crônicos*. No caso das mulheres portadoras de doença renal crônica, a Tabela acima mostra que, em 1998, a diferença entre aquelas que tinham plano e aquelas que não tinham plano (7,88 e 5,08 consultas anuais, respectivamente), era um pouco maior do que a obtida por Almeida et al. (2006).

No período 1998 a 2003, ocorreu um aumento geral no número de consultas nos dois grupos e ocorreu diminuição do percentual dos indivíduos que não consultaram nenhuma vez no período de referência da pesquisa, nos dois grupos estudados. No período 1998-2003 ocorreu um aumento no número médio de consultas médicas ao longo da distribuição condicional. Porém, o aumento não foi igual nos dois grupos. Enquanto o aumento médio observado no quantil 0,50 para o grupo tratamento (com plano) foi de 15%, no grupo de controle (sem plano) o mesmo foi quatro vezes maior (60%). Possivelmente, o aumento da utilização de consultas médicas no Brasil está associado à expansão ocorrida no SUS. Em 1994, o SUS começou a mudar o seu modelo assistencial através do Programa Saúde da Família (PSF), embora até Dezembro de 1998, este programa abrangesse somente 6,57% da

ento, o PSF expandiu-se e, em Dezembro de 2006, 44% da
ograma. No caso dos doentes renais crônicos, este aumento
na organização dos serviços de atendimento aos doentes
mentos, e visibilidade crescente desta patologia na sociedade¹².

A diferença na utilização de consultas médicas entre os que possuem e os que não possuem plano
de saúde reduziu-se no período de 1998 a 2003. No caso das mulheres, esta diferença $(Y_{1998}^T - Y_{1998}^C)$
passou de 2,8 consultas em 1998, para 1,84 em 2003. $(Y_{2003}^T - Y_{2003}^C)$

Uma forma de comparar o efeito da regulamentação é calcular $(Y_{2003}^T - Y_{1998}^T)$, cujo resultado é 0,15
consultas. Porém, este cálculo tem uma fragilidade por não controlar outros fatores que afetam a
variável de interesse (idade, escolaridade, etc.). Além disto, o teste-t de Student não rejeitou a hipótese nula de
igualdade nas médias dos dois anos. Assim, não é possível afirmar que após a regulamentação tenha
ocorrido aumento do número de consultas médicas para os portadores de doença renal crônica que
possuíam plano de saúde.

4.3 Resultados Econométricos

4.3.1 Resultados das Regressão de Poisson e Regressão Binomial Negativa

Na tabelas 3 são apresentados os resultados obtidos através da Regressão de Poisson e da
Regressão Binomial Negativa para homens e mulheres, com doença renal crônica.

Tabela 3: Resultados Modelo de Poisson e MRBN ó DRC

Variável dependente: Número de Consultas	MRBN Mulheres		Poisson Mulheres		MRBN Homens		Poisson Homens	
	Coefficiente	P> Z	Coefficiente	P> Z	Coefficiente	Z	Coefficiente	P> Z
Número de doenças Crônicas	0,1524	(0,00)	0,1335	(0,00)	0,1422	(9,02)	0,1436	(0,00)
Idade	0,0116	(0,07)	-0,0008	(0,95)	-0,0057	(0,59)	0,0126	(0,09)
Idade ^2	-0,0002	(0,01)	0,0000	(0,85)	0,0000	(0,47)	-0,0002	(0,02)
Log renda familiar per capita	0,0742	(0,00)	0,0920	(0,00)	0,0886	(3,38)	0,0710	(0,00)
Status de Saúde	0,3321	(0,00)	0,4373	(0,00)	0,4533	(12,65)	0,3423	(0,00)
Anos de Estudo	0,0155	(0,00)	0,0399	(0,00)	0,0295	(4,56)	0,0189	(0,00)
Trabalhou	-0,2674	(0,00)	-0,5728	(0,00)	-0,5698	(8,98)	-0,2679	(0,00)
Cônjuge	0,0096	(0,78)	0,0802	(0,58)	0,1216	(1,01)	-0,0076	(0,84)
2003	0,2048	(0,00)	0,3181	(0,00)	0,2733	(5,26)	0,1850	(0,00)
Plano de Saúde	0,5039	(0,00)	0,5329	(0,00)	0,4871	(6,16)	0,4317	(0,00)
Plano de Saúde*2003	-0,1982	(0,06)	-0,3003	(0,02)	-0,1171	(1,12)	-0,1574	(0,13)
Constante	-0,0748	(0,63)	-0,3881	(0,18)	-0,3552	(1,43)	-0,0855	(0,63)
Pseudo-R2			20,35				13,7	
/lnalpha	-0,0613				0,2284			
Alpha	0,9405				1,2566			
N, Observações	6403		5935		5936		6403	

