

UC Berkeley

Latin American and Caribbean Law and Economics Association (ALACDE) Annual Papers

Title

A Regulamentação do Setor de Saúde Suplementar no Brasil e Risco Moral: Uma Aplicação da Regressão Quantílica Para Dados de Contagem

Permalink

<https://escholarship.org/uc/item/6pt888wn>

Authors

Godoy, Márcia Regina
Neto, Giacomo Balbinotto
Barros, Pedro Pitta

Publication Date

2009-05-28

A Regulamentação do Setor de Saúde Suplementar no Brasil e Risco Moral: Uma Aplicação da Regressão Quantílica Para Dados de Contagem

Area 8: Market and Non-Market Regulation

Autores:

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

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

Prof. Dr. Pedro Pitta 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 regulação. Em 1998, o governo estabeleceu a regulação deste setor. A regulação melhorou o nível de cobertura dos planos de saúde, estabelecendo a ilimitação das consultas médicas. O objetivo deste trabalho é medir os efeitos – em particular da utilização de consultas médicas – da regulação 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 regulação) e 2003 (depois da regulamentação). O estimador de diferenças-em-diferenças foi utilizado para estimar o impacto da regulação. 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 1940's without regulation. In 1998, the Brazilian Government stating 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 – 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.

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

JEL Classification: I11, I18.

1. INTRODUÇÃO

Estamos vivendo mais. Esta constatação é sustentada pela estimativa do IBGE acerca da expectativa de vida do brasileiro médio (ambos os sexos), a qual indica que houve um ganho na esperança de vida ao nascer no período de 1991 a 2000 na ordem de 31,08 meses ou aproximadamente 2,7 anos. Dentre os fatos que explicam esta constatação está a crescente preocupação com o cuidado da saúde por parte dos indivíduos, sendo que este pode ser mensurado pelo aumento do gasto total em saúde. Segundo dados do Banco Mundial¹, em 1991, no Brasil, o gasto total em saúde em proporção do PIB foi de 5,5%, ao passo que em 2001 esta mesma razão aumentou para 8,3%, representando um aumento de 50% no gasto total em saúde neste período. Se for feita uma decomposição destes gastos, o setor privado é responsável por mais de 50% do gasto total². Assim, dada a incapacidade do governo em ofertar a totalidade dos serviços de saúde e sendo a saúde considerada um bem meritório, o governo utiliza-se de mecanismos regulatórios com o intuito de assegurar o acesso à população aos serviços de saúde pela aquisição de planos e seguros de saúde³.

O que diferencia o mercado de saúde dos demais? O mercado de saúde apresenta características bastante peculiares e é cercado por algumas falhas de mercado, basicamente relacionadas à assimetria de informações, risco moral e seleção adversa, quer seja na relação *médica x paciente ou seguradora x segurada*. Outra característica de grande importância deste setor é que a demanda em saúde é irregular, imprevisível e se comporta de maneira diferenciada em relação à demanda de outro bem qualquer, além disto o segurado não necessariamente possui conhecimento a respeito da qualidade dos serviços prestados [Arrow (1963)]. O mercado de seguro-saúde constitui um exemplo típico de mercado no qual a assimetria de informação pode gerar desvios de eficiência. É importante salientar que a existência de informação assimétrica pode levar a equilíbrios que possuem graves falhas de eficiência de mercado, quando comparados aos equilíbrios auferidos em situações de informação completa. O grande desafio que a informação assimétrica impõe é a formulação de contratos completos que busquem minimizar as perdas de bem-estar decorrentes deste tipo de problema.

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos e implicações das alterações da regulamentação dos planos de saúde suplementar no Brasil ocorrida em 1998, que ampliou o nível de cobertura dos planos de saúde, através da proibição da limitação do número de consultas médicas. Esta reforma, como qualquer outra, produziu inevitavelmente alguns efeitos. Tendo em conta a sua abrangência, que é grande, seriam de esperar, em consequência, efeitos relevantes. 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?

A importância e justificativa para análise da regulamentação dos planos de saúde privados está no fato de que quanto maior sua cobertura maior tende a ser o incentivo para os indivíduos para o utilizarem de modo excessivo, resultando neste forma num problema de risco moral. Portanto, a introdução de mecanismos e incentivos que minimizem as distorções no uso dos serviços de saúde, exames e internações resulta em ganhos de bem-estar para a sociedade como um todo. Deste modo, o conhecimento e a magnitude deste efeito é de vital importância para o funcionamento deste mercado e alocação eficiente dos recursos. Além disso, como acertadamente apontam Andrade e Maia (2009), a detecção dos problemas de risco moral no sistema de saúde brasileiro é importante por duas razões fundamentais: (i) a detecção da existência de problemas de risco moral no sistema de saúde brasileiro é importante na medida em que o Brasil é um país em desenvolvimento com restrições na sua capacidade de financiamento e provimento dos bens e serviços considerados meritórios e (ii) a sustentabilidade de um sistema público de saúde universal e integral pode se mostrar inviável financeiramente, sobretudo considerando as inovações tecnológicas contínuas na área da saúde.

¹ Fonte: *World Development Indicators 2002* (World Bank) e www.worldbank.com (acesso em 27/03/2004).

² Por exemplo, no ano 1998 o gasto total em saúde pelo setor privado em proporção ao PIB foi de 3,6 %, sendo o gasto total em saúde do governo em proporção do PIB de 2,8%. Fonte: *World Development Indicators*, 2002 (Banco Mundial).

³ Neste trabalho serão tratados planos de saúde e seguros-saúde como sinônimos, pois embora existam diferenças entre eles, popularmente, no Brasil, são tratados como iguais. Isto talvez seja explicado pelo curto espaço de tempo que eles estão presentes no mercado brasileiro.

O pressuposto utilizado é que, após a regulamentação, ocorreu aumento do número de consultas, pois, segundo a teoria da informação assimétrica, quanto maior for a cobertura oferecida por um seguro saúde, maior será a possibilidade da existência do problema de risco moral (*moral hazard*). Além disso a existência deste tipo de problema é fundamental para analisarmos os efeitos sobre eficiência do funcionamento de um mercado⁴.

A atenção à saúde, no Brasil, é realizada de três formas: particular, sistema público (SUS – Sistema Único de Saúde) e o sistema de assistência suplementar a saúde. Com a Constituição de 1988 foi criado o Sistema Único de Saúde (SUS), este sistema é público, gratuito e de acesso universal, ou seja, todos os brasileiros têm direito a usá-lo. Ele é composto por hospitais públicos e privados, bem como hospitais universitários do Ministério da Educação, formando assim um sistema de abrangência nacional, sendo financiado pelos três níveis de governo (federal, estadual e municipal). O SUS é um dos maiores sistemas públicos de saúde do mundo, sendo o único a garantir assistência integral e completamente gratuita para a totalidade da população, inclusive aos pacientes portadores do HIV, sintomáticos ou não, aos pacientes renais crônicos e aos pacientes com câncer (SOUZA, 2002). Em 2002, o SUS - Sistema Único de Saúde, contava com aproximadamente 7.397 estabelecimentos para internação hospitalar, sendo 2.588 públicos e 4.809 privados. Dentre os privados 3.357 prestavam serviços ao SUS, demonstrando que parte expressiva dos hospitais privados atende simultaneamente ao sistema público e ao sistema suplementar. Os estabelecimentos privados, com e sem fins lucrativos, podem ainda oferecer serviços particulares, isto é aqueles onde há desembolso por parte do paciente.

A contratação de serviços do setor privado e o pagamento direto dos hospitais são de responsabilidade dos gestores estaduais e/ou municipais, conforme o grau de autonomia que obtém ao habilitarem-se às diferentes condições de gestão descentralizada do sistema. Na contratação de prestadores privados pelo sistema público, são priorizadas as instituições filantrópicas sem fins lucrativos.

Para dividir as responsabilidades do gerenciamento do sistema de saúde público brasileiro foram definidas as atribuições para cada nível de governo. Assim, no âmbito federal o Ministério da Saúde é responsável pela normatização e coordenação das ações, bem como pela liberação dos recursos para pagamento da rede hospitalar privada que mantém convênio com o SUS.

