

Tabi Thuler Santos

Evidências de indução de demanda por parto cesáreo no Brasil

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2011

Tabi Thuler Santos

Evidências de indução de demanda por parto cesáreo no Brasil

Dissertação apresentada ao curso de mestrado em economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof^ª. Mônica Viegas Andrade

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2011

Folha de Aprovação

À minha mãe

AGRADECIMENTOS

Tenho muitos agradecimentos a fazer para todas as pessoas que foram importantes na conclusão deste mestrado. Minha mãe e minha irmã – família abençoada me dada por Deus – me apoiaram desde o início na busca pela instituição ideal, na grande jornada de estudo para entrar em um bom centro, e na minha mudança e estadia em outro estado. A elas devo muito.

O mestrado me possibilitou o crescimento profissional e pessoal. Ele me abriu as portas do mundo, me atirando a uma nova realidade antes ainda nebulosa. Ele me fez plena, preenchendo vazios que nem eu mesma sabia que existia.

Dentre tantas grandes conquistas, uma pessoa se destacou. Um grande homem chegou de mansinho (com toda a sua *mineirice*) conquistando aos poucos seu merecido lugar. Hoje, já não há dúvidas de que Arthur fixou suas raízes frutíferas em minha vida, pela qual vamos crescendo juntos.

Não posso deixar de agradecer a todos os colegas e amigos que tornaram a minha estadia em BH mais alegre e mais suave. Agradeço aos colegas de turma Dani, Thi, Barbudinho, Fabrício, Eltinho, Jorge e João; aos colegas de gabinete Arthur e Thi (novamente), Bê, Renato e Jaiminho; e a Carol que, além das contas do apartamento, dividiu comigo momentos difíceis e alegres. Outras pessoas importantes, não enquadradas nas categorias anteriores, também merecem destaque: Limão, Admir, Si, Diego e Sandrinha.

Sem os professores que participaram da minha formação eu também não teria chegado até aqui. Agradeço aos professores da graduação na UFF, em especial a Rosane; aos professores no estudo para a prova da ANPEC Andrei, Paulo, Rodrigo, Rolando, Otávio, Marcos André e Ricardo. E, claro, aos diretamente envolvidos na minha formação como mestre, os professores do CEDEPLAR.

Sem o apoio da SABESPREV com o banco de dados este trabalho talvez não fosse possível. Meus agradecimentos vão especialmente aos membros da diretoria José Sylvio Xavier e Iolanda Ramos.

Agradecimento especial à minha orientadora Mônica, com todo o seu brilhantismo e dedicação; e à Ana Carolina Maia, sem a qual o pesado trabalho da montagem da base de dados teria sido ainda maior!

E que venha o futuro.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	10
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	14
2.1	Indução de demanda por parto cesáreo.....	21
2.1.1	O caso brasileiro.....	25
3	ARCABOUÇO TEÓRICO.....	28
4	EXERCÍCIO EMPÍRICO.....	32
4.1	Base de dados.....	32
4.2	Método de estimação.....	34
4.3	Análise descritiva.....	39
4.3.1	Perfil das parturientes.....	41
4.3.2	Provedores.....	45
4.3.3	Análise de correlação.....	49
5	RESULTADOS.....	52
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	59
	REFERÊNCIAS.....	61
	ANEXOS.....	65

RESUMO

Neste trabalho é investigada a presença de indução de demanda pela oferta para o parto cesáreo perante o parto normal, sendo utilizada base de dados da SABESPREV para os anos de 2004 a 2009. Para avaliar os incentivos dos provedores (médico / hospital) a realizarem indução de demanda de parto cesáreo é utilizado o arcabouço teórico proposto por Gruber *et al* (1999). Considerando que o médico obstetra recebe maior remuneração na realização de parto cesáreo, um dos resultados deste modelo é que a quantidade de demanda induzida cresce com o aumento do diferencial de remuneração entre os partos cesáreo e normal. Partindo deste resultado, o trabalho avalia através de um modelo empírico de regressão logística o impacto do diferencial de remuneração dos provedores sobre a probabilidade de o parto ser cesáreo. Como não existem informações de contrato de remuneração dos médicos analisados, a estratégia utilizada é a construção de uma proxy para o diferencial de remuneração. A proxy utilizada é a razão de valor dos partos do hospital onde o parto aconteceu (despesas médias da SABESPREV com cesarianas realizadas por esse provedor sobre as despesas da SABESPREV com partos normais para esse mesmo provedor), tendo como pressuposto a hipótese básica de que o diferencial de remuneração do médico segue o diferencial de remuneração do hospital. Como resultado do exercício empírico é encontrado que o diferencial de remuneração altera a razão de chance de a parturiente realizar cesariana perante o parto normal, conforme previsto pelo modelo teórico. Os resultados apresentados corroboram os estudos existentes para o caso brasileiro, que já haviam concluído que fatores não-clínicos têm papel mais importante que os clínicos na determinação da utilização de cesariana no Brasil.

