

CONSUMO DE SERVIÇOS MÉDICOS E RISCO MORAL NO MERCADO DE SEGURO DE SAÚDE BRASILEIRO

Marislei Nishijima
Departamento de Economia da USP

Fernando Antonio Slaibe Postali
Departamento de Economia da USP

Vera Lucia Fava
Departamento de Economia da USP

Resumo:

O objetivo deste artigo é investigar se a lei nº 9656/98, que estabeleceu o novo marco regulatório do mercado brasileiro de seguro privado de saúde, resultou em aumento do consumo de serviços médicos por parte dos portadores de seguros/planos privados de saúde, caracterizando comportamento de risco moral, uma vez que a lei estabelece garantias mínimas aos segurados. A literatura sobre o tema apresenta evidências de sólida conexão entre risco moral e consumo de serviços médicos por segurados de saúde. Sob a hipótese de que a aprovação da nova lei representa um experimento natural, e a partir do uso de estimador diferenças-em-diferenças, investigou-se se houve mudança de comportamento dos segurados em relação ao consumo de serviços médicos. Para esta finalidade, foram utilizadas as PNADs de 1998 e 2003, que contém informações suplementares de saúde. Os resultados evidenciam efeitos de risco moral no mercado de saúde brasileiro. Entretanto, a nova legislação parece não ter alterado este quadro, sugerindo uma carência de *enforcement* da nova lei no sentido de proteger os segurados.

Palavras-chave: risco moral, serviços médicos, diferenças-em-diferenças, regulação, seguro de saúde.

Abstract:

The goal of this article is to investigate whether the law 9656/98, which established the new regulatory mark in the private health insurance market, has resulted in higher search for medical services by private health insured people in Brazil, through a moral hazard phenomenon, since the new law introduces minimal coverage to insured patients. Literature on this subject shows considerable evidences of a solid connection between moral hazard and consumption of medical services in the presence of health insurance. We assume that the new law constitutes a natural experiment and, through a differences-in-differences estimator, we aim at evaluating whether private health insured individuals (new law's target) have exhibited changes in their behavior on medical services consumption. We used 1998 and 2003 PNAD data, due to a Health Supplement present in these years. Results suggest moral hazard effects in the Brazilian health market, since the consumption of medical services of private insured is statistically higher than the population's average. However, there is no empirical evidence that the new law have worsened moral hazard effects, which suggests its lack of enforcement in protecting insured people.

Keywords: moral hazard, medical services, differences-in-differences, regulation.

JEL Classification: I11, I18.

Introdução

O processo de regulamentação do setor de saúde privada no Brasil se iniciou com a Constituição de 1988, a qual estabeleceu as diretrizes básicas para a entrada e a operação das empresas no setor de saúde suplementar, com vistas a garantir a capacidade de cumprimento de contratos por parte das operadoras de saúde. A Constituição estabelecia a obrigatoriedade da oferta de um *Plano de Referência*, contendo o atendimento integral e sem exclusões de qualquer tipo, tornando facultativo ao consumidor adquirir versões menos abrangentes, com coberturas menos generosas que este Plano de Referência. Entretanto, o marco regulatório do setor de saúde suplementar só foi definido dez anos depois, com a promulgação da Lei nº 9.656/98¹ e da Medida Provisória nº 1.665/98.

A lei 9.656 introduziu diversas mudanças: em primeiro lugar, o plano de referência deixou de ser obrigatório e se transformou no único modelo aprovado para a comercialização; em segundo lugar, planos exclusivamente ambulatoriais ou hospitalares passaram a ser integrais nos seus segmentos; por fim, foram criadas regras de proteção ao cliente tais como controle de preços e de reajustes por faixa etária, proibição de seleção de risco e proibição do rompimento unilateral com usuários de planos individuais.

Em 2000, foi criada a Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS)², que assumiu todas as atribuições referentes à regulação no setor de saúde suplementar no país. Trata-se de uma autarquia subordinada ao Conselho de Saúde Suplementar (CONSU), tendo como finalidade “*promover a defesa do interesse público na assistência suplementar à saúde, regulando as operadoras setoriais, inclusive quanto às suas relações com prestadores e consumidores, contribuindo para o desenvolvimento das ações de saúde no País*”. A ANS compreende cinco áreas de atuação: registro e monitoramento do funcionamento das operadoras, registro e monitoramento de contratos individuais e familiares, fiscalização, gerenciamento e desenvolvimento (incluindo sistema de ressarcimento ao SUS).

Em síntese, a criação da Agência incorreu em ganhos de escala na regulamentação do setor, devido ao seu maior poder de atuação e de intervenção nos mercados, tanto para garantir o cumprimento dos contratos e a operação eficiente do sistema como para garantir o atendimento dos interesses dos consumidores. Em termos gerais, a nova lei tornou mais rígida as regras de cobertura em cada segmento (ambulatorial e hospitalar), reduzindo o risco para os pacientes.

O objetivo deste trabalho é investigar empiricamente se as novas regras introduzidas pela lei nº 9656 levaram os consumidores de planos privados de saúde a aumentar o consumo de serviços médicos, sugerindo evidências de risco moral. Na literatura de economia da saúde, este termo significa um uso excessivo dos bens de assistência médica após a aquisição do seguro (Pauly, 1968).

A seção 2 apresenta uma breve resenha das principais contribuições acerca da relação entre risco moral, seguro de saúde e consumo de serviços médicos; a seção 3 apresenta um modelo simples de escolha sob incerteza, baseado em Von Neumann e Morgenstern, com vistas a ilustrar o efeito de risco moral resultante da cobertura de seguro de saúde; a seção 4 detalha a metodologia utilizada, qual seja, o estimador

¹ Esta última redundou na unificação da regulação pelo Ministério da Saúde.

² Lei nº 9.961/00.

diferenças-em-diferenças; a seção 5 descreve o banco de dados e a seção 6 traz os resultados estimados. A seção 7 traz considerações e conclusões.

Os resultados sugerem efeitos de risco moral no mercado de saúde brasileiro, mas sem evidências empíricas de que a Lei 9656/98 tenha agravado tais efeitos, o que sugere que a nova lei carece de aplicação prática (*enforcement*).