Já nos estados, as Secretarias Estaduais de Saúde são responsáveis pela coordenação das ações dos respectivos Estados e os Municípios pela execução das atividades de assistência médica preventiva e curativa, em sua área territorial. Apesar de a Constituição Federal estabelecer, em seu artigo 196, que "*a saúde é direito de todos e dever do Estado*", não existem recursos físicos, orçamentários e humanos suficientes para tornar isto uma realidade, assim existem longas filas de espera. Ao tornar o acesso aos serviços de saúde mais moroso ocorre um incentivo indireto aos indivíduos procurarem formas alternativas de atendimento, seja através do sistema de saúde suplementar ou do financiamento total com recursos próprios.

Segundo a ANS existem 8 modalidades de operadoras no Brasil. São elas: administradoras, cooperativas médicas, cooperativas odontológicas, instituições filantrópicas, autogestões (patrocinadas e não patrocinadas), seguradoras especializadas em saúde, medicina de grupo e odontologia de grupo.

A medicina de grupo é constituída por empresas médicas que administram planos de saúde para empresas, indivíduos ou famílias, e trabalham com vários tipos de planos. É a forma dominante no mercado e foi a modalidade pioneira no Brasil. A abrangência das empresas de medicina de grupo em geral é regional e os maiores grupos atuam nas grandes cidades. A estrutura de atendimento compõe-se de serviços próprios e credenciados. Esta modalidade é responsável pelo atendimento de quase 18 milhões de pessoas, das quais 78% (14,3 milhões) são de planos patrocinados por empresários para trabalhadores e dependentes e 22% (4,1 milhões) são de plano individual e familiar.

As cooperativas médicas são sociedades de pessoas sem fins lucrativos, que operam planos privados de assistência à saúde. Nesta modalidade os médicos são simultaneamente sócios e prestadores de serviços e recebem pagamento de forma proporcional à produção de cada um, segundo a tabela da Associação Médica Brasileira (AMB), sendo previsto a distribuição dos lucros entre os cooperados. Os atendimentos são realizados em instalações de cooperados ou credenciados.

⁴ Para uma análise da evolução da literatura sobre o valor e a importância do seguro saúde, confira Nyman (2006).

Na modalidade de seguradoras estão os seguros-saúde que são operados por apenas 37 empresas. A principal característica é a livre escolha de médicos e hospitais pelo sistema de reembolso de despesas, no limite da apólice contratada, podendo ou não existir serviços credenciados. Esta modalidade está presente no mercado brasileiro desde 1989, pois até então não era permitido que seguradoras operassem neste segmento. A seguradora tanto pode pagar diretamente a profissionais e hospitais credenciados quanto reembolsar o próprio segurado, mediante a apresentação de comprovantes das despesas médico-hospitalares. Os custos do seguro variam segundo os níveis de cobertura contratados na apólice. Teoricamente, nesta modalidade os indivíduos teriam mais liberdade de escolha.

Atualmente, o setor de saúde suplementar brasileiro é o segundo maior mercado mundial de planos privados de assistência à saúde, reunindo 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 econômica⁵.

No Brasil, aproximadamente 20% da população é atendida pelos serviços de saúde através de seguros ou planos de saúde, assim este estudo tem como objetivo discutir brevemente as principais teorias econômicas que envolvem este mercado. Um dos fatos estilizados sobre este mercado que se verifica é que a amplitude de cobertura é muito dispare entre as unidades da federação. Senda a menos em Roraima (2,13%) e a maior em São Paulo (38,66).

Tabela 1 – Cobertura de Planos privados de saúde. Proporção da População assistida (%) segundo unidade da federação - 2006

Estado da Federação	Prop. população assistida (%)
Roraima	2,13
Tocantins	3,57
Maranhão	3,78
Piauí	4,43
Rondônia	4,93
Acre	5,45
Amapá	5,97
Amazonas	7,47
Pará	7,59
Alagoas	8,05
Paraíba	8,48
Bahia	8,59
Mato Grosso	9,11
Goiás	9,13
Sergipe	9,31
Ceará	9,47
Rio Grande do Norte	11,15
Pernambuco	12,35
Mato Grosso do Sul	13,82
Rio Grande do Sul	16,43
Paraná	18,49
Minas Gerais	18,85
Santa Catarina	20,21
Espírito Santo	22,93
Distrito Federal	25,62
Rio de Janeiro	30,55
São Paulo	38,66
Total - Brasil	19,92

Fonte: Fontes: Ministério da Saúde/Agência Nacional de Saúde - Sistema de Informações de Beneficiários e IBGE - Base demográfica.

⁵ Para maiores detalhes conferir Almeida (1998) e Macera e Saintice (2004).

Tabela 2 Proporção (%) da população beneficiária de planos e seguros de saúde segundo o sexo e ano por região Brasil, 1998 e 2003

Regiões	Masculino		Feminino		Total	
	1998	2003	1998	2003	1998	2003
Brasil	23,1	23,1	25,7	25,9	24,5	24,6
Norte	15,5	13,8	18,4	15,8	17,0	14,8
Nordeste	11,4	11,0	13,4	13,1	12,4	12,1
Sudeste	31,8	31,2	34,7	34,4	33,3	32,9
Sul	23,9	26,4	26,7	29,3	25,3	27,9
Centro-oeste	21,1	23,4	23,9	26,1	22,5	24,7

Fonte: IBGE/Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD

Nota: Informações não disponíveis para a área rural de RO, AC, AM, RR, PA e AP.

A fim de regulamentar o setor da assistência privada à saúde, o Estado editou a Lei nº 9656 de 03 de Junho de 1998. Esta Lei visa, sobretudo: i) assegurar aos consumidores de planos privados de assistência à saúde cobertura assistencial integral; ii) definir e controlar as condições de ingresso, operação e saída das empresas e entidades que operam no setor; iii) definir e implantar mecanismos de garantias assistenciais e financeiras que assegurem a continuidade da prestação de serviços de assistência à saúde contratada pelos consumidores; iv) garantir o ressarcimento ao Sistema Único de Saúde dos gastos gerados por usuários de planos privados de assistência à saúde; v) estabelecer mecanismos de controle de preços; vi) definir as normas de fiscalização e controle do setor de saúde suplementar. Afora outras inovações, em seu art. 12, instituiu a proibição de limitação do número de consultas médicas, que até aquele momento era determinado e limitado pelas operadoras de planos de saúde.

Apesar das discussões sobre os efeitos da regulamentação do setor de saúde suplementar e do elevado número de envolvidos neste processo, existem poucos estudos que busquem mensurá-los. Evidências de risco moral e seleção adversa, após a regulamentação, já foram encontradas por Nishijima, Postali e Fava (2007), e Alves (2007), Andrade e Maia (2007), respectivamente. Entretanto, ainda, são escassos os trabalhos sobre risco moral depois da regulamentação do setor de saúde suplementar. Assim, este trabalho busca verificar se após a mudança regulatória no setor de saúde suplementar brasileiro instituída através da Lei nº 9656/98.

Para o desenvolvimento do presente trabalho, são 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.

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 visto nas seções precedentes.

2. ASSIMETRIA DE INFORMAÇÃO NO MERCADO 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. Contudo, Akerlof (1970) fundou um novo ramo de estudo em economia, o qual investiga as implicações da assimetria de informação que os agentes econômicos enfrentam ao efetuar trocas. Neste artigo seminal, foi analisado o mercado de carros usados, mas devido a sua contribuição para a teoria econômica foi possível estender a lógica para outros bens e mercados, tal como o mercado de seguros. Assim, se uma seguradora cobrasse um preço médio de apólice para todos os seus clientes, isto traria ganhos para aqueles que fossem mais propensos ao risco de adoecer. Os mais saudáveis achariam a apólice cara demais e não a comprariam. Por mais cara que se tornasse a apólice, sempre haveria compradores para ela, porém sempre pessoas que tivessem um gasto esperado superior ao valor da apólice. Desse modo, o único meio de fazer uma companhia de seguros não ir à falência seria fazer com que cada consumidor comprasse uma apólice que revelasse o seu custo esperado.