Palavras-chave: setor de saúde suplementar, risco moral, indução de demanda pela oferta, parto cesáreo/cesariana, plano de saúde.

ABSTRACT

This master dissertation evaluates the importance of financial incentives for the supplier decision related to cesarean delivery in substitution to normal childbirth. The work is based on the theoretical framework proposed by Gruber *et al* (1999). The estimation procedure is a logistic regression for the probability of receiving cesarean delivery. The interest variable is the reimbursement differential rate between cesarean delivery and normal childbirth. Variables related to clinical factors are also included in order to control for high-risky pregnancies. The work takes advantage of using an administrative database related to a private health insurance supplied by SABESP at São Paulo state. Its database presents all health services received by each individual during the period of 2004 till 2009. Besides that all individuals share the same network of providers. Main results show that non-clinical factors, including financial incentives, are more important in determining the use of cesarean delivery in Brazil.

Keywords: private hospitals, moral hazard, supplier induced demand, cesarean delivery, caesarean section, health insurance.

1 INTRODUÇÃO

A evidência empírica revela forte expansão dos gastos com saúde na maioria dos países, principalmente a partir de 1970. Além de motivar o estudo dos determinantes dos gastos, essa trajetória ascendente estimula também o entendimento de como os gastos reagem a mecanismos de incentivos, que são propostos para racionalizar o uso de bens e serviços de saúde. (ANDRADE e LISBOA, 2002; PARAISO, 2005)

Um tipo de problema que pode contribuir para a elevação ineficiente dos gastos com saúde é a presença de risco moral no comportamento de consumidores e provedores. Em relação aos consumidores, se o seguro de saúde possui ampla cobertura de serviços pré-estabelecidos no contrato, não tendo o consumidor variação em seu custo (custo marginal igual à zero) ao consumir mais unidades destes serviços, é possível que o nível de consumo seja maior do que na ausência de seguro. Assim, o risco moral é decorrência dos incentivos gerados pela presença de seguro, onde o consumidor sobreutiliza serviços de saúde (em relação à situação de ausência de cobertura). Mecanismos de divisão de custos entre a seguradora e o paciente – como cosseguros ou copagamentos – são apontados pela literatura como soluções para este problema. Ao dividir os custos dos serviços consumidos com a seguradora, o consumidor passa a ter responsabilidade pelo financiamento no ato da realização do serviço não incorrendo, portanto, em sobreutilização. (ARROW, 1963)

Assim como no caso dos consumidores, as ações dos médicos ou provedores não estão sobre o controle das seguradoras. O provedor também pode atuar como um agente propulsor do aumento de gastos com saúde. Neste caso, o risco moral se caracteriza como a indução de demanda pelo provedor. (LÉONARD *et al*, 2009)

A indução de demanda é uma conjunção de problemas de agência e assimetria informacional. Quando um paciente procura o serviço de saúde, ele busca diagnóstico médico sobre sua situação e indicações de tratamento, justamente

porque não possui conhecimento ou informação suficiente para fazer isso sozinho. Dessa forma, o paciente precisa confiar no médico para a escolha de quais serviços de saúde demandar (GRYTEN e SORENSEN, 2001). Caso os interesses de provedores e pacientes não estejam completamente alinhados, a decisão de escolha do médico pode ser diferente da decisão que seria tomada pelo paciente, pois o médico não incorpora as restrições do paciente. Assim, o problema de agência se configura na determinação da demanda, pois o paciente poderia fazer uma escolha de consumo diferente da feita pelo médico caso ele detivesse informação para tal (LIU, YANG e HSIEH, 2009 e CUTLER e ZECKHAUSER, 2000).

Zweifel e Breyer (1997) demonstraram teoricamente a importância dos incentivos financeiros na determinação da oferta de serviços de saúde ao compararem dois sistemas de remuneração médica distintos: o regime de salário e o *fee-for-service*. O sistema *fee-for-service* se caracteriza pela remuneração do médico por cada serviço realizado por ele. Segundo os autores, para médicos sob o sistema de regime salarial a oferta de serviços de saúde não é sensível a variações no preço dos serviços. Para os médicos remunerados pelo *fee-for-service*, como a remuneração total recebida (renda) depende da quantidade de horas de trabalho e do número de pacientes atendidos, através da indução de demanda os médicos podem gerar impacto positivo sobre a demanda efetiva por serviços de saúde e consequentemente obterem aumentos de renda.