1. Revisão Bibliográfica

Os determinantes da demanda por serviços médicos têm sido uma das preocupações mais relevantes da literatura sobre economia da saúde. Em particular, a procura de serviços médicos possui um perfil estado-contingente, isto é, fortemente condicionado à realização de determinados estados da natureza. Por outro lado, tendo em vista que a condição de doente implica em uma perda de bem estar para o agente (podendo ocasionar, ainda, uma redução da renda gerada pelo afastamento do mercado de trabalho), os indivíduos buscam seguros contra o risco de adoecerem, resultando em diversos tipos de efeitos de risco moral (Pauly, 1968) sobre a demanda de serviços médicos na medida em que introduz a separação entre o preço recebido pelo agente de saúde (médicos, hospitais, etc) e o preço pago pelo paciente (Ellis e McGuire, 1993). A diferença é coberta pela seguradora. Neste contexto, a intervenção governamental se faz necessária e o objetivo da política sobre seguro-saúde é estabelecer uma divisão eficiente de riscos entre seguradoras, pacientes e profissionais.

Com vistas a investigar o efeito do seguro sobre a demanda por diversos serviços médicos (e.g.: consulta ambulatorial, consulta especializada, exames clínicos, etc.) vários trabalhos têm buscado estimar a elasticidade-preço da demanda de serviços médicos na presença e na ausência de cobertura por seguro. Em geral, as evidências apontam para uma pequena, porém significativa, elasticidade-preço negativa (Zweifel e Manning, 2000) e os números se situam entre -0,1 e -0,3 dependendo do tipo de serviço, o que revela uma demanda fortemente inelástica. Além disso, observam-se evidências amplamente documentadas de que esta elasticidade preço cresce à medida que aumenta a parcela do custo do tratamento arcada pelo paciente.

Zweifel e Manning (2000) apresentam uma resenha sobre as principais contribuições acerca da relação entre o risco moral e os incentivos para busca por serviços médicos, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico. Na mesma linha de Ehrlich e Becker (1972), os autores caracterizam dois tipos de risco moral ligados aos efeitos do seguro de saúde sobre os incentivos do agente: risco moral *ex ante*, relacionado à perda de incentivo em aumentar esforços preventivos, o que afeta a probabilidade de necessidade de serviços médicos; e risco moral *ex post*, tendo em vista que, uma vez assegurado, o agente tem um incentivo a demandar serviços médicos acima do socialmente ótimo. Nesta ótica, a relação médico-paciente é similar a uma relação agente-principal, na qual a assimetria de informação resulta da falta de conhecimentos médicos do paciente (principal) em relação ao profissional (agente), o que também afeta a demanda por serviços de saúde (sobretudo exames) a partir de um *risco moral dinâmico* (Zweifel e Manning, 2000), cujo resultado é um incentivo para a demanda de tratamentos de última geração mesmo quando desnecessários (Baumgardner, 1991).

Do ponto de vista empírico, Manning et Al. (1987) obtém evidências de risco moral com segurados em saúde a partir do *Rand Health Insurance Experiment* (HIE), um famoso experimento empreendido nos anos 1970s nos EUA, no qual diversas

famílias, após receberem, aleatoriamente e sem possibilidade de escolha, planos de saúde com 14 tipos diferentes de cobertura, tiveram suas demandas por serviços médicos monitoradas por um período de até cinco anos. O objetivo do experimento era estudar os efeitos de diversas distribuições de custos sobre a busca por serviços médicos. As elasticidades preço (*out-of-pocket*) da demanda por serviços médicos, observadas a partir deste experimento, giram em torno de -0,2.

Cameron et Al. (1988) desenvolvem um modelo de demanda de seguro saúde envolvendo incerteza, no qual há uma correlação entre a procura por seguro saúde e a demanda por serviços médicos, nos moldes de risco moral ex post (Ehrlich e Becker, 1972). Seu objetivo consistiu em avaliar possíveis distorções na demanda por serviços médicos quando há cobertura de seguro-saúde. Usando dados para a Austrália no período de 1977-78, os autores desenvolvem um modelo econométrico que envolve, simultaneamente, escolha discreta, seletividade e dependência estocástica entre seguro-saúde e sua utilização. Seus resultados mostram que as condições físicas do indivíduo determinam mais fortemente demanda por cuidados de saúde do que a escolha de seguro. Observa-se, também, que seleção adversa e risco moral são importantes determinantes da utilização de serviços médicos para várias classes de serviços, como hospitalares e ambulatoriais.

Na linha de investigar a relação entre *risk sharing* e risco moral, Ma e McGuire (1997) argumentam que a questão vai muito além do problema do risco moral, devendo levar em consideração a interação entre pacientes, médicos e seguradoras. O grande problema do setor é o fato de que tanto a quantidade de tratamento quanto o esforço do médico (insumo) não são contratáveis, devido aos elevados custos de monitoramento, de modo que as diversas modalidades contratuais no setor de saúde complementar procuram dar uma resposta a estes problemas. Os autores propõem um modelo no qual os parâmetros contratuais definem o esforço do médico e a demanda de serviços médicos é definida pelo paciente a partir da observância deste nível de esforço. Chega-se à conclusão de que soluções de *second best* podem ser implementadas sob determinadas condições (e.g.: quando a restrição de preenchimento confiável de relatórios não é ativa), na ausência das quais são necessárias soluções de *third best*, com oferta de esforço médico sub-ótimo.

A partir de uma abordagem não-experimental, Van der Voorde et Al. (2001) utilizam dados do sistema público de saúde na Bélgica para estudar os efeitos da taxa de co-participação nos planos de saúde sobre os incentivos individuais em demandar serviços médicos ambulatoriais. O estudo assume que o grande aumento das taxas de co-participação no ano de 1994 representa um evento exógeno, resultando em um grande aumento da parcela de gastos *out-of-pocket*³ neste país. Estimam-se modelos de efeitos fixos, tanto em nível como na primeira diferença, para um painel de dez anos, tendo sido observadas elasticidades altas em relação aos gastos *out-of-pocket* (entre -0,39 e -0,28 para visitas a domicílio; entre -0,16 e -0,12 para vistas ao consultório; e -0,10 para visitas de especialistas).