Para Arrow (1971), o seguro não é um bem material, embora ele possa ser, de um modo geral e usual, classificado como um serviço. Seu valor para o comprador é claramente diferente do tipo de satisfação que o consumidor deseja ter, por exemplo, de cuidados médicos ou transporte. Segundo ele, um seguro é um tipo de contrato no qual é feita uma troca de moeda hoje por moeda pagável ou reembolsável, contigencialmente, sobre a ocorrência de determinados eventos. Assim, se um indivíduo não gostar de ter que fazer face à incerteza sobre um determinado evento e encontrar outro indivíduo ou organização cujos custos de fazer face a esta incerteza seja menor que a dele, então é possível que ocorra algum tipo de troca, na qual uma das partes assume o risco. Paga-se um prêmio e ambos estarão em melhor situação do que a inicial. A possibilidade de transferir riscos, do seguro, em seu sentido mais amplo, permite aos indivíduos se engajarem em atividades de risco aos quais não o fariam de outro modo.

O valor do seguro decorre da imprevisibilidade dos gastos com saúde. No que se refere especificamente ao setor saúde existiriam basicamente cinco maneiras de lidar com os riscos que surgem neste setor: (i) a poupança, com a finalidade de deslocar o consumo entre períodos saudáveis e de doença; (ii) a divisão de riscos entre pessoas conhecidas e próximas (família e amigos); (iii) caridade; (iv) mercado privado de contratos de seguro e (v) seguro social.

Segundo Barros (2005, p.141), a existência do seguro representa uma transferência de risco para uma terceira entidade. A entidade seguradora ao assumir a responsabilidade das despesas de saúde futuras de um indivíduo transfere o risco para si. Esta transferência de risco é possível visto que a entidade seguradora, contratando com um grande número de pessoas com eventos de doença não correlacionados (na realidade independente estatisticamente) diversifica o risco entre os segurados. Como nem todos os segurados estão doentes ao mesmo tempo, temos que, em cada período de tempo, a seguradora efetua uma redistribuição dos rendimentos entre indivíduos (dos que estão saudáveis num período para os que estão doentes). O efeito geral sobre a economia desta instituição é que é criado um valor social pela agregação do risco que se efetua e pela alocação ótima dos riscos na economia.

Na presença de informação assimétrica há incentivos para que os agentes deste mercado não sigam uma trajetória de alocação de recurso eficiente. Pela figura abaixo podemos ver que a informação está presente em todas as relações entre os agentes. Quando a operadora oferta suas apólices de seguro no mercado, esta pode vir a sofrer com o problema de seleção adversa, a qual se refere à atração de indivíduos com alta propensão de utilização de serviços médicos. Pelo lado dos médicos, dada às características específicas do mercado de saúde, estes são incentivados a induzir os pacientes a aumentarem seus gastos com saúde, pois desta forma aumentam seus rendimentos. Já os beneficiários, por sua vez, são incentivados a mudar de comportamento, de modo que podem alterar os hábitos referentes à saúde, alterando as probabilidades de ocorrência de doenças ou utilização de serviços de saúde. Esta mudança no comportamento é chamada de risco moral.

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 risco moral é um dos principais objetivos das companhias seguradoras.

A seleção adversa ocorre antes do estabelecimento de um contrato, quando uma das partes detém informação privada sobre as suas características (*hidden information*) (ROTHSCHILD e STIGLITZ, 1976). 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. Ela surge quando as pessoas com maior probabilidade de receber grandes pagamentos de seguro são justamente aquelas que mais adquirem os seguros. A carteira de clientes da seguradora fica concentrada com indivíduos que têm uma elevada probabilidade de utilizar o mesmo. O problema de seleção adversa significa, em outras palavras, que as perdas médias no grupo segurado serão maiores do que o valor esperado como um todo. Se o problema de seleção adversa for grave, a carteira de clientes da firma tenderá a ser composta por indivíduos que estejam doentes ou que sabem que ficarão doentes num curto espaço de tempo e assim irão obter os benefícios do seguro. Quando temos um problema de seleção adversa no mercado de seguros, os recursos necessários para prover o seguro, por exemplo, irão depender não somente de quanto o seguro é vendido, mas também das características não observadas dos compradores. O problema de seleção adversa no mercado de seguros é causado principalmente pela incapacidade das seguradoras em avaliar acuradamente o risco de perda devido ao uso do seguro. Deste modo, tem-se que ele tende a reduzir o consumo de seguros pelos indivíduos de baixo risco e resulta numa transferência de renda dos indivíduos de baixo risco para os indivíduos de alto risco. O problema de seleção adversa no mercado de seguro saúde é um problema de assimetria de informação na qual os indivíduos conhecem mais sobre seu estado de saúde do que as seguradoras, ou quando as seguradoras não é permitido utilizar aquela informação para distinguir os tipos de indivíduos e o seu risco em contrair uma determinada doença. Assim, temos que os indivíduos que adquirem um seguro-saúde não são uma amostra aleatória da população, mas sim uma amostra que tende a ter um forte viés para com o grupo de indivíduos que possui maior probabilidade de utilizar os serviços de saúde.

No que se refere as evidências empíricas, temos que, de um modo geral, existem alguma evidência que tende a corroborar a constatação de sua existência. Por exemplo, Phelps (1976) não encontrou uma relação sistemática entre doenças previsíveis de indivíduos e a escolha de seguro saúde. Por outro lado Marquis e Phelps (1987) encontraram a existência de seleção adversa usando dados referentes a um questionário referente a uma hipotética compra de seguro suplementar. Cameron et al. (1988) encontraram evidências de seleção adversa para dados da Austrália. Mas Down et al. (1991), empregando uma abordagem similar a utilizada por Cameron et al (1988), não encontraram evidências de seleção adversa para uma amostra referente ao Estado de Minnesota (EUA). Wolfe e Goddeneris (1991) estimaram uma equação de utilização dos seguros médicos utilizando uma amostra longitudinal de indivíduos com mais de 65 anos que adquiriram um seguro suplementar no mercado de seguro privado americano [*Medigap*]. Eles encontraram evidências de existência de seleção adversa no mercado de seguro privado [*Medigap*], contudo ele julgou que tais efeitos não eram significativos do ponto de vista econômico. Beliveau (1981) testaram a teoria de seleção adversa no mercado de seguro de vida e encontrou que a seleção adversa levou a uma redução no consumo de seguro pelos indivíduos de baixo risco. Conrad, Grembowski e Milgrom (1985) também encontraram evidências de que a seleção adversa ocorre em mercados para seguro dentário. Mark J. Browne (1989) encontrou que a seleção adversa estaria presente no mercado de seguro saúde para indivíduos. O problema de seleção adversa levaria a uma redução no consumo de seguro saúde pelos indivíduos de baixo risco e a uma transferência de riqueza dos indivíduos de baixo risco para os de alto risco. Ele encontrou ainda que os indivíduos segurados com baixo risco compram mais seguros em mercados de grupo do que em mercados de seguro individual. O baixo consumo pelos indivíduos de risco reduzido nos mercados de seguro individual é consistente com a teoria da seleção adversa. Outro importante resultado obtido foi de os indivíduos de baixo risco subsidiam o consumo de seguros dos indivíduos de alto risco no mercado de seguro saúde individual. Este resultado é consistente com os modelos de Wilson (1977) e Miyazaki (1977) de equilíbrio de mercado numa situação de assimetria de informação com seleção adversa. Contudo, estes subsídios não são consistentes com o modelo de equilíbrio separador de Rothschild e Stiglitz (1976). Entretanto, ele destaca que os dados utilizados em seu trabalho não são adequados para testar estas duas hipóteses. Browne e

Doeringhaus (1993) – encontraram evidências de seleção adversa no mercado de seguro médico privado suplementar para pessoas idosas.

Por outro lado, 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). No caso do mercado de seguros de saúde, isso significa que a seguradora não sabe quais serão os efeitos da cobertura do 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 para alterarem seu comportamento após o estabelecimento de um contrato.