Nesta mesma linha, Grytten e Sorensen (2001) mostram a importância dos incentivos financeiros na determinação da demanda induzida. Segundo os autores, médicos inseridos em um sistema de remuneração por item ou serviço ofertado estão sob uma estrutura de competição mais acirrada por pacientes, abrindo precedentes para a exploração da vantagem informacional por parte dos médicos e resultando na demanda induzida de serviços aos pacientes. Analogamente, se a remuneração recebida pelo médico não depende do nível de serviço ofertado não há incentivos à indução, pois mesmo que este nível diminua devido ao aumento da competição entre os médicos, sua renda não se alterará.

Diferentemente do problema de risco moral no comportamento do consumidor, a indução de demanda é um ponto ainda não completamente resolvido pela teoria.

Uma dentre as tentativas de sanar o problema da indução de demanda pela oferta é o sistema de capitação (remuneração *per capita* do médico) implementado nos Estados Unidos através do Cuidado Gerenciado ou *Managed Care*. A dificuldade de monitoramento do tipo e quantidade de cuidado a ser provido atua como principal motivação para que ocorra a união das funções de seguradora e provedor na intenção de alinhar os incentivos. Para isso, neste sistema o médico recebe em função da carteira de pacientes que atende e não do número de procedimentos realizados. Além do pagamento *per capita*, o médico tem parte da remuneração realizada através de bônus em função da utilização dos serviços e dos resultados da carteira. O sistema de capitação é mais utilizado no pagamento a médicos generalistas (GP) que realizam o cuidado primário. Mesmo sendo uma tentativa bem sucedida na redução de demanda induzida, o sistema não é simples de ser generalizado para outros tipos de cuidado. Apresenta problemas como, por exemplo, altos custos de administração devido à necessidade de um sistema informacional sofisticado para gerenciamento do risco e escala de produção. (CUTLER e ZECKHAUSER, 2000)

Um caso específico da demanda induzida pela oferta é a indução no tipo de parto. A proporção de cesarianas no total de partos, que era de apenas 5% nos países desenvolvidos no início da década de 1970, passou para mais de 50% em algumas regiões no mundo na década de 90 (VILLAR *et al*, 2006). Cresce a cada ano a realização desnecessária de cesarianas em situações em que o parto normal poderia ser aplicado sem prejuízo para a mãe e o bebê. Uma estimativa do percentual de cesarianas desnecessárias no Brasil foi feita no trabalho de LEAL *et al* (2009), onde 91,8% das cesarianas¹ foi considerado inadequado por especialistas.

A alta taxa de parto cesáreo é uma tendência mundial e um grave problema que se configura, pois traz perdas para a saúde tanto da mãe quanto do bebê e aumenta ainda mais os gastos com saúde dos países – cesarianas são mais caras, em geral (PÁDUA *et al*, 2010).

¹ Dentre as cesarianas para as quais foi possível avaliar; em cerca de 10,2% havia falta de informações no prontuário.

O objetivo principal deste trabalho é estudar a indução de demanda pelo provedor para tipo de parto. Existem poucos trabalhos com essa temática, talvez uma consequência da dificuldade de encontrar dados para o estudo. Neste trabalho foi utilizado o banco de microdados inédito do Sistema de Seguridade de Saúde da Cia. de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (SABESP) – SABESPREV, referentes aos anos de 2004 a 2009. Além de permitir o acesso aos dados desagregados, essa base propicia maior confiabilidade à inferência por isolar possíveis efeitos cruzados ao manter constantes características importantes como rede de provedores credenciados e nível de acesso aos serviços de saúde oferecidos.

Este é um estudo pioneiro para o Brasil. Através de um modelo logit foi possível constatar indícios de indução de demanda pelo provedor para cesariana. Os principais resultados mostram que as variáveis utilizadas como *proxy* para risco do parto – as quais deveriam ser determinantes da escolha de cesariana – não se mostram significativas no exercício empírico, em oposição aos atributos socioeconômicos da parturiente e de remuneração do provedor.