Também com base nos dados para a Bélgica, Cockx e Brasseur (2003) exploram o experimento natural de 1994 utilizando o estimador diferenças-em-diferenças (Meyer, 1995), o qual permite decompor a os impactos da mudança nas taxas de co-participação sobre a demanda em dois efeitos: efeito *renda*, ligado ao aumento geral das taxas de co-participação a partir de 1994, em relação aos demais bens de consumo; e efeito *substituição*, ligado às alterações de preço relativo nas taxas das três categorias de

³ Estes são os gastos privados com saúde que são financiados diretamente pelos consumidores.

serviços médicos estudadas (consultas no consultório de clínicos gerais, consultas a domicílio de clínicos gerais e consultas a especialistas). A conclusão é que a elasticidade preço da demanda por serviços médicos decorrente de um aumento uniforme em todos os preços é bem pequena (em torno de -0,10), o que lhes permite questionar o impacto da reforma regulatória de 1994 em termos de eficiência. Entretanto, o efeito substituição revelou-se significativo.

Santos Silva e Windmeijer (2001) estendem a modelagem de demanda por serviços médicos no sentido de incorporar um processo de decisão de dois estágios. No primeiro estágio, o indivíduo decide se procura ou não serviços de saúde; no segundo estágio, o paciente decide em conjunto com o médico quanto consumir de tratamento. Déb e Triverdi (2002) utilizam um modelo de classe latente (LCM) para distinguir entre usuários freqüentes e não freqüentes de serviços médicos, ao invés da abordagem em duas partes. Os usuários não-freqüentes são identificados com os pacientes saudáveis ao passo que os usuários freqüentes são os doentes. Utilizando dados do HIE, encontram fortes evidências que corroboram a hipótese do LCM, e as elasticidades sob este modelo são maiores que as do modelo em duas partes nas faixas mais baixas de preço; para faixas mais altas de preço, a relação entre as elasticidades se inverte.

Na linha de investigação do risco moral, Grabowski e Gruber (2007) analisam o impacto de mudanças na política de elegibilidade sobre a procura por casas de repouso. Utiliza dados de painel e controlando para diversas características individuais e familiares, concluem que a demanda por casas de repouso é inelástica à generosidade do programa de reembolsos, rechaçando a hipótese de risco moral neste programa.

Em suma, pelo fato da demanda por serviços médicos tender a ser estado-contingente e a portabilidade de seguro saúde contribuir para reduzir o risco, diversos estudos buscam avaliar se existe algum componente de risco moral na demanda de serviços médicos caso o agente esteja coberto por algum tipo de seguro. As evidências não são consensuais, dependendo da classe do serviço e do tipo de cobertura. Assim, o objetivo deste artigo consistiu em verificar se existe alguma evidência de risco moral na procura por serviços médicos no mercado brasileiro de Brasil, utilizando a aprovação da nova lei (9656/98) como um experimento natural e aplicando o estimador diferenças-em-diferenças, conforme explicado na seção a seguir.

2. Modelo

O objetivo desta seção é mostrar através de um modelo simples de maximização da utilidade esperada do tipo Von-Neumann e Morgenstern como a posse do seguro saúde e os seus diferentes possibilidades de cobertura pode resultar em efeitos de risco moral no sentido de elevar o consumo de serviços médicos.

Suponha um modelo estado-contingente no qual há apenas dois estados da natureza possíveis: estado “saúde” (S) e estado “doença” (D). Na presença de seguro de saúde, o agente sempre incorre em um gasto F , correspondente ao prêmio. Este seguro lhe fornece uma cobertura i em relação aos gastos médicos incorridos, de modo que $i \in (0,1)$. No estado D , o agente consome M unidades de serviços médicos ao preço (*out-of-pocket*) p . Assim, os gastos efetivamente incorridos em serviços médicos são dados por $(i - 1)pM$. Além disso, a doença obriga o agente a se afastar do mercado de trabalho, produzindo a perda de uma porcentagem α de sua renda, onde $0 < \alpha < 1$. Os consumos nos estados “saúde” (C_S) e “doença” (C_D) são dados, respectivamente, por:

$$C_S = W - F \quad (1)$$

$$C_D = (1 - \alpha)W - pM + ipM - F = (1 - \alpha)W - F + (i - 1)pM - F \quad (2)$$

Seja β a probabilidade de ocorrência do estado S. Supõe-se que o agente seja avesso ao risco, ou seja, ele avalia seu consumo a partir de uma função de utilidade de Bernoulli $U(C)$ tal que $U_C > 0$ e $U_{CC} < 0^4$. O agente decide a quantidade de serviços médicos consumidos a partir da maximização de sua utilidade esperada (Von Neumann e Morgenstern), ou seja:

$$\text{Max}_{\{M\}} \beta U(C_B) + (1 - \beta)U(C_R) \quad (3)$$

A condição de primeira ordem para o problema (Erro! Vínculo não válido.) é dada por:

$$(1 - \beta)U'_C \frac{\partial C_R}{\partial M} = 0 \rightarrow (1 - \beta)U'_C(i - 1)pM = 0 \quad (4)$$

A expressão (Erro! Vínculo não válido.) estabelece a condição necessária para que o agente maximize sua utilidade esperada na escolha da quantidade ótima de serviços médicos (M). A partir desta expressão, é possível desenvolver um exercício de estática comparativa com vistas a avaliar o impacto qualitativo da variação dos parâmetros i , p , F , α e W sobre M .

Diferenciando totalmente a expressão (5) e rearranjando, obtém-se:

$$\begin{aligned} & [U_C(i - 1)p + (i - 1)^2 p^2 MU_{CC}]dM + [U_C(i - 1)M + (i - 1)^2 M^2 p U_{CC}]dp \\ & + [U_C pM + (i - 1)p^2 M^2 U_{CC}]di + (i - 1)(1 - \alpha)WpMU_{CC}dW \\ & - W(i - 1)pMU_{CC}d\alpha - (i - 1)pMU_{CC}dF = 0 \end{aligned}$$

A avaliação dos impactos do grau de cobertura (i), do preço out-of-pocket (p), do prêmio (F), da renda (W) e da perda (α) sobre o consumo de serviços médicos (M) podem ser obtidos pelos sinais das derivadas, utilizando-se o Teorema da Função Implícita.