A denominação de risco moral relaciona-se com o perigo ou da possibilidade de um indivíduo atuar de maneira a não zelar pela integridade de um bem. O chamado risco moral (*moral hazard*) refere-se à mudança de comportamento do segurado em função de não ter que suportar o custo total do atendimento (Pauly, 1968). Por exemplo, um indivíduo que possua total cobertura de seguro saúde poderá passar a visitar o médico com maior frequência (visto o custo marginal ser zero) do que faria caso não tivesse segurado ou a cobertura fosse limitada. Isto pode levar as seguradoras a oferecer seguros com coberturas e prêmios diferentes, assim os segurados que demandam uma cobertura maior terão também um prêmio maior.

Segundo Pauly (1968), com o seguro saúde, os consumidores iriam responder a redução de preço consumindo mais cuidados de saúde – e é isto no que se constitui o problema de risco moral – contudo, os verdadeiros custos alocados em tais gastos se fazem presentes e se refletem nos preços de mercado. O valor dos recursos adicionais gastos são menores do que os custos, e isto representariam então a perda de bem-estar devida ao problema de moral hazard como ilustrada na figura abaixo.

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 foi utilizado pela literatura afim para conceituar qualquer atitude realizada pelo segurado que ocasionasse aumento de custo para a seguradora, sendo associado a esta alteração de comportamento os desvios de conduta ou os padrões de ética.

Contudo, os economistas perceberam que a mudança de comportamento do assegurado após adquirir uma apólice de seguro é perfeitamente racional, não sendo relacionado a padrões de conduta ou ética, uma vez que o segurado é incentivado a mudar seu padrão de consumo de assistência médica. Uma consequência desta distorção de comportamento leva ao aumento dos preços. Segundo Culter e Zeckhauser (2000), o risco moral, na terminologia da teoria da demanda, representa o efeito substituição dos indivíduos que gastam mais em assistência médica quando seu preço é menor. Neste sentido, quanto menor for a preço do seguro, maior é o efeito substituição.

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*⁶. O primeiro diz respeito ao segurado não tomar os devidos cuidados necessários referentes à precaução, implicando no 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-saúde, pois para o segurado o custo de utilização de uma unidade adicional de serviço de saúde é zero. Então, este comportamento do segurado está de acordo com a racionalidade econômica.

No caso em que a seguradora aplica um único preço para todo o grupo segurado, o sistema de seguros promove uma transferência entre indivíduos com distintos graus de risco. Na medida em que o risco, em geral, é mais conhecido dos segurados do que dos seguradores, e a tentativa de driblar os controles do seguro faz parte da escolha racional do indivíduo, aqueles com menor risco tenderão a abandonar o sistema ou não comprarão uma apólice ou plano.

⁶ Para maiores detalhes sobre a distinção entre risco moral *ex-post* e *ex-ante* conferir Barros (2005, p.142-145).

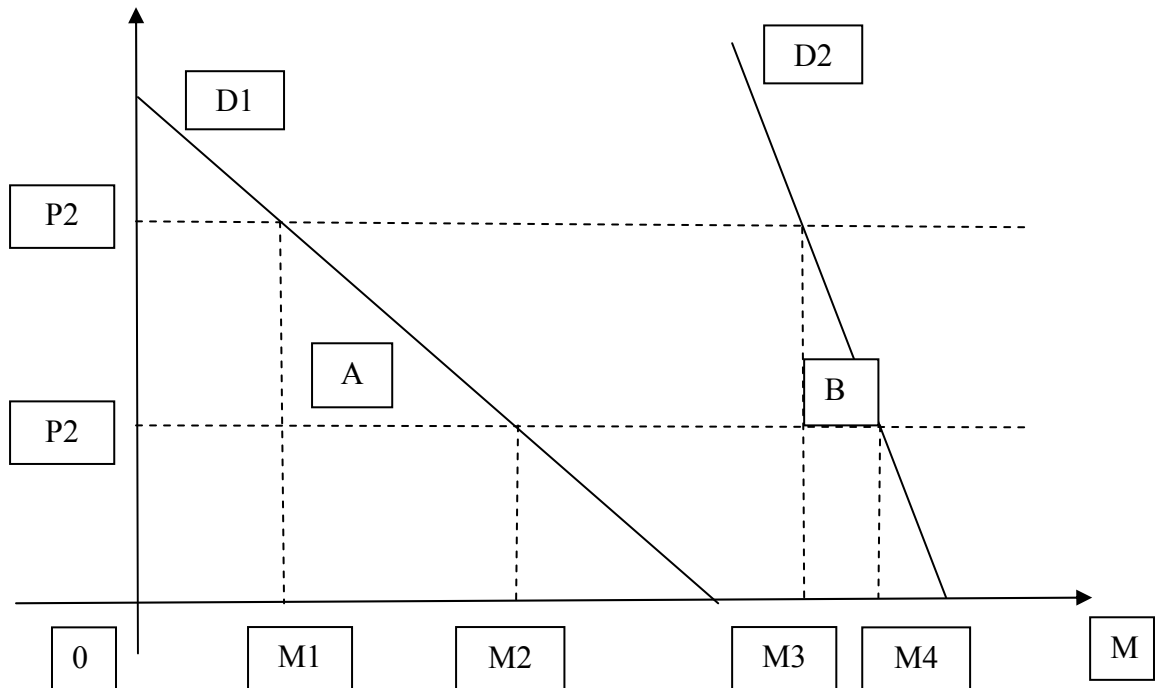


Figura 1 - As Perdas de Bem-Estar Devido ao Problema de *Moral-Hazard* no Mercado de Saúde

No preço de equilíbrio p , em D1, os consumidores escolhem comprar ou adquirir $M1$ unidades de cuidados médicos e $M3$ sob D2. Com o seguro saúde, o preço que os consumidores fazem face é dado por C_p e a quantidade demandada sob para $M2$ e $M4$ respectivamente. As áreas A e B representam as perdas de bem-estar (*welfare loss*) – os cuidados médicos extras é menos valorizados pelos consumidores do que seu custo. A perda de bem-estar é menor quanto menos elástica for à curva de demanda.

Para diminuir os efeitos adversos do risco moral, citados acima, as seguradoras utilizam mecanismos como a limitação do número de consultas, exclusão de alguns procedimentos tais como cirurgias plásticas com finalidade estética, criação de mecanismos de monitoramento, co-pagamento, entre outros. Como forma ilustrativa, um sistema de co-pagamento. Com este mecanismo o segurador minimiza o problema de risco moral, pois é atribuída ao segurado uma parcela dos custos pela utilização de serviços de saúde.

Tabela 3 – Falhas de mercado no financiamento a saúde devido a problemas de informação assimétrica

Falhas	Conseqüências	Medidas	Resultados
Seleção adversa	Pouca socialização do risco. Não funcionamento do mercado. Reduzido número de segurados.	Educação, subsídio fiscal. Cobertura universal. Inscrição securitária permanente (por toda a vida).	Não efetivo Efetivo Efetivo
Seleção de Risco	Segregação de determinados grupos (idosos, deficientes, doentes crônicos).	Proibição /restrição a exclusões.	Moderadamente efetivo
Risco Moral	Sobre utilização dos serviços médicos hospitalares.	Co-participação. Deduções. Clínico geral (<i>gatekeepers</i>). Lista de espera.	Moderadamente efetivo. Moradamente efetivo. Insatisfação do paciente.

Fonte: Adaptado de Hsiao (1995, p.133).

Outro exemplo importante no que se refere à tentativa de minimizar os problemas advindos do risco moral é a implementação do *managed care* no mercado de saúde dos Estados Unidos. Este modelo visa racionalizar o uso de serviços de saúde a partir da introdução do *médico generalista*, o qual é responsável por todos os encaminhamentos referente ao acesso do assegurado ao serviço de saúde, evitando, assim, a procura desnecessária a especialistas, bem como a sobre-utilização de exames sofisticados. Com isto, o assegurado perde de certa forma, a liberdade de procurar especialistas diretamente, pois necessita do aval do médico generalista, o qual irá decidir se é procedente ou não o pedido do assegurado. Este modelo também valoriza a prevenção contra doenças, dado que o médico generalista acompanha o assegurado por um longo período, podendo este incentivar o assegurado a ter hábitos mais saudáveis, os quais reduzem a probabilidade de doenças⁷.