Os resultados acima apresentados mostram que as variáveis ãnúmero de doenças crônicasõ,
õestado de saúdeõ, õescolaridadeõ e õrendaõ afetam positivamente o número de consultas médicas. A

¹² Portaria n° 3998/GM/MS, de 11 de Dezembro de 1998 ó criação do comitê, Portaria n° 712/GM/MS, de 11 de Junho de 1999
institui normas de funcionamento dos centros dialisadores. Em 15 de Junho de 2004, o Ministério da Saúde editou a Portaria
n°1168 que institui a Política Nacional de Atenção ao Portador de Doença Renal.

Os resultados obtidos através destes modelos mostram que no período pós-regulamentação ocorreu um aumento geral do número de consultas médicas para homens e mulheres. O sinal da variável *plano* é o teoricamente esperado. Ele indica que os subscritores de plano de saúde consultam mais. Entretanto, a variável de interação entre o ano do tratamento (2003) e a variável binária indicadora da posse de plano de saúde não revelou aumento do número de consultas médicas entre os possuidores de plano. Tanto no caso dos homens quanto no das mulheres, nos quatro modelos, o coeficiente da variável $\beta_{plano*2003}$ apresentou sinal negativo. Considerando os resultados do modelo de Poisson e teste-t realizado anteriormente, não é possível afirmar que a regulamentação elevou o risco moral para os doentes renais.

A significância estatística da variável de interação entre plano de saúde (grupo tratado) e ano (tratamento) é maior no modelo binomial negativo, sendo que nos quatro modelos utilizados ela é estatisticamente significativa ao nível de 10%, sugerindo que no período pós-regulamentação se reduziu o número de consultas médicas dos possuidores de planos de saúde.

O coeficiente da variável *co-pagamento* indica que a existência de co-pagamento inibe a sobre-utilização, pois o coeficiente da variável *co-pagamento* é negativo e estatisticamente significativo, ao nível de 10%. O valor da coeficiente obtido para a variável *co-pagamento* é bastante similar ao encontrado por Stancioli (2002), que verificou que esta variável diminui a demanda em 0,21 consultas médicas por ano. Contudo, esta redução é diferente entre homens e mulheres.

A seguir, é utilizada a Regressão Quantílica para Dados de Contagem a fim de verificar se os efeitos da regulamentação foram uniformes, ou não, ao longo da distribuição condicional de consultas.

4.3.2 Resultados da Regressão Quantílica para Dados de Contagem

A seguir são apresentados os resultados obtidos pelo método de MSS (2002). Para fins de comparação, na Tabela 5 são apresentados os resultados obtidos para outra amostra, a qual engloba indivíduos com e sem doença renal crônica.

Os valores de Q_y nas duas tabelas em um mesmo quantil são diferentes para a amostra com os doentes renais e para a amostra com informações de indivíduos doentes e não-doentes. O valor de Q_y para os homens do quantil 0,90 é de 8 para os doentes renais e de 3 para os da outra amostra.

A estimação separada por gênero permite mostrar que a utilização de serviços de saúde varia de acordo com o gênero dos indivíduos. O sexo feminino esteve associado à maior utilização de serviços médicos, confirmando dados da literatura de vários países, inclusive do Brasil. Muito embora se tenha restringido a amostra, restando nela somente as informações daqueles indivíduos que possuíam uma mesma patologia, a diferença de utilização de consultas médicas entre homens e mulheres persiste. Nos quantis 0,50; 0,75 e 0,90, o valor de Q_y é menor para os homens, indicando que eles efetuam menor número de consultas.