Varição da taxa de cobertura: Tomando $dp = dW = d\alpha = dF = 0$, o impacto de alterações da taxa de cobertura sobre o consumo de serviços médicos é dado por:

$$\frac{dM}{di} = - \frac{U_C pM + (i - 1)p^2 M^2 U_{CC}}{U_C(i - 1)p + (i - 1)^2 p^2 MU_{CC}} > 0$$

Como $i - 1 < 0$, $U_C > 0$ e $U_{CC} < 0$, tem-se que $dM/di > 0$, ou seja, quanto maior o grau de cobertura oferecido pelo seguro, maior é o consumo de serviços médicos no estado D. Este é o efeito de risco moral do seguro saúde descrito pela literatura.

Varição no prêmio: analogamente, tem-se que um aumento no prêmio do seguro tende a reduzir a demanda por serviços médicos, já que:

$$\frac{dM}{dF} = \frac{(i - 1)pMU_{CC}}{U_C(i - 1)p + (i - 1)^2 p^2 MU_{CC}} < 0$$

⁴ As notações U_C e U_{CC} indicam, respectivamente, primeira e segunda derivadas.

Varição no preço dos serviços médicos: quanto maior o preço do serviço médico, maiores os gastos out-of-pocket dos agentes. Tomando as demais variáveis constantes e utilizando o Teorema da Função Implícita, chega-se a:

$$\frac{dM}{dp} = -\frac{U_c(i-1)M + (i-1)^2 M^2 p U_{cc}}{U_c(i-1)p + (i-1)^2 p^2 M U_{cc}} < 0$$

Isto é, conforme a intuição usual, um aumento do preço tenderá a reduzir a demanda de serviços médicos.

Varição na renda: quanto maior a renda do agente, maior a sua propensão a consumir serviços médicos; por outro lado, quanto maior a perda de renda resultante do estado de doença, menor a demanda M , tendo em vista o efeito renda. Isso pode ser observado pelos sinais das derivadas:

$$\frac{dM}{dW} = -\frac{(i-1)(1-\alpha)WpMU_{cc}}{U_c(i-1)p + (i-1)^2 p^2 MU_{cc}} = -\frac{(1-\alpha)WMU_{cc}}{U_cp + (i-1)pMU_{cc}} > 0$$

$$\frac{dM}{d\alpha} = \frac{W(i-1)pMU_{cc}}{U_c(i-1)p + (i-1)^2 p^2 MU_{cc}} = \frac{WMU_{cc}}{U_c + (i-1)pMU_{cc}} < 0$$

3. Estimação:

A metodologia consiste em comparar o consumo de serviços médicos dos portadores de seguro de saúde antes e após a aprovação da lei nº 9656/98, sob o pressuposto de que a nova legislação constitui um experimento natural. Visto que a nova lei tornou as condições de cobertura mais rígidas, buscamos verificar se a nova lei afetou a demanda de serviços médicos dos indivíduos que possuem seguro de saúde privados. Para isso, propõe-se a utilização do estimador de diferenças-em-diferenças (DD) (Meyer, 1995)⁵, cujo principal objetivo é estudar efeito de determinado evento exógeno sobre um grupo de indivíduos⁶ – denominado *grupo de tratamento* – a partir de sua comparação com um outro grupo que não é afetado pelo experimento – o qual recebe o nome de *grupo de controle*. Transpondo a metodologia para os dados em questão, o grupo de tratamento consiste nos indivíduos que possuem seguro de saúde e que, portanto, foram afetados pela nova lei, enquanto os indivíduos que não possuem seguro de saúde representam o grupo de controle.

Seja y_{it} uma variável indicativa do consumo por serviços médicos do indivíduo i no período t , tal que $t = 0$ indica antes do tratamento (1998) e $t = 1$ após o tratamento (2003), quando a nova lei já estava em vigor, tornando mais rígidas as regras de cobertura. Em se tratando de um pseudo-painel, o estimador DD pode ser implementado de acordo com a seguinte forma funcional:

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 d_t + \delta_2 d_j + \delta_3 d_{tj} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

⁵ Há várias aplicações interessantes da metodologia: Slaughter (2001) estuda o efeito de liberalizações comerciais sobre convergência de renda; Meyer, Viscusi e Durbin (1995) aplicam o estimador para estudar o efeito do aumento do teto dos benefícios de licença sobre o tempo em que os trabalhadores de licença por ferimentos recebem pagamento.

⁶ Para um desenvolvimento recente do estimador DD, incluindo efeitos heterogêneos do tratamento, ver Athey e Imbens (2006).

onde d_t é uma variável *dummy* que assume valor um se o indivíduo é observado após a aprovação da lei e zero caso contrário; d_j é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ($j = T$) e zero caso contrário ($j = C$); d_{jt} é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo pertence ao grupo de tratamento ($j = T$) e foi observado após o experimento ($t = 1$) e zero caso contrário ($j = C$ e/ou $t = 0$); X_{it} é o vetor de características individuais explicativas do comportamento do consumo de serviços médicos.

A lógica do estimador DD reside em tentar isolar o efeito de um determinado tratamento sobre um grupo amostral. Se fosse feita uma comparação apenas entre as demandas de serviços médicos dos usuários de planos de saúde antes e depois da aprovação da nova lei ($E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i0} | j = T]$), as estimativas seriam viesadas, já que a variável dependente certamente seria afetada por outros fatores não relacionados à alteração do marco regulatório (Wooldridge, 2002, p. 130); por outro lado, a comparação dos consumos de serviços médicos entre os grupos após a mudança na lei ($E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i1} | j = C]$) também incorreria em possível viés, já que podem haver diferenças sistemáticas não observáveis entre os portadores e os não portadores de planos de saúde (e.g.: maior propensão a ficar doente), não guardando qualquer relação com o tratamento.

Aplicando-se as esperanças condicionais em (1), obtém-se:

$$E[y_{i1} | j = T] = \alpha + \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 + \beta X_{i1}$$

$$E[y_{i1} | j = C] = \alpha + \delta_1 + \beta X_{i1}$$

$$E[y_{i0} | j = T] = \alpha + \delta_2 + \beta X_{i0}$$

$$E[y_{i0} | j = C] = \alpha + \beta X_{i0}$$

O estimador diferenças em diferenças é expresso por:

$$DD = \{E[y_{i1} | j = T] - E[y_{i1} | j = C]\} - \{E[y_{i0} | j = T] - E[y_{i0} | j = C]\} = \delta_3 \quad (7)$$

Desta forma, o efeito do experimento sobre o grupo de tratamento é captado pelo coeficiente δ_3 , que mede o efeito da aprovação da nova lei sobre o consumo de serviços médicos do grupo de indivíduos portadores de planos privados de saúde.