Chiappori *et al.* (1998) avaliam a presença de risco moral na utilização do cuidado médico utilizando dados longitudinais durante dois anos na França. Eles analisaram os impactos advindos da divisão de custos entre seguradores e pacientes através da alteração na taxa de co-pagamento do seguro. A análise restringiu-se a três tipos de cuidados médicos diretos: (i) consultas realizadas no consultório, (ii) consultas realizadas em casa e (iii) consultas no consultório de um médico especialista. Os resultados obtidos para o caso francês apontam para a existência da presença de risco moral para consultas em casa, mas não para consultas no consultório, sugerindo, assim, a presença de risco moral na demanda pelo cuidado médico quando custos não-monetários são relevantes para a tomada de decisão do segurado.

Sapelli e Vial (2003) estimam risco moral e seleção adversa no sistema de saúde chileno. Eles analisaram duas variáveis de utilização dos cuidados médicos: (i) o número de consultas médicas e (ii) número de dias internado. O risco moral não é encontrado para dias internado, mas é encontrado para consultas médicas. Isto está de acordo com teoria, visto que o número de dias internados num hospital pode ser considerada uma *proxy* da gravidade da doença ou da complexidade da intervenção, tal como um transplante, tratamento de queimaduras e eventos semelhantes.

Para Portugal, Barros *et al.* (2008) estimou o impacto e a importância da cobertura do plano de saúde para servidores públicos e seus dependentes no sistema de saúde português sobre a demanda de três serviços de saúde: (i) quantidade de consultas, (ii) exames de sangue e urina (iii) probabilidade de uma consulta ao dentista. Eles concluíram que, contexto português, onde a cobertura de plano de saúde é compulsória e oferecida através do vínculo empregatício, a cobertura de seguro é exógena à utilização dos serviços de saúde. Isto faz sentido, na medida em que os trabalhadores não iriam sobre utilizar o

plano tendo em vista que isto poderia comprometer seriamente sua empregabilidade ou sinalizar o seu estado de saúde e reduzir as probabilidades de promoções na carreira, se o número de consultas indicasse um estado de saúde debilitada. Os resultados indicaram a presença de risco moral na realização de exames. Já os efeitos sobre consultas médicas e probabilidade de consulta ao dentista apresentaram impactos não estatisticamente diferentes de zero.

Para o caso brasileiro, um dos primeiros a tentar estimar a existência de risco forma foi Stancioli (2002) utilizando as informações da PNAD de 1998. Ele constatou a presença de risco moral. A principal conclusão do trabalho foi que risco moral por parte do paciente é importante para os serviços ambulatoriais, mas não ocorre nos serviços hospitalares.

Para o caso brasileiro, 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 plano 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, 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 demanda⁸, 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. Outro argumento, como destacado por Pauly (1993, p. 82-83) e Nyman (2006, p.98) é que aqui não haveria um problema de risco moral e perda de bem-estar pois ela se aplicaria somente a certos tipos de cuidados médicos.

3. METODOLOGIA

3.1 Modelos Econométricos para Dados de Contagem

Estimar econometricamente os parâmetros de modelos de utilização de serviços de saúde tem sido uma importante linha de pesquisa em economia da saúde, sendo bastante discutidos os modelos mais adequados para este tipo de estimação. 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 difundido⁹.

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 freqüentemente 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

⁸ Para modelos de indução da demanda confira Folland et. AL (2009) e Barros (2005).

⁹ Para uma avaliação deste tipo de dado e a econometria usada e recomendada, confira Deb e Tivedi (2006).

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).

3.1.1 Modelo Regressão de Poisson (MRP)

Seja y_i uma variável aleatória indicativa do número de vezes que um determinado evento ocorre para o indivíduo i^{th} . Ela assume números inteiros que variam de 0 a $+\infty$, $y = \{0,1,2,\dots\}$. Então, se y tem uma distribuição de probabilidade de Poisson:

$$\Pr(y|\mu) = \frac{e^{-\mu} \mu^y}{y!} \quad \text{para } y=0,1,2,\dots \quad (1)$$

O modelo de Poisson apresenta algumas propriedades que devem ser observadas. Uma importante propriedade dessa variável aleatória (y) é a igualdade entre a média e a variância, o que é denominado de equi-dispersão. Isto significa que a média de y é igual à variância de y , ou seja, que o processo de intensidade μ_i (média amostral) é igual à variância. Contudo, tal propriedade algumas vezes não é verificada empiricamente. De acordo com Jones (2007, p.60), é comum que medidas como a utilização de serviços de saúde não apresentem equi-dispersão.

Além disto, é importante notar que μ deve assumir valores positivos, podendo ter valores decimais, pois representa a média ou o número previsto das contagens, $\mu = \exp(x'\beta)$. Se μ for muito pequeno, então se espera que existam muitos casos de zero, e a distribuição é viesada positivamente. Com o aumento do número médio dos eventos, a distribuição torna-se cada vez mais simétrica, aproximando-se de uma distribuição normal. Por último, tem-se que, enquanto o número médio dos eventos aumenta, a variação do número dos eventos através da população aumenta também.

O modelo de regressão de Poisson pode ser representado como:

$$Y_i = E(y_i) + u_i = \mu_i + u_i \quad (2)$$

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

$$\mu_i = \exp(x_i'\beta), \text{ onde } i = 1,\dots,n, \quad (3)$$

onde x representa as variáveis explicativas.

A regressão de Poisson pressupõe também 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

A distribuição binomial negativa é recomendada para a análise de dados de contagem quando ocorre o fenômeno da super-dispersão. Nesses casos, o modelo de Poisson é inadequado apresentando ajustes com resíduos sistematicamente maiores do que os limites tolerados.

A distribuição é obtida supondo que o parâmetro de intensidade do modelo de Poisson tem um componente estocástico v_i , onde v_i assume uma distribuição *gamma*, permitindo que a variância seja diferente da média amostral. O modelo binomial negativo pode ser especificado da seguinte forma:

$$h(y|\mu, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y)}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y+1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\mu + \alpha^{-1}}\right)^y, y=0,1,2,3, \dots \quad (4)$$

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 podem não ter a mesma média, devido à heterogeneidade não observável, a média continua igual a Poisson. Mas, a variância muda com a adição de α , permitindo desta forma que a variância exceda a média. Esta modificação faz com que a regressão binomial negativa seja mais flexível do que a regressão de Poisson.

O modelo de regressão binomial negativa apresenta algumas variações. Dentre elas destaca-se o Modelo de *Hurdle*, também conhecido como modelo de duas partes (TPM). Na primeira parte, deste modelo, é estimado um modelo binário (*probit* ou *logit*) para a decisão de uso, que determina a probabilidade de utilização, que é combinada, na segunda parte, com um modelo de contagem truncada em números positivos. Considera-se que no primeiro estágio é o paciente que decide se necessita ou não de cuidados médicos e, no segundo estágio, o papel do paciente é relativamente menor, porque será o provedor de cuidados de saúde (médico) quem irá influenciar fortemente a utilização do serviço de saúde (SANTOS-SILVA e WINDMEIJER, 2001; POLHMEIER e ULRICH, 1994).

Embora muitos estudos anteriores tenham utilizado modelos de regressão de Poisson e modelos de regressão binomial negativa (em modelos TPM ou não), estes modelos permitem estimar somente o efeito médio de uma variável explicativa sobre a variável dependente, a contagem. Contudo, estas abordagens são limitadas por não oferecerem informações em muitos aspectos da distribuição das contagens, os quais são bastante interessantes nas pesquisas aplicadas. Assim neste trabalho emprega-se, principalmente, a regressão quantílica para dados de contagem, pois esta permite avaliar o efeito dos regressores ao longo da distribuição.