Este trabalho está dividido em seis capítulos. Após a introdução, o capítulo de revisão da literatura apresenta as principais publicações relativas ao tema, trazendo aspectos teóricos da indução de demanda e análises empíricas. O capítulo três explica em detalhes o modelo teórico utilizado no trabalho, enquanto o capítulo quatro permeia o exercício empírico com a descrição da base de dados e a apresentação do modelo empírico. Os resultados são expostos e discutidos no capítulo cinco. O capítulo seis fecha o trabalho com as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O mercado de serviços de saúde se diferencia em muitos aspectos dos demais mercados, sendo uma das principais diferenças o ambiente de incerteza. A incerteza pode estar associada a problemas de saúde dos indivíduos, o que torna a demanda por serviços médicos irregular e imprevisível ao longo do ciclo de vida, ou à eficácia do tratamento aplicado ao paciente. Em ambos os casos, o grau de incerteza é diferente entre provedores e pacientes, tendo o médico maior conhecimento acerca do diagnóstico e das conseqüências e possibilidades dos tratamentos. (ARROW, 1963)

O médico toma decisões em pelo menos dois processos seqüenciais em sua relação com o paciente: decisões relacionadas à definição de diagnóstico, onde tem grande influência sobre o tipo e a qualidade do tratamento; e decisões relacionadas ao processo de indicação de tratamento, tomadas a partir da realização do diagnóstico. Como o médico possui maior conhecimento sobre diagnóstico e tratamento há, portanto, assimetria informacional entre médico e paciente. A presença de informação assimétrica nestes processos faz com que o consumidor de serviços de saúde perca soberania sobre suas decisões de consumo, ou seja, ele não toma decisões livremente sobre os serviços ou produtos a serem consumidos. Assim, por ter menos informação, os consumidores (pacientes) devem ter uma relação de confiança no tratamento indicado pelo provedor (médico). (GRYTTE e SORENSEN, 2001)

A presença de assimetria informacional na relação paciente-provedor é o que motiva a indução de demanda pela oferta, na qual o provedor pode induzir o consumo de serviços de saúde. Por ter maior conhecimento, o médico tem o poder de influenciar as decisões de consumo nos processos de realização do diagnóstico e do tratamento ofertado ao paciente. O tratamento pode ser influenciado tanto na quantidade de serviços como também no tipo de procedimento incluindo a utilização de procedimentos com maior grau de incorporação tecnológica (GRYTTE e SORENSEN, 2001).

Cutler e Zeckhauser (2000) definem a demanda induzida pela oferta para o caso da saúde como um problema de principal-agente onde o médico (agente) manipula o paciente (principal) para que ele receba mais serviços de saúde do que o necessário. Os incentivos dos provedores para a maior utilização de serviços de saúde podem ser diversos. O provedor pode ter como objetivo, por exemplo, a elevação de seus rendimentos diretos ou indiretos (onde se configuram relações econômicas inclusive com outros prestadores), a redução da incerteza do diagnóstico ou a diminuição do risco de processos judiciais. Desta indução de demanda realizada pelos provedores resulta a sobreutilização de serviços de saúde pelos consumidores, o que aumenta os custos das seguradoras e conseqüentemente a preocupação com a redução destes custos.

Diversos mecanismos têm sido utilizados para minimizar o problema de indução de demanda, como introdução de protocolos de tratamento, monitoramento dos provedores e sistemas de remuneração combinados com mecanismos de penalização e incentivos à provisão dos cuidados médicos essenciais para cada diagnóstico. Esses mecanismos, entretanto, não se mostraram totalmente eficientes. A indução de demanda, assim como o risco moral, gera consumo de serviços de saúde desnecessários, ambos resultando em perda de bem-estar social. (CUTLER e ZECKHAUSER, 2000)

A maior parte dos trabalhos sobre indução de demanda analisa como os incentivos financeiros e como os diferentes sistemas de reembolso atuam no sentido de influenciar o tipo ou a quantidade de cuidado prestado.

Uma situação relevante do cuidado para o qual já foram encontradas evidências de indução de demanda é a prescrição de medicamentos. A prescrição de medicamentos desnecessária é freqüente, sendo o setor de medicamentos um dos setores do cuidado em que mais ocorre a indução de demanda (LIU, YANG e HSIEH, 2009).

Os autores Liu, Yang e Hsieh (2009) testam em seu trabalho a hipótese de que os médicos atuam com incentivos financeiros de lucro influenciando a decisão de prescrição de um medicamento de marca no lugar de um medicamento genérico. Os resultados encontrados confirmam a hipótese, atestando indícios da indução

de demanda por tipo de medicamentos. A base de dados estudada é composta por pacientes diabéticos selecionados aleatoriamente do registro de beneficiários do *National Health Insurance* (NHI) de Taiwan de 2000.