No modelo de Regressão Quantílica para Dados de Contagem, os efeitos marginais de uma variável binária são avaliados como a unidade de mudança no quantil condicional através da mudança da variável de zero para 1, mantendo constantes todas as covariadas contínuas em sua média amostral. Exemplificando, no caso da variável *trabalhou*, se o valor desta muda de zero para 1 - de não trabalhou para trabalhou - então ocorre a redução do número de consultas médicas, uma vez que o sinal do coeficiente é negativo. Este resultado reforça os encontrados nos modelos de Poisson e Binomial Negativo, pois também indica que os indivíduos que trabalharam na semana de referência da PNAD efetuaram menor número de consultas médicas. Este resultado é o teoricamente esperado e sugere que haveria um custo de oportunidade do tempo gasto em consultas médicas para os empregados. A

is dá a idéia de que o custo de oportunidade do tempo gasto duos que utilizam intensamente os serviços de saúde.

e mostrar que a magnitude do efeito marginal da variável $\tilde{\text{trabalhou}}$ é distinta para homens e mulheres, pois os resultados da regressão quantílica para dados de contagem mostram que os homens que declararam ter trabalhado fizeram até 4 consultas a menos (q.90) do que os que não estavam trabalhando, enquanto as mulheres na mesma situação obtiveram metade deste valor. Este resultado sugere que os trabalhadores empregados não sobre-utilizam as consultas médicas tendo em vista que isto poderia comprometer sua empregabilidade ou sinalizar o seu estado de saúde e reduzir as probabilidades de promoções na carreira, pois um elevado número de consultas pode indicar um estado de saúde debilitada.

O valor de Q_y fornece informação sobre a simetria de uma variável e também pode ser utilizado para determinar a variação necessária de um regressor para alterar o valor de Q_y . Por exemplo, para que o valor de Q_y no terceiro quantil mude de 6 para 3, é necessário que o $\tilde{\text{número de doenças crônicas}}$ das mulheres diminua em 4,12 unidades, permanecendo as demais variáveis constantes. Por outro lado, se o $\tilde{\text{número de doenças crônicas}}$ aumentar em uma unidade, o número de consultas neste quantil passa de 6 para 7,12 consultas/ano¹³, ou seja, esta variável é suficientemente significativa para alterar o valor observado em um quantil.

As doenças crônicas afetam positivamente o número de consultas médicas, resultado este consistente com a literatura. A estatística z mostra que esta variável é a que tem maior impacto sobre o número de consultas médicas realizadas por um indivíduo. A magnitude do valor de Q_z aumenta ao longo da distribuição, evidenciando deste modo que o número de doenças crônicas afeta de um modo bastante importante o número de consultas médicas no topo da distribuição.

A variável $\tilde{\text{auto-avaliação}}$ do estado de saúde apresenta sinal positivo, significando que à medida que um indivíduo reporta um estado de saúde pior, aumenta o seu número de consultas. As variáveis $\tilde{\text{renda}}$ e $\tilde{\text{escolaridade}}$ são determinantes na utilização de serviços médicos, pois os sinais de seus coeficientes são positivos e significativos, o que é coerente com o modelo de Grossman (1972), e significa que o aumento de renda e de escolaridade elevam o número de consultas médicas.

A variável $\tilde{\text{plano de saúde}}$ foi significativa e positiva em todos os quantis. Este resultado é consistente com literatura anterior e demonstra que os indivíduos que possuem plano de saúde consultam mais, mesmo quando se tem uma amostra com perfil epidemiológico semelhante, como no caso dos doentes renais crônicos, sugerindo a presença de risco moral. A estatística z mostra que esta é a segunda variável mais importante na determinação do número de consultas. A diferença na utilização de consultas médicas entre aqueles que possuem e os que não possuem plano de saúde aumenta gradativamente ao longo da distribuição e o efeito marginal absoluto é maior no quantil 0.90. Estes resultados mostram que esta variável afeta de um modo bastante importante o número de consultas.