3.1.3 Regressão Quantílica para Dados de Contagem

A técnica de regressão quantílica foi apresentada inicialmente no trabalho de Koenker e Bassett (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 Kroenker 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:

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x'\gamma(\tau)), \text{ para } \tau \in (0,1) \quad (5)$$

Onde: $\gamma(\tau) \in \Gamma$, um sub-conjunto compacto de \mathfrak{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

$$Q_z(\tau|x) = \tau + \exp(x'\gamma(\tau)) \quad (6)$$

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

$$Q_T(\tau|x) = x'\gamma_\tau \quad (7)$$

Onde: $\gamma(\tau)$ pode ser obtido por:

$$T(z, \tau) = \begin{cases} \log(z - \tau) & \text{Se } z > \tau \\ \log(\zeta) & \text{Se } z \leq \tau \end{cases}$$

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.

$$Q_{T(z,\tau)}(\tau|x) = x'\gamma_\tau \quad (8)$$

Onde: $\gamma(\tau) \in \Gamma$ é um sub-conjunto compacto de \mathfrak{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:

$$Q_z(\tau|x) = Q_y(\tau|x) + \frac{\tau - \sum_{y=0}^{Q_y(\tau|x)-1} \Pr(Y = y|x)}{\Pr(Y = Q_y(\tau|x)|x)} \quad (9)$$

O vetor derivado do parâmetro $y(\tau)$ é estimado através da média de uma regressão quantílica padrão de $T(z, t)$ no vetor de variáveis explicativas x .

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.

Os parâmetros estimados por regressão quantílica para dados de contagem são obtidos da solução de um problema de minimização. O problema consiste em encontrar o valor que minimize o erro \hat{y} esperado, onde se define a perda ou erro através da seguinte função *check*: $\rho(v) = v(\tau - I(v < 0))$.

A τ -ésima função quantil condicional pode ser representada como $Q_y(\tau|x) = x'\gamma(\tau)$, e o vetor de parâmetros pode ser obtido resolvendo:

$$\min \sum_{i=1}^n \rho_\tau(T(z_i; \tau) - x_i'\gamma_\tau) \quad (10)$$

Assim, a função ρ múltipla os resíduos por $(\tau - I)$, se eles forem negativos, e por τ , caso contrário, possibilitando que os resíduos sejam tratados assimetricamente.

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:

$$\frac{\partial Q_z(\tau|x)}{\partial x} = \exp[x'\beta(\tau)]\beta(\tau) \quad (11)$$

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:

$$\Delta Q_y(\alpha_0 | \xi, x^0, x^1) \equiv Q_y(\tau_0 | \xi, x = x^1) - Q_y(\tau_0 | \xi, x = x^0) \quad (12)$$

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).

Existem, ainda, poucos artigos com aplicações do método desenvolvido por Machado & Santos-Silva (2002). Miranda (2005, 2008) e Booth e Kee (2006) utilizaram a RQC em estudos de fertilidade de mulheres; Winkelmann (2006) analisou o efeito do co-pagamento nas prescrições médicas; Cade e Dong (2008) investigaram o efeito de mudanças hidrológicas 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 (α);
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 (τ), se eles forem não negativos e por ($\tau - 1$), 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 que os resultados são observados para dois grupos, em dois períodos do tempo¹⁰. 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 “natural”, considerado exógeno (regulamentação), sobre um grupo de indivíduos – 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:

¹⁰ Para detalhes sobre o estimador de diferença-em-diferença ver Cameron e Trivedi (2005).

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{trat}_i + \beta_2 \text{post}_t + \beta_3 \text{trat}_i * \text{post} + z'_{it} \gamma, \quad \text{onde } t = 1998 \text{ e } 2003 \quad (13)$$

Onde:

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

$\beta_1 \text{trat}$ 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;

$\beta_3 \text{trat} * \text{post}$ 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 $\beta_3 \text{trat} * \text{post}$ 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. Desse modo, os dados da amostra são empilhados (*pooling*), como no trabalho de Winkelmann (2006).

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

- a) que a fonte de dados é a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios de 1998 e 2003;
- b) que as estimações são calculadas por gênero, para indivíduos entre 15 e 80 anos.
- c) que, para além das informações fornecidas pelos indivíduos que declararam ser 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;
- d) que os possuidores de plano de saúde são aqueles que declararam possuir plano privado de saúde contratado individualmente e com direito a consulta médica¹¹;
- e) 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.

¹¹ 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. Para tratar do problema de seleção adversa utilizou-se também um modelo Probit, porém os resultados não serão aqui apresentados.

4. DADOS E RESULTADOS

4.1 Dados

As bases de dados da PNAD 1998 e 2003 contêm informações de 344.620 e 384.834 indivíduos, respectivamente. Os módulos sobre saúde das PNADs 1998 e 2003 contêm um rol abrangente de quesitos, tais como: i) auto-avaliação do estado de saúde, restrição de atividades por motivo de saúde, referência a doenças crônicas selecionadas, 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 – 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 crônica¹². 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 disso, 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 crônica, 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); SU e ZENIOS (2005); GODOY et al. (2006), DOR et al. (2007)].

As implicações econômicas da doença renal crônica (DRC) também são importantes, pois esta doença influencia, de modo marcante e decisivo, o comportamento dos agentes econômicos no mercado de trabalho, estando associada à redução nas horas de trabalho, a menores taxas de salário, à aposentadoria precoce, à saída antecipada do mercado de trabalho e a programas de transferência de renda.

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).

Embora a regulamentação tenha proibido a limitação do número quer de consultas médicas, quer de internações, restringiu-se a análise deste trabalho às consultas médicas, por se considerarem estas consultas médicas mais relevantes. Como sugerem Pinheiro et al. (2002) as consultas médicas podem ser a “porta de entrada” para um sistema de saúde.

¹² 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.

4.2 Estatísticas Descritivas

Amostra Completa

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.

Como mostra a Tabela 4 abaixo 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 morbidades 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.

Tabela 4: Estatísticas Descritivas, segundo a subscrição de plano de saúde– PNAD-2003

Variável	Sem Plano		Com Plano	
	Nº Observações	Média	Nº Observações	Média
Nº Consultas	293.928	2,18	90.846	3,61
Nº de Doenças Crônicas	293.928	0,47	90.846	0,61
Idade	293.865	28,27	90.837	32,61
Anos de Estudo	293.928	5,56	90.846	8,97
Mulheres	293.928	0,50	90.846	0,54
Renda Familiar <i>per capita</i>	288.281	211,79	87.745	793,63
Branco	293.928	0,42	90.846	0,65
Renda no trabalho principal	126.430	372,96	44.429	1.233,98

Fonte: Elaboração própria

Em 2003, 29% dos entrevistados na PNAD relataram possuir pelo menos uma das doze doenças crônicas investigadas. O percentual de indivíduos que relataram possuir ao menos uma doença crônica aumenta com a idade: cerca de 10% das pessoas na faixa etária de 0 a 9 anos; valores superiores a 70% nas faixas etárias acima dos 70 anos. Este mesmo padrão é observado para os indivíduos com doença renal crônica.

Como mostra a Tabela 5, que os portadores de doença renal possuem menos planos de saúde do que o restante da população e que 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 de doentes renais que possuem plano de saúde, entre 1998 e 2003. Porém, no caso dos homens, ocorreu um aumento no percentual que possuía plano de saúde.

Tabela 5: Posse de Plano de Saúde, 1998 e 2003

	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 6 indica que as mulheres utilizam mais consultas médicas do que os homens e isto fica mais evidente quando se compara a utilização entre aqueles que são portadores da doença renal crônica. As diferenças são estatisticamente significativas.

Tabela 6: Número Médio de Consultas Médicas - PNAD/ 2003

	Homens		Mulheres	
	Sem Plano	Com Plano	Sem Plano	Com Plano
Renais	4,26	5,61	5,98	7,96
Não Renais	1,60	2,81	2,65	4,19

Fonte: Elaboração própria – Número de Observações: 384.731

Como se viu acima, os doentes renais crônicos têm padrões diferentes na compra de plano de saúde e na utilização de serviços de saúde. A seguir, são apresentadas as principais estatísticas descritivas dos doentes renais crônicos.