4. Dados

O banco de dados utilizado foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) para os anos de 1998 e de 2003, os quais contêm um caderno suplementar com informações sobre a saúde dos indivíduos. Assumindo que a Lei 9656 constitui um experimento natural, conforme observado na seção 3, considerou-se como grupo de tratamento o conjunto de indivíduos portadores de plano privado de saúde e, como grupo de controle, os indivíduos que não possuem seguro privado de saúde que, conseqüentemente, não foram afetados pela nova lei. Levando em consideração que o consumo de serviços médicos é determinado tanto por um estado da natureza desfavorável (“ficar doente”) quanto por medidas preventivas para evitar tal estado, é possível comparar o consumo de tais bens entre os grupos ao longo do tempo através do estimador DD.

A tabela 1 a seguir resume algumas estatísticas descritivas extraídas da amostra. Conforme se pode observar, ocorre um tênue aumento no número de indivíduos que afirmaram haver buscado serviços médicos nas semanas de referência (de 13,1% em 1998 para 14,4% em 2003). Todavia, a porcentagem dos indivíduos que possui seguro

privado de saúde permaneceu praticamente inalterada (17,4% em 1998 e 17,9% em 2003). Além disso, observa-se que o percentual de indivíduos que se afastou das atividades usuais por problemas de saúde nas semanas de referência pouco oscilou (de 6,5% para 7%).

Tabela 1: Estatísticas descritivas

Variável	1998		2003	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Consumo de serviços médicos	0,131	0,338	0,144	0,351
Posse de Seguro Privado de Saúde	0,174	0,379	0,179	0,383
Renda per capita familiar (R\$/mês)	239,83	435,90	340,10	577,37
Anos de estudo (anos)	4,63	4,30	5,31	4,51
Idade (anos)	28,10	19,81	29,30	19,99
Afastou-se das atividades usuais por problemas de saúde	0,065	0,246	0,070	0,256

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs 1998 e 2003.

A tabela a seguir apresenta a frequência dos indivíduos da amostra, para cada idade, que possuem plano de saúde privado e que procurou serviço médico, respectivamente. Com relação ao primeiro, observa-se que a porcentagem da população que possui plano privado se estabiliza em torno de 20% a partir dos trinta anos. A procura de serviços médicos, por sua vez, cresce a medida que a idade aumenta, saltando de 12% entre indivíduos de 30 anos para 21% da população de 60 anos. Isso sugere que a lei de regulação do mercado de seguro privado de saúde possa ter efeitos diferenciados nos consumos de serviços médicos de adultos e idosos.

Tabela 2: Porcentagens dos que possuem plano de saúde e dos que procuraram serviço médico, por idade

Idade	Possui plano	Procurou médico
10	13,54%	8,59%
20	15,36%	11,01%
30	19,68%	12,21%
40	20,42%	14,21%
50	21,59%	16,99%
60	21,11%	21,41%
70	19,54%	23,36%
80	21,35%	26,22%
90	18,15%	20,16%

Fonte: Elaboração própria com dados das PNADs 1998 e 2003.

Tabela 3: Auto-avaliação do estado de saúde, por grupos

Auto-avaliação	Sem plano de saúde	Com plano de saúde
Muito Bom	23,57%	31,94%
Bom	53,64%	52,00%
Regular	18,91%	14,06%
Ruim	3,22%	1,62%
Muito Ruim	0,67%	0,38%

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs 1998 e 2003

Tabela 4: Utilização de serviços médicos, por grupo e doença.

Doença	Sem plano de saúde	Com plano de saúde
Dor nas costas	15,01%	16,11%
Artrite	7,26%	6,27%
Câncer	0,29%	0,44%
Diabetes	2,11%	2,74%
Asma	4,88%	5,88%
Hipertensão	10,96%	12,20%
Problemas cardíacos	3,66%	4,25%
Problemas Renais	2,14%	1,67%
Depressão	4,40%	4,98%
Tuberculose	0,13%	0,09%
Tendinite	1,70%	3,86%
Cirrose	0,13%	0,13%

Fonte: Elaboração própria com base nas PNADs 1998 e 2003

O questionário de saúde das PNADs contém uma pergunta relativa à auto-avaliação do estado de saúde do indivíduo, com cinco categorias de respostas: Muito Bom, Bom, Regular, Ruim e Muito Ruim. A tabela 3 ilustra a frequência das respostas entre os grupos não possuidores e possuidores de planos de saúde, respectivamente. Como se pode observar, as distribuições de estados de saúde auto-declarados são análogas nos dois grupos considerados. A tabela 4, por sua vez, ilustra a frequência de utilização de serviços médicos pelos segurados e não segurados. Com exceção da tendinite, não há diferenças substanciais na procura para cada um dos grupos em nenhuma das doenças avaliadas. Os dados das tabelas 3 e 4 não nos permite concluir a respeito de qualquer evidência de seleção adversa na busca de seguro de saúde.

5. Resultados

O banco de micro-dados resultante, a soma das duas PNADs, possui aproximadamente 730 mil observações de indivíduos. Entretanto, a necessidade de controles resultou na redução da amostra para cerca de 270 mil observações, tendo em vista que diversas informações (e.g.: ramo de atividade, posição de ocupação, etc) não cobrem todos os indivíduos. Vale observar, entretanto, que a retirada destes controles aumenta a amostra útil para 540 mil observações, mas os resultados dos sinais e significância dos coeficientes estimados não se alteram.

Uma observação importante é quanto à impossibilidade de identificação da demanda devido a alterações no questionário da PNAD entre os anos que traziam o suplemento de saúde: enquanto em 1998 havia uma pergunta sobre o volume de gastos em saúde (out-of-pocket) incorrido pelo indivíduo, a PNAD de 2003 não incluía esta indagação em seu questionário. É por esta razão que preferiu-se, aqui, utilizar o termo “consumo de serviços médicos” ao invés de “demanda de serviços médicos”. Todavia, por se tratar de uma estimação em painel, o efeito agregado do preço dos serviços médicos pode ser captado pelas dummies de ano, embora não seja possível discriminar por tipo de serviço.