Especificamente em relação às diferentes formas de remuneração, Devlin e Sarma (2008) analisam como o sistema *fee-for-service* afeta o número de visitas médicas semanais ofertadas pelos médicos de família generalistas canadenses. Para isso, o trabalho se baseia nos dados do *Canadian National Physician Survey* do ano de 2004, e faz uma hipótese de que o médico pode fazer quatro escolhas de remuneração, sempre referentes ao sistema *fee-for-service*: a primeira, frente a qualquer outro tipo de remuneração (salário, captação, pagamento por hora, prêmios e incentivos, contratos de serviço e outros); a segunda, frente a ter uma remuneração em que mais de 90% de sua renda profissional é uma combinação de mais de um sistema de remuneração; a terceira, frente a ter uma remuneração em que mais de 90% de sua renda profissional é uma combinação de mais de um sistema de remuneração, sendo que nenhuma delas pode ser o *fee-for-service*; e a quarta, que pelo menos 90% da remuneração do médico seja provida por salário. Como são os próprios médicos que escolhem as suas formas de remuneração, o estudo estima o efeito de seleção para isolá-lo do efeito do incentivo financeiro. Os médicos que escolhem formas de remuneração alternativas ao *fee-for-service* aparentam ter características que resultariam em menos visitas por semana, *ceteris paribus*, independente do sistema de remuneração escolhido. Os resultados encontrados mostram que formas alternativas de remuneração geram incentivos financeiros, onde o *fee-for-service* aparenta encorajar fortemente os médicos a visitar mais os pacientes relativamente a formas alternativas de remuneração.

Na mesma linha, Nassiri e Rochaix (2006) analisam se médicos de cuidado primário reagem estrategicamente a incentivos financeiros. São utilizados dados com informação mensal sobre os procedimentos mais freqüentemente prescritos por cada um dos médicos de um painel definido para a área metropolitana de Montreal entre 1977 e 1983. O artigo conclui que médicos de cuidado primário são sensíveis às considerações financeiras e escolhem tanto um número maior

de prescrições como serviços mais intensivos em tecnologia, os quais, em geral, têm remuneração mais elevada.

Uma abordagem na estimativa de indução de demanda muito utilizada é a temática da densidade demográfica. Esta forma de constatar empiricamente a existência de indução de demanda tenta encontrar uma relação positiva entre o aumento da densidade médica e o aumento do gasto com serviços de saúde *per capita*. Porém, não há consenso na literatura de que essa relação positiva entre densidade médica e oferta de serviços é evidência de indução de demanda. Essa abordagem é criticada por não conseguir diferenciar o efeito de indução do efeito de disponibilidade. (GRYTEN, CARLSEN e SKAU, 2001)

O efeito de disponibilidade está relacionado ao fato de que o aumento da densidade médica pode aumentar a utilização de serviços de saúde *per capita* pelo simples fato do aumento da disponibilidade desses serviços (esperas menores, melhoria da qualidade, menores custos de deslocamento, maior possibilidade de escolha); assim, o aumento do gasto *per capita* com serviços de saúde seria, na verdade, um reflexo das preferências dos consumidores e da redução de racionamento da oferta pré-existente na localidade estudada. (GRYTEN, CARLSEN e SKAU, 2001)

De 2006, o artigo de Xirasagar e Lin tem como objetivo testar a indução de demanda pela oferta enfatizando os efeitos da competição entre as especialidades na determinação da indução de demanda. A indução de demanda, nesse caso, ocorre para compensar os médicos pela redução da remuneração ocorrida devido à maior concorrência. Para captar a indução de demanda pelo provedor são examinados os ganhos de médicos que possuíam consultórios em Taiwan no ano de 2002, com dados do *National Health Insurance*, do Departamento de Saúde e da Associação Médica de Taiwan. São testadas duas hipóteses. Primeiro, se o aumento na densidade médica total (considerando todas as especialidades) é positivamente associado com ganhos relativos à indução de demanda. Isso aconteceria por meio de cruzamento de referência entre diferentes especialidades médicas. Segundo, se para uma dada especialidade, aumentos na densidade médica são negativamente associados com ganhos relativos à competição por pacientes. Os resultados confirmam as hipóteses, pois mostram

que o aumento da densidade total de médicos é positivamente associado aos ganhos e os ganhos do médico são inversamente relacionados à competição em sua especialidade. Ainda, a competição para a especialidade se mostra significativa para a maioria das especialidades.