Amostra de Doentes Renais Crônicos:

Na tabela 7 é apresentado o número médio de consultas por gênero. 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 7: Número Médio de Consultas - Homens e Mulheres, com DRC - 1998 e 2003

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
N. Observações	481	3.104	413	2.175
<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
N. Observações	414	3.425	305	2.531

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 “a 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)¹³, embora até Dezembro de 1998, este programa abrangesse somente 6,57% da população brasileira (BRASIL, 2003). Entretanto, o PSF expandiu-se e, em Dezembro de 2006, 44% da população brasileira estava já coberta pelo programa. No caso dos doentes renais crônicos, este aumento talvez esteja associado à melhoria ocorrida na organização dos serviços de atendimento aos doentes renais, à melhoria das instalações e equipamentos e visibilidade crescente desta patologia na sociedade¹⁴.

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. Na seção seguinte, serão discutidos os resultados das regressões com o estimador de diferenças-em-diferenças controlam esses fatores, a fim de testar a robustez destes resultados.

4.3 Resultados Econométricos

4.3.1 Resultados Regressão de Poisson e Binomial Negativa

Nas tabelas 5 e 6 são apresentados os resultados obtidos através da Regressão de Poisson e da Regressão Binomial Negativa para homens e mulheres, com doença renal crônica.

Os resultados acima apresentados mostram que as variáveis número de doenças crônicas, estado de saúde, escolaridade e renda afetam positivamente o número de consultas médicas. A idade e seu

¹³ A estratégia do PSF prioriza as ações de prevenção, promoção e recuperação da saúde das pessoas, de forma integral e contínua. O atendimento é prestado por equipe multiprofissional, seguindo as diretrizes de integralidade e hierarquização e definindo território de atuação com cadastramento da clientela. Fonte: Ministério da Saúde (2008).

¹⁴ Portaria nº 3998/GM/MS, de 11 de Dezembro de 1998 – criação do comitê, Portaria nº 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 nº 1168 que institui a Política Nacional de Atenção ao Portador de Doença Renal.

respectivo quadrado, somente são estatisticamente significativos para as mulheres, ou seja, quanto maior a idade de uma mulher, maior é o seu número de consultas. O efeito marginal de um ano de escolaridade adicional corresponde a um aumento de cerca de 3% no número de consultas, mantendo-se as demais variáveis constantes. Os resultados obtidos através do Modelo de Regressão Binomial Negativa pouco diferem dos obtidos com a Regressão de Poisson.

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 “*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 utilizado 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 8 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 à 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

diminuição do coeficiente ao longo dos quantis dá a idéia de que o custo de oportunidade do tempo gasto em consultas médicas é menor para os indivíduos que utilizam intensamente os serviços de saúde.

A estimação feita por gênero permite mostrar que a magnitude do efeito marginal da variável “*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.

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 “número de doenças crônicas” das mulheres diminua em 4,12 unidades, permanecendo as demais variáveis constantes. Por outro lado, se o “número de doenças crônicas” aumentar em uma unidade, o número de consultas neste quantil passaria de 6 para 7,12 consultas/ano¹⁵, 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 afetam de um modo bastante importante o número de consultas médicas no topo da distribuição.

A variável “*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 renda e 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 “*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 “*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 “*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 probabilidade de um indivíduo ter consultado o médico. Entretanto, o coeficiente obtido por estes autores não foi significativo. Porém, nesta tese utilizou-se como variável dependente um dado de contagem que indica o número de consultas realizadas por 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.

¹⁵ $Q_z(0.75|X)$ é igual a 6,3 e o efeito marginal é de 0,82, a soma destes dois valores é 7,12.

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 (“*plano*2003*”), 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 isto é que houve um aumento no número de consultas disponibilizadas pelo SUS, fazendo com que houvesse uma elavação número de consultas e atendimentos médicos reduzndo 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 tratata em trabalhos futuros.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou os efeitos e implicações das alterações da regulamentação dos planos de saúde suplementar no Brasil ocorrida em 1998 que levou a uma ampliação do nível de cobertura dos planos de saúde através da proibição da limitação do número de consultas médicas.

As causas deste aumento necessitam ainda ser melhor investigadas, mas sugerem que as mudanças ocorridas no Sistema Único de Saúde, como a Política Nacional de Atenção ao Portador de Doenças Renais e o Programa de Saúde da Família, facilitaram a utilização de serviços médicos.

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. 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, por exemplo, estimativas para portadores de doença renal crônica. Os resultados mostraram que, mesmo quando se controlam as características epidemiológicas, existe risco moral, 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 de 1998 a 2003. É necessário reconhecer que o SUS aumentou a oferta de serviços médicos, o que também provocou o aumento do número de consultas e fez com que diminuísse a 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 trabalho não se encerra em si mesmo, e pode motivar estudos futuros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRESTI, Alan. **An Introduction to Categorical Data Analysis**, John Wiley & Sons, New York, 2ª Edição, 2007.

ALMEIDA, C. O Mercado privado de 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.

ALVES, S.L. Entre a Proteção e a Eficiência: evidências de Seleção Adversa no Mercado Brasileiro de Saúde Suplementar Após a Regulamentação. **ALACDE**. Annual Papers (University of California, Berkeley), 2007.

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

_____. **Essays in The Theory of Risk-Bearing**. Chicago, Marham Publishing Company, 1971.

_____. Information and Economic Behavior. **Federation of Swedish Industries**. 1973

_____. The Economics of Agency. In: PRATT, J.W. e ZECKHAUSER.R. (Ed.). **Principals and Agents: The Structure of Business**. Cambridge, Harvard University Press, 1985.

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

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

BAHIA, L; COSTA. AJL; LUIZ, CR. e CAVALCANTI, MLT. Segmentação da Demanda dos Planos e Seguros Privados de Saúde: uma Análise das Informações da PNAD/98. **Ciência & Saúde Coletiva**, 7 (4): 671-686, 2002.

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

BARROS, Marilisa Berti de Azevedo; CESAR, Chester Luiz Galvão; CARANDINA, Luana et al. 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, Gary; ELIAS, J. **Introducing Incentives in the Market for Live and Cadaveric Organ Donations**. Working Paper. Mimeo, 2004.
- BELIVEAU, B.C. Theoretical and Empirical Aspects of Implicit Information in the Market for Life Insurance. **Journal of Risk and Insurance**, 1981.
- BOOTH, Alison L, KEE, H. J. Intergenerational Transmission of Fertility Patterns in Britain. **IZA Discussion Paper n° 2437**, 2006.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Programa Saúde da Família: ampliando a cobertura para consolidar a mudança do modelo de Atenção Básica. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil.**, Recife, 3 (1): 113-125, jan. - mar., 2003.
- BROWNE, M.J. Evidence of Adverse Selection in the Individual Health Insurance Market. **Journal of Risk and Insurance**, 59: 13-33, 1992.
- CADE, Brian S; DONG, Quan. 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, Adrian Colin, TRIVEDI, Pravin K. **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, 38–54, 1992.
- CHIAPPORI, Pierre-André *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
- CUTLER, D. M., ZECKHAUSER, R. J. The anatomy of health insurance. *In*: CULYER, A. J., NEWHOUSE, J. P. (Orgs.) **Handbook of health economics**. Amsterdam: North-Holland, vol.1 p.563-643, 2000.
- DEB, P, TRIVEDI, PK. Empirical models of health care use. *In*: JONES, Andrew. **The Elgar Companion to Health Economics**. Cheltenham, Edward Elgar, 2006.
- DOR, Avi, 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 n°13125, 2007.
- GODOY MR, Balbinotto NG , BARROS PP , RIBEIRO E P. Earnings and Chronic Renal Disease. **Transplantation Proceedings**, 2006.

GROSSMAN, Michael. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**, v. 80, p.:223 – 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, R.A.; 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.

HSIAO, W.C. Abnormal economics in the health sector. **Health Policy**, 32 p. 125-139, 1995.

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

_____. **The Elgar Companion to Health Economics**. Cheltenham, Edward Elgar, 2006.

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.