A tabela 1 mostra os resultados das estimativas. Três modelos foram estimados: Modelo de Probabilidade Linear (MPL), Probit e Logit. A variável dependente é uma dummy que assume valor 1 caso o indivíduo tenha procurado algum serviço de saúde

nas duas últimas semanas de referência, conforme o questionário da PNAD. As variáveis independentes encontram-se no logaritmo natural. Os resultados do modelo probit são apresentados tanto em coeficientes (1) quanto em efeito marginal (2).

Os resultados confirmam ou as conseqüências de um comportamento de risco moral por parte dos indivíduos cobertos com seguro de saúde - tendo em vista que a *dummy* Plano Privado mostrou-se positiva e significativa, isto é, possuidores de seguro de saúde, em média, consomem mais serviços médicos do que indivíduos não cobertos. Além disso, a procura por serviços médicos depende positivamente da renda familiar, confirmando os resultados de Andrade e Maia (2006), que verificaram relação estatística similar entre renda familiar e demanda de seguro de saúde.

Outro resultado que se pode observar é o crescimento da procura por serviços médicos para a população como um todo, no período de 1998 a 2003, conforme os sinais das *dummies* de ano, que se mostraram significativas. Entretanto, a *dummy* que capta o efeito do tratamento sobre o grupo amostral dos indivíduos possuidores de plano privado de saúde não se mostrou significativa. Ou seja, não é possível verificar qualquer efeito da lei sobre a procura de serviços médicos em termos de intensificação de problemas de risco moral. Conforme descrito anteriormente, a Lei nº 9656/98 estabeleceu critérios de cobertura e carência mais favoráveis aos segurados, o que, nos termos das evidências da literatura sobre risco moral e seguro de saúde, poderia suscitar questionamentos quanto ao seu impacto sobre a procura em excesso por serviços médicos. Todavia, este resultado pode refletir tão somente que a nova lei apresenta problemas de *enforcement*, de modo que o mercado encontra mecanismos eficientes para burlá-la.

Tabela 5 – Estimativas dos modelos DD – todas as faixas etárias⁷

Variável Dependente: Uso serviços Médicos	MPL	PROBIT- 1	PROBIT – 2	LOGIT
<i>Variáveis independentes</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>	<i>dF/dx (P valor)</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>
Plano Privado	0,056045 (0,000)	0,294993 (0,000)	0,057154 (0,000)	0,542441 (0,000)
1998	-0,004538 (0,002)	-	-	-
2003	-	0,029618 (0,001)	0,005151 (0,001)	0,059483 (0,001)
2003*Plano privado	-0,000070 (0,983)	-0,017973 (0,244)	-0,003103 (0,244)	-0,035082 (0,223)
Anos de Estudo	0,013567 (0,000)	0,094652 (0,000)	0,016487 (0,000)	0,178627 (0,000)
Renda Familiar per capita	0,004974 (0,000)	0,02868 (0,000)	0,004996 (0,000)	0,055904 (0,000)
Idade	0,000011 (0,995)	0,027347 (0,009)	0,004763 (0,009)	0,061064 (0,003)
Sexo Masculino	-0,057012 (0,000)	-0,327476 (0,000)	-0,059305 (0,000)	-0,61020 (0,000)
Não exerceu atividades usuais por problema de saúde semana referência	0,460868 (0,000)	1,42024 (0,000)	0,435324 (0,000)	2,44540 (0,000)
Problema coluna/costas	0,021327 (0,000)	0,113183 (0,000)	0,020647 (0,000)	0,203879 (0,000)
Artrite-reumatismo	0,011647 (0,000)	0,045786 (0,003)	0,008183 (0,001)	0,077439 (0,003)
Câncer	0,120808 (0,000)	0,389196 (0,000)	0,085473 (0,000)	0,687649 (0,000)
Diabetes	0,051882 (0,000)	0,349791 (0,000)	0,201095 (0,000)	0,349791 (0,000)
Bronquite-Asma	0,025126 (0,000)	0,207212 (0,000)	0,117082 (0,000)	0,207212 (0,000)
Hipertensão	0,035344 (0,000)	0,291507 (0,000)	0,163403 (0,000)	0,291507 (0,000)
Problema Coração	0,037692 (0,000)	0,223593 (0,000)	0,128652 (0,000)	0,223593 (0,000)

⁷ Foram incluídos controles por ramo de atividade, ocupação, posição na ocupação, Estado, raça/cor.

Problema Renal	0,008395 (0,082)	0,078833 (0,044)	0,047033 (0,025)	0,078833 (0,044)
Depressão	0,054159 (0,000)	0,327557 (0,000)	0,188667 (0,000)	0,327557 (0,000)
Tuberculose	0,036915 (0,101)	0,305269 (0,062)	0,175693 (0,048)	0,305269 (0,062)
Tendinite	0,054591 (0,000)	0,317084 (0,000)	0,183892 (0,000)	0,317084 (0,000)
Cirrose	-0,016425 (0,409)	0,083849 (0,638)	-0,050116 (0,589)	0,083849 (0,638)
Reside em Região Urbana	0,004763 (0,019)	0,055271 (0,031)	0,028094 (0,031)	0,055271 (0,031)
Estado Saúde Muito Bom	-0,100431 (0,000)	-0,341989 (0,000)	-0,053290 (0,000)	-0,612985 (0,000)
Estado de Saúde Bom	-0,085707 (0,000)	-0,231246 (0,000)	-0,041007 (0,000)	-0,396942 (0,000)
Estado de Saúde Regular	-0,035229 (0,000)	0,039923 (0,476)	0,007070 (0,476)	0,098512 (0,340)
Estado de Saúde Ruim	-	0,284985 (0,010)	0,151273 (0,011)	0,284985 (0,010)
Estado Saúde Muito Ruim	-0,032126 (0,060)	-	-	-
Constante	0,137699 (0,001)	-1,57554 (0,000)	-	-2,876846 (0,001)
Número de observações	274193	274181	274181	274181
R ² ou pseudo R ²	0,1698	0,1664	0,1664	0,1644
Teste Significância Conjunta	F(92,27) = 597,83	Wald $\chi^2(90) = 29219,54$	Wald $\chi^2(90) = 29219,54$	Wald $\chi^2(90) = 26742,42$
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Deve-se registrar, por fim, que os sinais dos coeficientes são os são consistentes com as hipóteses da teoria:

- Exceto para a cirrose (cujo coeficiente mostrou-se negativo, porém não significativo), a presença de qualquer das doenças crônicas listadas no questionário aumenta a probabilidade de procura por serviços médicos, com destaque para câncer e diabetes;
- Indivíduos residentes em zonas urbanas têm uma probabilidade maior de procurar serviços médicos, o que certamente é um reflexo das dificuldades de acesso dos habitantes das zonas rurais aos serviços de saúde; além disso, as *dummies* de ocupação no mercado de trabalho (omitidas) mostram que os trabalhadores da agricultura exibem uma menor probabilidade de consumir serviços médicos.
- O afastamento de atividades usuais por problemas de saúde também afeta positivamente a probabilidade de buscar serviços médicos na semana de referência da pesquisa;
- O grau de instrução afeta positivamente a probabilidade de consumir serviços médicos: conforme o modelo probit com efeitos marginais, cada ano de estudo adicional aumenta em 1,3 p.p. a probabilidade de o indivíduo procurar serviços médicos. Quanto mais instruído o indivíduo, maior a sua consciência da necessidade de exercer a saúde preventiva;
- A probabilidade de procura de serviços de saúde mostrou-se positivamente correlacionada com a idade, como era esperado, já que a incidência de problemas de saúde cresce com a idade. Exceção é feita para o modelo de probabilidade linear, cujo coeficiente para a idade mostrou-se não significativo.

A procura por serviços médicos tende a ser mais sensível conforme a idade aumenta. A tabela 3 apresenta os resultados da mesma situação para indivíduos acima de cinquenta anos, naturalmente mais propensos ao uso de serviços médicos. Agora, diferentemente da amostra global, a *dummy* que identifica o efeito do tratamento (2003*Plano Privado) mostrou-se negativamente significativa, isto é, indicando que a aprovação da lei resultou em uma diminuição do uso de serviços médicos pelos

portadores de planos privados. Embora isso seja um indicativo de que possa ter havido diminuição dos efeitos de risco moral, a razão para que apenas este grupo tenha tido seu comportamento alterado pela lei deve ser objeto de estudos mais aprofundados.

Tabela 6: Estimativas dos modelos DD - Indivíduos acima de 50 anos⁸

Variável Dependente: Uso serviços Médicos	MPL	PROBIT (1)	PROBIT (2)	LOGIT
<i>Variáveis independentes</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>	<i>dF/dx (P valor)</i>	<i>Coefic. (P valor)</i>
Plano Privado	0,289297 (0,000)	0,289297 (0,000)	0,069952 (0,000)	0,520638 (0,000)
1998	-0,100377 (0,000)	-0,100377 (0,000)	-0,022323 (0,000)	-0,191682 (0,000)
2003*Plano privado	-0,107035 (0,005)	-0,107035 (0,005)	-0,023017 (0,005)	-0,205275 (0,003)
Anos de Estudo	0,060099 (0,000)	0,060088 (0,000)	0,013469 (0,000)	0,107419 (0,000)
Renda familiar per capita	0,068655 (0,000)	0,068656 (0,000)	0,015388 (0,000)	0,131402 (0,000)
Idade	0,064492 (0,215)	0,064492 (0,215)	0,014455 (0,215)	0,094871 (0,306)
Sexo Masculino	-0,260109 (0,000)	-0,260106 (0,000)	-0,06018 (0,000)	-0,460842 (0,000)
Não exerceu atividades usuais por problema de saúde semana referência	1,22993 (0,000)	1,229927 (0,000)	0,401609 (0,000)	2,08535 (0,000)
Problema coluna/costas	0,100010 (0,000)	0,100097 (0,000)	0,022834 (0,000)	0,178345 (0,000)
Artrite-reumatismo	0,029871 (0,190)	0,029872 (0,190)	0,006763 (0,190)	0,054233 (0,189)
Câncer	0,446239 (0,000)	0,446238 (0,000)	0,123283 (0,000)	0,780142 (0,000)
Diabetes	0,191496 (0,000)	0,191496 (0,000)	0,046745 (0,000)	0,329714 (0,000)
Bronquite-Asma	0,127441 (0,001)	0,127441 (0,001)	0,030355 (0,001)	0,223208 (0,001)
Hipertensão	0,18095 (0,000)	0,180953 (0,000)	0,041974 (0,000)	0,320055 (0,000)
Problema Coração	0,165775 (0,000)	0,165775 (0,000)	0,039837 (0,000)	0,286940 (0,000)
Problema Renal	0,040395 (0,375)	0,035871 (0,375)	0,008182 (0,375)	0,060485 (0,405)
Depressão	0,156124 (0,000)	0,156123 (0,000)	0,037482 (0,000)	0,263045 (0,000)
Tuberculose	0,090267 (0,585)	0,090267 (0,585)	0,021212 (0,585)	0,135997 (0,648)
Tendinite	0,185090 (0,000)	0,185090 (0,000)	0,045226 (0,000)	0,305980 (0,000)
Cirrose	0,084766 (0,563)	0,084766 (0,563)	0,019862 (0,563)	0,164186 (0,537)
Reside em Região Urbana	0,008294 (0,785)	0,008294 (0,785)	0,001853 (0,785)	0,014735 (0,794)
Estado Saúde Muito Bom	-0,068820 (0,000)	-0,353863 (0,000)	-0,053290 (0,000)	-0,636527 (0,000)
Estado de Saúde Bom	-0,250971 (0,004)	-0,250971 (0,004)	0,003954 (0,838)	-0,441920 (0,004)
Estado de Saúde Regular	0,017587 (0,838)	0,017586 (0,835)	0,007070 (0,476)	0,041226 (0,784)
Estado de Saúde Ruim	0,118793 (0,192)	0,118793 (0,192)	0,028174 (0,192)	0,212427 (0,184)
Constante	-1,333476 (0,078)	-1,333176 (0,078)	-	-2,25491 (0,094)
número de observações	37453	37438	37438	37438
R2 ou pseudo R2	0.1752	0.1623	0.1623	0.1608
Teste Significância Conjunta	F(90, 37362) = 62,23	Wald $\chi^2(87) = 23552,47$	Wald $\chi^2(87) = 23552,47$	Wald $\chi^2(90) = 21682,31$
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

6. Conclusões

Uma das preocupações fundamentais da literatura sobre consumo de serviços médicos é a busca de evidências de que indivíduos cobertos por seguros de saúde

⁸ Foram incluídos controles por ramo de atividade, ocupação, posição na ocupação, Estado, raça/cor.

apresentem uma tendência maior à procura de tais serviços, como reflexo de um comportamento de risco moral. Neste contexto, a regulação econômica tem um papel fundamental, na medida em que busca corrigir as ineficiências resultantes deste tipo de comportamento.