Finalmente, discute-se os resultados da variável de maior interesse neste estudo. Similarmente aos resultados obtidos através dos modelos tradicionais de dados de contagem, - Poisson e Binomial Negativo - , o coeficiente da variável $\tilde{\text{plano}}*2003$, que representa o efeito da regulamentação (tratamento), é negativo em todos os quantis para homens e mulheres. Contudo, no quantil 0,90 ele não é estatisticamente significativo para ambos.

O sinal do coeficiente da variável $\tilde{\text{plano}}*2003$ é negativo nos três diferentes métodos de estimação utilizados: Regressão de Poisson, Regressão Binomial Negativo e em todos os quantis da RQC, tanto utilizando somente informações dos portadores de doença renal crônica, quanto com a utilização da amostra completa. Isto significa que a demanda por consultas médicas se reduziu no grupo tratamento (possuidores de plano de saúde) em relação ao grupo controle (sem plano) depois da regulamentação do setor. O sinal é igual ao encontrado por Nishijima, Postali e Fava (2007), que utilizaram o estimador de diferenças-em-diferenças nos modelos probit, logit e modelo de probabilidade linear para verificarem a

¹³ $Q_z(0.75|X)$ é igual a 6,3 e o efeito marginal é de 0,82, a soma destes dois valores é 7,12.

o médico. Entretanto, o coeficiente obtido por estes autoresizou-se como variável dependente um dado de contagem que um indivíduo no período de 12 meses. O coeficiente desta variável é negativo, e estatisticamente significativo nos quantis 0.25, 0.50 e 0.75. O sinal negativo, obtido nos três métodos, refutou a hipótese inicialmente levantada, pois se supunha que, com a ilimitação do número de consultas médicas, estas aumentariam após a regulamentação.

Os resultados indicaram que após a regulamentação ocorreu um aumento geral do número de consultas. Contudo, o sinal da principal variável de interesse deste estudo, a *dummy* associada ao efeito da regulamentação sobre o número de consultas médicas dos possuidores de planos de saúde (*õplano*2003ö*), foi negativo e estatisticamente significativo - tanto no caso dos homens como no das mulheres nos três modelos e nas duas amostras utilizadas. Isto indica que após a regulamentação ocorreu uma redução do número de consultas médicas dos possuidores de planos de saúde em relação àqueles que não possuíam plano, sugerindo, assim, que este aumento ocorreu entre os indivíduos que são atendidos pelo SUS. Uma das hipóteses para este fato é que tenha havido um aumento no número de consultas disponibilizadas pelo SUS, fazendo com que houvesse uma elevação do número de consultas e atendimentos médicos reduzindo assim a desigualdade na utilização de consultas médicas entre os possuidores de plano de saúde e a restante população, no período 1998-2003. Mas esta é uma questão que deverá ser aprofundada em trabalhos futuros.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou os efeitos e implicações das alterações da regulamentação dos planos de saúde suplementar ocorrida em 1998, a qual levou a uma ampliação do nível de cobertura através da proibição da limitação do número de consultas médicas.

O uso da regressão quantílica possibilitou mostrar que o número de doenças crônicas e a posse de um plano de saúde são os fatores que mais afetam o número de consultas que um indivíduo faz. Ela permitiu também mostrar que os efeitos dos regressores são diferentes entre os sexos e que não são uniformes ao longo dos quantis.

Para melhor responder à questão da existência de comportamento de risco moral no setor de saúde suplementar, controlou-se também o perfil epidemiológico da população envolvida. Deste modo, realizaram-se, estimativas para portadores de doença renal crônica. Os resultados mostraram que, mesmo quando se controlam as características epidemiológicas, existe risco moral (*moral hazard*), antes e após a regulamentação.

Em suma, os resultados obtidos refutaram o pressuposto inicialmente colocado de que haveria aumento do número de consultas médicas no setor de saúde suplementar, após a regulamentação. Os resultados mostraram que ocorreu uma redução do número de consultas médicas no setor de saúde suplementar e um aumento no sistema público, no período entre 1998 a 2003, tomando-se por base estes anos de amostra. As causas do aumento de consultas no SUS necessitam ser melhor investigadas, mas sugerem que mudanças na oferta de serviços médicos, como por exemplo o Programa de Saúde da Família, facilitaram o acesso e a utilização de consultas médicas, causando deste modo a diminuição da desigualdade na utilização de consultas médicas entre os possuidores de plano de saúde e a restante população, no período estudado. Este fato pode suscitar reflexões e análises que contribuam para investigar, de modo mais aprofundado, os fatores que conduziram a este aumento. Tal significa que o presente estudo não se encerra em si mesmo, e pode motivar trabalhos futuros.