Um dos objetivos do artigo de 2004 de Iversen é distinguir entre o efeito de melhor acesso e o efeito da escassez de pacientes ao estudar se a provisão de serviços por médicos é intensificada para melhoria da renda quando o GP enfrenta escassez de pacientes. São utilizados dados da experiência de captação norueguesa para GPs no período de 1993 a 1996 e dados da renda anual obtida do sistema *fee-for-service*. Mesmo após o período de experiência foi possível coletar dados para os cinco anos seguintes (1994 a 1998). Como resultado, GPs com escassez de pacientes apresentam renda por paciente mais alta do que médicos que não se defrontam com escassez, ou seja: médicos com escassez de pacientes apresentam aumento de serviços providos por paciente. Para os GPs, possuir menos pacientes do que o desejado, considerando o número de pacientes listados, parece aumentar a intensidade de serviços providos por pessoa listada, o que comprova a presença de indução de demanda neste caso. O fato de GPs nessa situação passarem por um aumento de pacientes não tem efeito significativo na intensidade do serviço provido.

Delattre e Dormont, em 2003, investigam a existência de indução de demanda para médicos franceses analisando as mudanças no comportamento médico após um aumento na densidade médica. Os dados são de uma amostra de GPs e médicos especialistas, todos autônomos, não-iniciantes e não próximos à aposentadoria, durante o período de 1988 a 1993. Para isolar o efeito de disponibilidade, são feitos testes de racionamento de demanda no mercado, que apresentam resultados negativos. Tanto para número de consultas quanto para quantidade de cuidados providos, é encontrado que a elasticidade da intensidade do cuidado em relação à densidade médica é positiva. Assim, um aumento na densidade médica leva a um racionamento, ao qual os médicos respondem compensando a queda no número de consultas e visitas com um aumento na intensidade de cuidado por encontro. Isso corroborou a existência de indução de

demanda pela oferta no sistema de saúde francês para cuidado ambulatorial. O comportamento indutor parece ser maior para especialistas do que para GPs.

Para o Brasil, o único estudo encontrado é o artigo de Castro, Travassos e Carvalho (2005). O trabalho analisa a influência da oferta sobre o uso de serviços hospitalares no país. A fonte principal de dados utilizada pelos autores é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1998 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Com a oferta mensurada através do número médio de leitos por habitante e do número de médicos por habitante, são estimados modelos para mensurar probabilidade de internação e reincidência de internação, separados em dois grupos, um de adultos e o outro de crianças. O trabalho encontra evidências de indução de demanda para internação, pois há efeito positivo da oferta de leitos hospitalares em modelos controlados por necessidades de saúde e variáveis individuais, onde quanto maior a oferta de leitos disponíveis, maior a chance de internação do indivíduo. A densidade médica afeta negativamente a probabilidade de internação. Quanto aos modelos para reinternação não é encontrado efeito das variáveis de oferta, sendo a reincidência de internação determinada pelas necessidades de saúde do indivíduo.

Em relação aos mecanismos da indução de demanda, Lien, Ma e McGuire (2004) pesquisam a existência de três mecanismos – racionamento, esforço e persuasão – que influenciam a quantidade de serviços de saúde demandados e, portanto, a indução de demanda pelo provedor. O mecanismo de racionamento é definido como uma quantidade limite de serviços de saúde demandados, estabelecida pelo provedor. Já esforço e persuasão são definidos como o aumento da demanda do paciente, porém enquanto o esforço do médico melhoraria o resultado do tratamento ou a saúde do paciente (o que os autores chamam de aumento produtivo da demanda), a persuasão estaria mais relacionada à indução de demanda, ou seja, um aumento da demanda chamado de improdutivo por não melhorar a saúde do paciente. Os dados são de 1990 a 1995 para pacientes externos tratados por alcoolismo no Sistema de Tratamento de Dependência de Maine (*Maine Addiction Treatment System - MATS*). Evidências empíricas são encontradas para a influência na quantidade de cuidados de saúde utilizados nas

interações provedor-cliente nos casos de racionamento e persuasão, mas não para o caso de esforço.

Embora existam evidências robustas de demanda induzida na literatura, existem alguns trabalhos que não encontram indução de demanda. Em 2001, Grytten, Carlsen e Skau estimam o tamanho do efeito renda (aumento da intensidade de serviços médicos ofertados para compensar a queda na renda após a diminuição dos honorários/rendimentos recebidos pelo médico) e determinam se este tamanho está relacionado à densidade médica. Os dados são de médicos contratados noruegueses da *National Insurance Administration*. O modelo teórico prevê que um aumento marginal na renda não oriunda da prática médica reduz o número de consultas, se as consultas forem racionadas ou induzidas, e o número de itens de tratamento por consulta, se os itens de tratamento forem induzidos. Se nem racionamento nem indução existem, não devem ser observados efeitos da renda não oriunda da prática médica. O modelo, então, implica que a falta de relação entre a renda não oriunda da prática e número de consultas e itens de tratamento pode ser interpretada como uma evidência contra a hipótese de indução se a demanda do paciente por médico contratado é baixa. A estimativa da renda não oriunda da prática médica representa o efeito renda de uma mudança das taxas/honorários recebidos pelos médicos. Os resultados encontrados são que, em locais com alta densidade médica (ausência de racionamento), a renda não oriunda da prática médica não tem efeito sobre o número de consultas por médico ou sobre o número de itens de tratamento por consulta. Assim, os resultados são interpretados como uma evidência contra a hipótese de indução de demanda pelo provedor.