KREPS, David. **A course in microeconomic theory**. New York, Haverster Wheasheaf, 1990.

KORNIS, CAETANO. **Regulação e Saúde: estrutura, evolução e perspectivas da assistência médica suplementar**. ANS, 2001

LANG, HC, Chunhuei CHI, C, LIU, CM. Impact of the case payment reimbursement method on the utilization and costs of laparoscopic cholecystectomy. **Health Policy**, vol. 67: 195 – 206, 2004.

LEITE, Iúri da Costa 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.

MACERA, A. P. e SAINTICE, M. B . **O mercado de saúde suplementar no Brasil**. Documento de Trabalho n. 31, SEAE/MF, Brasília, outubro 2004.

MACHADO, J. A. F, SANTOS SILVA, J.M.C. Quantiles for Counts. **Journal of the American Statistical Association**, vol.100 n° 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, W. G. 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.151–161, 1995.
- MIRANDA, Alfonso. Planned fertility and family background: a quantile regression for counts analysis. **Journal Population Economics**, vol. 21, p. 67–81, 2008.
- MIRANDA, Alfonso. 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.
- NYMAN, J. A. The value of health insurance: the access motive. **Journal of Health Economics** 18, p.141-152, 1999.
- _____. The value of health insurance. In: JONES, Andrew. **The Elgar Companion to Health Economics**. Cheltenham, Edward Elgar, 2006.
- NISHIJIMA, Marislei; POSTALI, F; FAVA, V. Consumo de Serviços Médicos e Risco moral no mercado de seguro de saúde Brasileiro. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia, ANPEC**, Recife, 2007.
- PAULY, M. V. The economics of moral hazard. **American Economic Review**, 1968, June, 531-36.
- _____. More on moral hazard. **Journal of Health Economics**, v.2: 81-85.
- PINHEIRO, Rejane Sobrino et al . Gênero, morbidade, acesso e utilização de serviços de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva** , Rio de Janeiro, v. 7, n. 4, 2002.
- POHLMEIER, Winfried, ULRICH, Volker. 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, J.W. e ZECKHAUSER.R. (Ed.). **Principals and Agents: The Structure of Business**. Cambridge, Harvard University Press, 1985
- ROTH, Alvin E.; SÖNMEZ, Tayfun and Ünver, M. Utku. 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.
- SAVAGE, E.; WRIGHT, D. J. Moral hazard and adverse selection in Australian private hospitals. **Journal of Health Economics** 26, p.1-29, 2002

- 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.
- SU, Xuanming; ZENIOS, Stefanos. Patient Choice in Kidney Allocation: A Sequential Stochastic Assignment Model. **Operational Research**. 2005.
- 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.
- ZWEIFEL, Peter; e BREYER, F. **Health Economics**. Oxford, Oxford University Press, 1997.
- ZWEIFEL, Peter; e MANNING, W. G. (2000). Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care. **Handbook of Health Economics**, v. 1: Elsevier Science B.V. 2000.

Tabela8: Resultados Modelo de Poisson – DRC

Variável dependente: Número de Consultas	Modelo 1 - Mulheres		Modelo 2 Mulheres		Modelo 1 Homens		Modelo 2 Homens	
	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	P> Z
Número de doenças								
Crônicas	0,1433	(0,00)	0,1335	(0,00)	0,1324	(0,00)	0,1436	(0,00)
Idade	0,0128	(0,08)	-0,0008	(0,95)	-0,0004	(0,97)	0,0126	(0,09)
Idade ^2	-0,0002	(0,02)	0,0000	(0,85)	0,0000	(0,82)	-0,0002	(0,02)
Log renda familiar <i>per capita</i>	0,0695	(0,00)	0,0920	(0,00)	0,0935	(0,00)	0,0710	(0,00)
Status de Saúde	0,3401	(0,00)	0,4373	(0,00)	0,4380	(0,00)	0,3423	(0,00)
Anos de Estudo	0,0186	(0,00)	0,0399	(0,00)	0,0401	(0,00)	0,0189	(0,00)
Trabalhou	-0,2686	(0,00)	-0,5728	(0,00)	-0,5725	(0,00)	-0,2679	(0,00)
Cônjuge	-0,0106	(0,78)	0,0802	(0,58)	0,0817	(0,58)	-0,0076	(0,84)
2003	0,1854	(0,00)	0,3181	(0,00)	0,3176	(0,00)	0,1850	(0,00)
Plano de Saúde	0,6202	(0,00)	0,5329	(0,00)	0,3453	(0,00)	0,4317	(0,00)
Plano de Saúde*2003	-0,2803	(0,02)	-0,3003	(0,02)	-0,1856	(0,11)	-0,1574	(0,13)
Copagamento	-0,2099	(0,08)	-0,2032	(0,14)				
Constante	-0,0795	(0,66)	-0,3881	(0,18)	-0,3960	(0,17)	-0,0855	(0,63)
Pseudo-R2	13,76		20,35		20,29		13,7	
N, Observações	6403		5935		5936		6403	

Tabela 9: Resultados Regressão Binomial Negativa -DRC

Variável dependente: Número de Consultas	Modelo 1 - Mulheres		Modelo 2 - Mulheres		Modelo 1- Homens		Modelo 2 - Homens	
	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	P> Z	Coeficiente	Z
Nº de doenças								
Crônicas	0,1522	(0,00)	0,1524	(0,00)	0,1436	(0,00)	0,1422	(9,02)
Idade	0,0118	(0,07)	0,0116	(0,07)	-0,006	(0,54)	-0,0057	(0,59)
Idade ^2	-0,0002	(0,01)	-0,0002	(0,01)	0,000	(0,62)	0,0000	(0,47)
Log renda familiar <i>per capita</i>	0,0739	(0,00)	0,0742	(0,00)	0,0888	(0,00)	0,0886	(3,38)
Status de Saúde	0,3307	(0,00)	0,3321	(0,00)	0,4524	(0,00)	0,4533	(12,65)
Anos de Estudo	0,0154	(0,01)	0,0155	(0,00)	0,0293	(0,00)	0,0295	(4,56)
Trabalhou	-0,268	(0,00)	-0,2674	(0,00)	-0,5694	(0,00)	-0,5698	(8,98)
Cônjuge	0,0079	(0,82)	0,0096	(0,78)	0,1163	(0,33)	0,1216	(1,01)
2003	0,2051	(0,00)	0,2048	(0,00)	0,2739	(0,00)	0,2733	(5,26)
Plano de Saúde	0,6911	(0,00)	0,5039	(0,00)	0,711	(0,00)	0,4871	(6,16)
Plano de Saúde*2003	-0,3226	(0,00)	-0,1982	(0,06)	-0,2614	(0,01)	-0,1171	(1,12)
Copagamento	-0,2025	(0,06)			-0,2438	(0,04)		
Constante	-0,0727	(0,64)	-0,0748	(0,63)	-0,3476	(0,16)	-0,3552	(1,43)
/lnalpha	-0,0615		-0,0613		0,2273		0,2284	
Alpha	0,9403		0,9405		1,2552		1,2566	

Tabela 10: Resultados da Regressão Quantílica para Dados de Contagem – Homens e Mulheres - Doentes Renais Crônicos

Var. dependente:	<i>Mulheres</i>				<i>Homens</i>			
	Q,25	q,50	q,75	q,90	q,25	q,50	q,75	q,90
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 <i>per capita</i>	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)	-0,516 * (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		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)	-0,520 ** (0,26)	- *** (0,49)	-0,758 (1,12)	-0,091 (0,09)	-0,375 ** (0,15)	-0,427 ** (0,42)	-0,522 (0,66)
$Q_z (\alpha x)$	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 (.).

Tabela 11: Resultados Regressão Quantílica – Homens e Mulheres - Doentes e não-doentes

	<i>Mulheres</i>				<i>Homens</i>			
	q,25	q,50	q,75	q,90	q,25	q,50	q,75	q,90
Número de Doenças Crônicas	0,187 * (85,20)	0,370 * (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)
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 <i>per capita</i>	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 Plano	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*2003	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)
$Qz (\alpha x)$	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 (.).