Os resultados obtidos neste trabalho podem ser interessantes do ponto de vista de política pública, pois mostram que após a regulamentação ocorrem dois importantes problemas no mercado de saúde suplementar: seleção adversa e risco moral. A conjunção destes dois problemas pode comprometer a sustentabilidade do setor de saúde suplementar.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

serviços de Saúde no Brasil: Panorama atual e tendências de assistência médica suplementar. Texto para Discussão n. 599, IPEA, Brasília, 1998.

ALMEIDA MF, BARATA RB, MONTEIRO CV, SILVA ZP. Prevalência de doenças crônicas auto-referidas e utilização de serviços de saúde, PNAD/1998, Brasil. **Revista Caderno Saúde Coletiva**, 2002; vol. 7(4), p.743-56.

ANDRADE, MV.; MAIA, AC. Demanda por planos de saúde no Brasil. Encontro Nacional de Economia da Saúde, APES, Lisboa, 2007.

_____. Diferenciais de Utilização do Cuidado de Saúde no Sistema Suplementar Brasileiro. **Estudos Econômicos**, vol. 39 (1), 2009.

ANS. Agência Nacional de Saúde Suplementar. **Caderno de Informações da Saúde Suplementar**, Março de 2008.

AKERLOF. G. (1970). The Market for Lemons. **Quarterly Journal of Economics**, 84: 488-500.

ARROW, K. Uncertainty and Welfare Economics of Medical Care. **American Economic Review**, 53: 941-973, 1963

ASHENFELTER, O. and CARD, D. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effects of Training Programs, **Review of Economics and Statistics**, vol. 67, p.648-660, 1985.

BAHIA, L; RONIR, R.L; SALM, C.; COSTA, A. L; KALE, P.L; CAVALCANTI M.L O Mercado de Planos e Seguros de Saúde no Brasil: uma Abordagem Exploratória sobre a Estratificação das Demandas Segundo a PNAD 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, 11 (4), 2006.

BARNEY. L., REYNOLDS, L. An Economic Analysis of Transplant Organs. **Atlantic Economic Journal**; Sep 1989; 17, 3; 1989.

BARROS, MBA; CESAR, CLG; CARANDINA, L. Desigualdades Sociais na Prevalência de Doenças Crônicas no Brasil, PNAD-2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 4, p. 911-926, out./dez. 2006.

BARROS, P.P. **Economia da Saúde: Conceitos e Comportamentos**. Coimbra, Almedina, 2005.

BARROS, P. P.; MACHADO, M. P.; SANZ-DE-GALDEANO, A. Moral Hazard and the Demand for Health Services: a Matching Estimator Approach. **Journal of Health Economics**, 2007,

BECKER, G; ELIAS, J. **Introducing Incentives in the Market for Live and Cadaveric Organ Donations**. Working Paper. Mimeo, 2004.

BOOTH, Alison L, KEE, H. J. Intergenerational Transmission of Fertility Patterns in Britain. **IZA Discussion Paper n° 2437**, 2006.

CADE, B S; DONG, Q. A Quantile Count Model of Water Depth Constraints on Cape Sable Seaside Sparrows. **Journal of Animal Ecology**, vol. 77, p.47-56, 2008,

CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K, MILNE, Frank, PIGGOTT, J. A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. **Review of Economics Studies**, 1988, vol. 55: 85-106.

CAMERON, AC, TRIVEDI, PK. **Regression Analysis of Count Data**. Cambridge, UK; New York, NY, USA: Cambridge University Press. 1998.

CARD, D. Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989. **Industrial and Labor Relations Review**, vol. 46, 386-54, 1992.