Em 1998, o Brasil aprovou a Lei nº 9656, que originou um novo marco regulatório para o mercado privado de seguro de saúde. Em termos gerais, esta lei estabeleceu regras contratuais mais rigorosas sobre as seguradoras, com vistas a aumentar a proteção dos usuários. Desta forma, esta nova lei traz a oportunidade de se explorar um experimento natural com vistas a buscar evidências de relações de risco moral semelhantes no mercado de seguro saúde brasileiro.

Utilizou-se o estimador de diferenças-em-diferenças, que consiste em avaliar o impacto de um experimento natural sobre um grupo de indivíduos comparando-os com outro grupo não afetado pelo evento, para a análise do fenômeno. No que se refere aos microdados utilizados, infelizmente, o suplemento de saúde foi inserido apenas nas PNADs de 1998 e 2003, o que limita o grau de abrangência deste estudo. Os resultados dos modelos estimados sugerem, conforme os coeficientes associados às *dummies* de ano, que houve um aumento geral do consumo de serviços médicos pela população no ano de 2003 em relação ao ano de 1998. As causas de tal aumento precisam ser investigadas mais profundamente. Entretanto, não há evidências de que a lei tenha afetado positivamente o consumo de serviços médicos por portadores de planos privados de saúde, visto que a *dummy* construída para captar o efeito do tratamento (nova legislação) sobre os portadores de plano privado de saúde mostrou-se não significativa para todos os três modelos. Isso não é evidência, necessariamente, de que a nova lei não tenha produzido incentivos adversos para o consumo de serviços médicos (nos moldes da relação entre seguro saúde e risco moral documentada na literatura), mas apenas de que a aplicabilidade da nova lei revelou-se frágil, facilmente contornável pelos agentes privados.

Quando apenas os indivíduos acima de cinquenta anos são mantidos na amostra, os resultados são curiosos, pois indicam que o consumo de serviços médicos deste grupo foi afetado negativamente pela nova legislação de seguro de saúde. As razões para este fenômeno merecem um estudo mais cuidadoso.

O propósito deste artigo foi oferecer uma primeira análise dos efeitos do novo marco regulatório no mercado de seguro privado de saúde no Brasil. Neste sentido, o trabalho ainda é incipiente e várias extensões são possíveis. Em particular, as razões pelas quais a busca global por serviços de saúde aumentou no período em questão, mesmo controlando-se para diversas características individuais ainda não estão claras. Além disso, uma possível extensão desta abordagem é a sua combinação com modelos de seleção para a demanda de seguro de saúde, com vistas a controlar para possíveis características não observáveis dos indivíduos segurados.

Referências

- Andrade, M.V.; Maia, A.C. 2006. Demanda por planos de saúde no Brasil. XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, Salvador, 2006.
- Athey, S.; Imbens, G.W. 2006. Identification and Inference in nonlinear difference-in-differences model. *Econometrica* 74 (2), pp. 431-497.
- Baumgardner, J.R. 1991. The interaction between forms of insurance contract and types of technical change in medical care. *RAND Journal of Economics* 22, pp. 36-53.
- Cameron, A.C.; Trivedi, P.K.; Milne, F.; Piggott, J. 1988. A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. *Review of Economic Studies*, vol. 55, (1) , pp. 85-106.
- Cockx, B.; Brasseur, C. 2003. The Demand for Physician Services. Evidence from a Natural Experiment. *Journal of Health Economics* 22, pp. 891-913.
- Deb, P.; Trivedi, P.K. 2002. The structure of demand for health care: latent class versus two-part models. *Journal of Health Economics* 21, pp. 601-625.
- Ehrlich, I.; Becker, G. 1972. Market insurance, self-insurance and self-protection. *Journal of Political Economy* 80: 623-648.
- Ellis, R.P.; McGuire, T.G. 1993. Supply-Side and Demand-Side Cost Sharing in Health Care. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7 (4), (Fall, 1993), 135-151.
- Grabowski, D.C.; Gruber, J. 2007. Moral Hazard in Nursing home use. *Journal of Health Economics* 26 (4), pp. 560-577.
- Ma, C.A.; McGuire, T. 1997. Optimal Health Insurance and Provider Payment. *American Economic Review*, vol. 87 (4), 685-704.
- Ma, C.A.; Riordan, M.H. 2001. Health Insurance, Moral Hazard, and Managed Care. *Working paper*, Boston University.
- Manning, W.G.; Newhouse, J.P.; Duan, N.; Keeler, E.B. ; Leibowitz, A. 1987. Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. *American Economic Review*, Vol. 77 (3), pp. 251-277.
- Meyer, B.D. 1995. "Natural and Quasi-experiments in Economics". *Journal of Business and Economic Statistics* vol. 13, pp. 151-161.
- Meyer, B.D.; Viscusi, W.K.; Durbin, D.L. 1995. "Workers' compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment". *American Economic Review* 85 (3), 323-340.
- Pauly, M.V. 1968. The Economics of Moral Hazard: Comment. *American Economic Review* Vol. 58, (3) pp. 531-537.
- Santos Silva, J.M.C.; Windmeijer, F. 2001. Two-part multiple spell models for health care demand. *Journal of Econometrics* 104 (2001) 67-89.
- Slaughter, M.J. 2001. "Trade liberalization and per capita income convergence: a difference-in-differences analysis". *Journal of International Economics* 55 (2001) 203-228.

- Van der Voorde, C.; Doorslaer, E.V.; Schokkaert, E. 2001. Effects of cost sharing on physician utilization under favourable conditions for supplier-induced. *Health Economics* 10, pp. 457-471.
- Wooldridge, J.M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge.
- Zweifel P.; Manning WG. 2000. Moral hazard and consumer incentives in health care. In *Handbook of Health Economics*, vol. 1A, Culyer AJ, Newhouse JP (eds). North-Holland Elsevier: Amsterdam, 2000; 409–459.