Usando a mesma base de dados juntamente a dados de questionários enviados a uma amostra de médicos contratados e assalariados em 1998, também em 2001 não foi encontrada evidência de indução de demanda pela oferta. O trabalho de Grytten e Sorensen testa a existência da indução de demanda para serviços médicos de cuidado primário na Noruega comparando dois grupos de médicos, um com incentivos financeiros à indução (médicos contratados pelo sistema de pagamento *fee-for-item*) e outro sem incentivos (assalariados). Como resultado, nenhum dos dois grupos avaliados aumentou a oferta de serviços como resposta

a um aumento na densidade médica. Mais uma vez, o resultado encontrado para os médicos contratados é uma evidência contra a hipótese de indução de demanda.

2.1 Indução de demanda por parto cesáreo

Um caso particular de cuidado onde é possível observar indução de demanda pelo provedor são os partos. Nos eventos de parto, a decisão dos médicos pode ser motivada por incentivos financeiros e não financeiros. Do ponto de vista financeiro, os médicos podem preferir realizar cesariana por uma melhor remuneração direta, quando a remuneração pela realização de cesariana é maior do que a de parto normal, ou por remuneração indireta, pois a cesariana permite ao provedor que um maior número de procedimentos seja realizado, já que lhe demanda menos tempo em sua realização. A permanência em longos trabalhos de parto – recorrente na realização de parto normal – faz o médico despende mais tempo no procedimento, aumentando seu custo de oportunidade ao realizar um parto normal. Além dos incentivos financeiros, o parto cesáreo permite que o médico tenha maior controle da situação por possibilitar a programação da maioria dos partos com antecedência. Por fim, os resultados dos procedimentos podem também atuar como incentivos à realização de cesariana, pois os médicos consideram o parto cesáreo (relativamente ao parto normal) como neutro para a saúde da parturiente e mais seguro para o bebê. Por todas estas razões descritas, o médico pode ser ativo na escolha do tipo de parto, induzindo a demanda por cesariana. (HOPKINS, 2000)

Villar *et al* (2006) apontam ainda o avanço tecnológico como um dos fatores que contribui para o aumento da utilização de cesarianas através da melhoria das técnicas cirúrgicas e anestésicas, com conseqüente redução de risco de complicações no pós-operatório.

Outro elemento que pode ser determinante da escolha do tipo de parto é a própria decisão da parturiente. Segundo a literatura, alguns obstetras são mais propensos a aceitar a escolha da parturiente pelo tipo de parto por a considerarem como um direito da mulher. Apesar de a decisão do tipo de procedimento não ser feita

diretamente pelas mulheres, assim como os médicos as parturientes também se sentem beneficiadas com a realização de cesarianas. Entre os benefícios apresentados estão incluídos o medo da dor do parto normal, a preservação da vida sexual e a maior segurança para o bebê. (HOPKINS, 2000; BEHÁGUE, VICTORA e BARROS, 2002)

A esse respeito, LEAL *et al* (2009) apresentam algumas evidências. Os autores utilizam dados de uma pesquisa de campo, realizada em duas unidades hospitalares de saúde suplementar, localizadas na região metropolitana do Rio de Janeiro. Segundo o trabalho, 37,1% das cesarianas são realizadas em decorrência de uma escolha/preferência das parturientes. Este percentual contraria a idéia por vezes defendida pelos obstetras de que é a escolha/preferência das parturientes brasileiras por cesariana que determina as grandes taxas de utilização de parto cesáreo no país.