CHIAPPORI, PA *et al.* Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment. **European Economic Review**, n. 42, p 499-511, 1998

The Anatomy of Health Insurance. *In*: CULYER, AJ., **Health Economics**. Amsterdam: North-Holland, vol.1 p.563-

DOR, A, PAULY, M.; EICHELEAY, M. et al. End-Stage Renal Disease and Economic Incentives: the international study of health care organization and financing. **NBER**. Working Paper nº13125, 2007.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A.C. e STANO, M. **A Economia da Saúde**. Porto Alegre, Artmed/Bookman, 2008.

GETZEN, TE. **Health Economics: Fundamentals and Flow of Funds**. Wiley, 2004.

GODOY MR, Balbinotto NG, BARROS PP, RIBEIRO E P. Earnings and Chronic Renal Disease. **Transplantation Proceedings**, 2006.

GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**, v. 80, p.:223 ó 255; 1972.

HAUSMAN J., B.H. HALL, Z. GRILICHES, Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship. **Econometrica**, vol.52, 909-938., 1984.

HIRTH, RA.; CHERNEW, M.; TURENNE, M.N.; PAULY, M.V.; ORZOL, S. M. e HELD, P. Chronic Illness, Treatment Choice and Workforce Participation. **International Journal of Health Care Finance and Economics**, 3: 167-181, 2003.

JONES, A. **Applied Econometrics for Health Economists: a practical guide**. Second Edition. OHE, 2007.

KASERMAN, David L.; BARNETT, A. H. (1991). An Economic Analysis of Transplants Organs: a Comment and Extension. **Atlantic Economic Journal**; Jun 1991; 19 (2): 57.

KOENKER, R. BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, 50: 43-61, 1978.

LEITE, IC et al. Comparison of the information on prevalences of chronic diseases obtained by the health supplement of PNAD/98 and the estimated ones by the study Burden of Disease in Brazil. **Ciência & Saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 4; 2002.

LIU, Chanping. Utilization of General Practitioners Services in Canada and the United States: A Quantile Regression for Counts Analysis. **University of Guelph**. Working Paper, October, 2007.

LONG, J.S.; FREESE, J. **Regression Models for Categorical Outcomes Using Stata**, 2nd Edition, 2006.

MACHADO, J. A. F, SANTOS SILVA, J.M.C. Quantiles for Counts. **Journal of the American Statistical Association**, vol.100 nº 472, p. 1226-1237, 2005.

MACHADO, J.A.F., SANTOS SILVA, J.M.C. Quantiles for Counts. **The Institute for Studies Fiscal**. Working Paper, 2002.

MANNING, WG. et al. Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. **American Economic Review**, 77 (3), p. 251-277, 1987

MEYER, B. D. Natural and Quasi-Experiments in Economics. **Journal of Business & Economic Statistics**, vol.13, p.151ó161, 1995.

MIRANDA, A. Planned Fertility and Family Background: a Quantile Regression for Counts Analysis. **Journal Population Economics**, vol. 21, p. 67ó81, 2008.

MIRANDA, A Planned Fertility and Family Background: A Quantile Regression for Counts Analysis. **Keele Economics Research Papers**. Keele University, United Kingdom, 2005.

MULLAHY, J. Specification and testing of some modified count data models. **Journal of Econometrics**, vol. 33, p. 341-365, 1986.

- ce. In: JONES, Andrew. **The Elgar Companion to Health**
- Consumo de Serviços Médicos e Risco Moral no Mercado de Seguro de Saúde Brasileiro. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia, ANPEC**, Recife, 2007.
- PAULY, MV. The Economics of Moral Hazard. **American Economic Review**, June, 531-36, 1968.
- POHLMEIER, W, ULRICH, V. An Econometric Model of two-part decision making process in the demand for health care. **The Journal of Human Resources**, v. 30: 339-361; 1994
- PORES, J. H. Managing risk to reduce costs. **Health Financial Management**, v. 49, p. 52-56, Oct. 1995.
- PRATT, JW. e ZECKHAUSER. R. (Ed.). **Principals and Agents: The Structure of Business**. Cambridge, Harvard University Press, 1985
- ROTH, A E.; SÖNMEZ, T and ÜNVER MU. Kidney Exchange. **Quarterly Journal of Economics**, vol.119 (2), p. 457-488, 2004.
- ROTHSCHILD, M., STIGLITZ, J. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: an Essay on the Economics of Imperfect Information. **Quarterly Journal of Economics**, vol. 90, p. 629-649, 1976.
- SANTOS-SILVA J.M.C. - WINDMEIJER F. Two-part multiple spell models for health care demand, **Journal of Econometrics**, v. 104: 67-89; 2001.
- SAPELLI, Claudio e BERNARDITA, Vital. Self-selection and moral hazard in Chilean Health Insurance. **Journal of Health Economics**, 22, 459-476, 2003.
- SPENCE, M. E ZECKHAUSER, R. Insurance, Information and Individual Action. **American Economic Review**, 61 (2): 380-387, 1971.
- STANCIOLI, A. E. Incentivos e Risco Moral nos Planos de Saúde no Brasil. Dissertação (Mestrado em Economia). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP. 2002.
- WILSON, C. (1977). A Model of Insurance Markets with Incomplete Information. **Journal of Economic Theory**, 16: 167-297.
- WINDMEIJER, F. - SANTOS SILVA J.M.C Endogeneity in Count Data Models: an Application to Demand for Health Care. **Journal of Applied Econometrics**, vol. 12, p. 281-94; 1997.
- WINKELMANN, R. **Econometric Analysis of Count Data**, 4th ed. Springer, Heidelberg, 2003.
- WINKELMANN, R. Health care reform and the number of doctor visits: an econometric analysis. **Journal of Applied Econometrics**, vol. 19, p. 455-472; 2004,
- WINKELMANN, R. Reforming health care: Evidence from quantile regressions for counts. **Journal of Health Economics**; v. 25: 131-145; 2006.
- ZECKHAUSER, R.J. Medical Insurance: a case study of the trade-off between risk spreading and appropriate incentives. **Journal of Economic Theory**, vol 2: 10-26, 1970

ica para Dados de Contagem ó Homens e Mulheres ó Amostra (1) Doentes Renais Crônicos

	Mulheres				Homens			
	q,75	q,90	q,25	q,50	q,75	q,90		
Condições Médicas								
Número de Doenças Crônicas	0,281 * (0,02)	0,484 * (0,03)	0,827 * (0,07)	1,391 * (0,17)	0,165 * (0,02)	0,322 * (0,04)	0,575 * (0,07)	0,937 * (0,17)
Idade	0,000 (0,01)	0,003 (0,02)	0,002 (0,04)	0,095 (0,07)	-0,004 (0,01)	-0,007 (0,01)	-0,012 (0,03)	-0,005 (0,07)
Idade^2	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	-0,001 ** (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)
Log Renda familiar per capita	0,138 * (0,04)	0,250 * (0,06)	0,450 * (0,13)	0,531 ** (0,23)	0,079 * (0,03)	0,201 * (0,05)	0,475 * (0,11)	0,986 * (0,21)
Status de Saúde	0,456 * (0,04)	0,926 * (0,07)	1,891 * (0,12)	3,247 * (0,25)	0,398 * (0,03)	1,028 * (0,07)	1,704 * (0,15)	3,486 * (0,48)
Anos de Estudo	0,035 * (0,01)	0,048 * (0,02)	0,090 * (0,03)	0,095 (0,07)	0,038 * (0,01)	0,083 * (0,01)	0,127 * (0,02)	0,150 ** (0,06)
Trabalhou	- * (0,07)	- * (0,11)	- * (0,22)	-2,146 * (0,42)	-0,400 * (0,07)	-1,004 * (0,12)	-1,894 * (0,29)	-4,426 * (0,78)
Cônjuge	0,294	0,516	1,128					
2003	0,158 ** (0,06)	0,153 (0,10)	0,155 (0,20)	0,063 (0,48)	-0,106 (0,11)	0,033 (0,30)	0,277 (0,84)	0,723 (2,67)
Plano	0,432 * (0,07)	0,717 * (0,10)	1,102 * (0,20)	1,202 ** (0,48)	0,261 * (0,06)	0,631 * (0,10)	0,944 * (0,18)	1,672 * (0,44)
Plano*2003	0,990 * (0,16)	1,562 * (0,29)	3,368 * (0,63)	4,958 * (1,32)	0,812 * (0,16)	1,701 * (0,26)	2,239 * (0,42)	3,286 * (0,89)
	- ** (0,11)	- ** (0,26)	- *** (0,49)	-0,758 (1,12)	-0,091 (0,09)	-0,375 ** (0,15)	-0,427 ** (0,42)	-0,522 (0,66)
Qz (α x)	1,58	3,37	6,30	10,97	1,00	2,34	4,63	8,39
DP	(0,04)	(0,06)	(0,11)	(0,22)	(0,04)	(0,10)	(0,25)	(0,80)
Qy	Qy=1	Qy=3	Qy=6	Qy=10	Qy=1	Qy=2	Qy=4	Qy=8
N,Observações	6.403				5.935			

Nota:*, **, *** significante a 1%, 5 e 10%, respectivamente. Desvio padrão entre parênteses (.).

para Dados de Contagem ó Homens e Mulheres ó Amostra (2) Todos (Doentes e não-doentes)

	<i>Mulheres</i>				<i>Homens</i>			
	50	q,75	q,90		q,25	q,50	q,75	q,90
	(85,40)	0,706 * (80,00)	1,198 * (62,80)		0,092 * (85,20)	0,202 * (73,80)	0,422 * (64,20)	0,202 * (49,80)
Crônicas Idade	0,008 * (6,90)	0,016 * (7,14)	-0,006 (1,47)	-0,052 * (5,52)	0,370 * (6,90)	0,010 * (11,80)	0,035 * (15,90)	0,010 * (10,50)
Idade^2	0,000 * (7,16)	0,000 * (7,72)	0,000 (0,80)	0,000 * (2,76)	0,016 * (7,16)	0,000 * (7,47)	0,000 * (12,80)	0,000 * (8,01)
Log Renda familiar per capita	0,058 * (15,10)	0,094 * (12,60)	0,107 * (7,98)	0,176 * (5,61)	0,000 * (15,10)	0,059 * (19,80)	0,146 * (19,30)	0,059 * (14,50)
Status de Saúde	0,271 * (54,70)	0,636 * (75,60)	1,058 * (66,20)	1,882 * (51,70)	0,094 * (54,70)	0,286 * (72,30)	0,763 * (84,30)	0,286 * (70,20)
Anos de Estudo	0,013 * (18,80)	0,023 * (15,60)	0,023 * (7,77)	0,029 * (3,97)	0,636 * (18,80)	0,015 * (20,90)	0,039 * (20,70)	0,015 * (12,70)
Trabalhou	-0,064 * (9,48)	-0,174 * (13,00)	-0,524 * (21,70)	-1,322 * (24,00)	0,023 * (9,48)	-0,154 * -(20,70)	-0,506 * (25,60)	-0,154 * (27,30)
Cônjuge	0,195 * (28,50)	0,422 * (33,10)	0,678 * (29,80)	1,281 * (24,00)	-0,174 * (28,50)	0,014 (0,84)	0,125 * (3,13)	0,014 (5,45)
2003=tratamento	0,247 * (35,10)	0,541 * (6,00)	0,668 * (27,90)	1,021 * (18,60)	0,422 * (35,10)	0,152 * (26,90)	0,408 * (26,60)	0,152 * (17,70)
Plano	0,824 * (31,90)	1,679 * (39,40)	2,543 * (36,60)	4,311 * (26,20)	0,541 * (31,90)	0,769 * (40,40)	1,510 * (40,20)	0,769 * (31,60)
Plano*2003	-0,065 * -(4,71)	-0,308 * (13,90)	-0,304 * (6,05)	-0,566 * (4,51)	1,679 * (4,71)	-0,054 * (5,43)	-0,260 * (12,30)	-0,054 (4,01)
$Q_z (\alpha x)$	0,91	2,04	4,03	7,11	0,48	1,00	2,04	3,78
Desvio Padrão	(0,00)	(0,01)	-(0,01)	-(0,03)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,01)
Qy	Qy=0	Qy=2	Qy=4	Qy=7	Qy=0	Qy=0	Qy=2	Qy=3
N. Observações	203.725				210.520			

Nota: *, **, *** significante a 1%, 5 e 10%, respectivamente. Estatística z entre parênteses (.).