Em relação aos resultados obtidos com parto cesáreo, o estudo de Villar *et al* (2006) para a América Latina conclui que o aumento da taxa de cesarianas aumenta o índice de morbidade e mortalidade severas maternas, o tratamento pós-parto com antibióticos, a taxa de mortalidade dos bebês e a taxa de bebês internados por mais de sete dias na unidade de cuidado intensivo neonatal. Ao contrário do esperado, não foi encontrada relação positiva entre a taxa de cesarianas e proteção a lacerações da região perineal. Desse modo, as cesarianas não melhoraram o resultado do parto; pelo contrário, aumentaram a taxa de mortalidade do feto. O aumento da taxa de bebês recém-nascidos internados por mais de sete dias na unidade de cuidado intensivo neonatal pode estar relacionado a um aumento da chamada síndrome da angústia respiratória, associada à cesariana eletiva e comum em partos pré-termo, pois bebês que nascem prematuros e não possuem os pulmões totalmente formados sofrem de problemas respiratórios (MUYLDER, 1993 *apud* HOPKINS, 2000). Corroborando a idéia de que a maioria das cesarianas é realizada sem real necessidade, as instituições da amostra que apresentavam maiores proporções de cesariana também apresentavam maiores proporções de gravidezes de baixo risco.

Além das questões já apresentadas, a parturiente que passou por uma cesárea tem nível de risco mais alto em gravidez futura, demandando mais consultas de

pré-natal (MUYLDER, 1993 *apud* HOPKINS, 2000). Além disso, a crença brasileira existente tanto para os médicos quanto para as mulheres de que se a mulher já passou por um parto cesáreo só poderá realizar cesariana futuramente não é verdade (HOPKINS, 2000). Esse acontecimento – quando cesarianas anteriores determinam o tipo de parto atual / futuro como cesariana – é denominado pela literatura de cesariana iterativa. Um estudo feito para o estado de São Paulo em 2002 revelou que 95% das múltiparas² que passaram por cesariana no primeiro parto também o fizeram no segundo (MORAES e GOLDENBERG, 2001 *apud* PÁDUA *et al*, 2010). Algumas vezes a opção por cesariana também está ligada à realização de cirurgia pós-parto de laqueadura / ligação das tubas, principalmente se a parturiente já realizou cesariana em parto anterior (HOPKINS, 2000; PÁDUA *et al*, 2010; LEAL *et al*, 2009).

O aumento de cesarianas desnecessárias não tem implicações negativas apenas na saúde das parturientes e seus bebês, mas também determina aumento de custos para todo o sistema. A realização de cesariana demanda mais material, mais diárias de hospital e maior número de profissionais envolvidos (SHEARER, 1993 *apud* HOPKINS, 2000).

A despeito da presença de incentivos monetários e não monetários que podem ser determinantes da escolha do tipo de parto, existem também elementos clínicos e não clínicos importantes nesse processo de decisão. No trabalho de 2008 de Chen *et al* são apresentadas algumas categorias para os determinantes da utilização de cesariana, classificadas em primeiro nível em fatores clínicos e não-clínicos. Como determinantes clínicos são citados o sofrimento fetal³, a má apresentação do feto⁴, a realização anterior de cesarianas pela parturiente, a distócia⁵ e a idade da parturiente. Os determinantes não-clínicos relacionados à parturiente são, principalmente, escolaridade e renda. Espera-se que mulheres mais velhas realizem mais cesarianas, pois a idade aumentaria o risco do parto por estar associada ao aumento de complicações – como hipertensão – e à

² Mulheres que já passaram por pelo menos um parto anteriormente.

³ O sofrimento fetal ocorre quando o feto foi submetido à privação de oxigênio.

⁴ A má apresentação do feto está relacionada ao seu mau posicionamento no útero ou ao parto obstruído.

⁵ Trabalho de parto anormal ou complicado.

solicitação de laqueadura, procedimento ainda muito correlato à utilização de cesariana no Brasil (PÁDUA *et al*, 2010). É também recorrente na literatura a associação de cesarianas a mulheres mais escolarizadas e mais ricas (LEAL *et al*, 2009).

Já como determinantes relacionados ao obstetra estão estilo de prática, idade, gênero, número de partos por dia, conveniência e até medo de processos. Estilo de prática, idade e número de partos por dia são atributos que ajudam na construção do perfil de trabalho do médico. Quanto ao gênero, é esperado que médicos homens realizem mais cesarianas (MITLER, RIZZO e HORWITZ, 2000). A conveniência e medo de processos judiciais, já mencionados neste trabalho, são fatores não clínicos associados aos incentivos financeiros do médico. Embora exista um conhecimento da importância desses elementos, estas são variáveis de difícil mensuração tendo, portanto, escassa evidência na literatura.

Por fim, cabe ainda mencionar determinantes relacionados a fatores da instituição onde ocorre o parto – como o tamanho e o nível de complexidade do hospital, ambos associados positivamente à utilização de cesarianas – e os determinantes geográficos, como o nível de urbanização local. Porque áreas mais urbanizadas costumam apresentar menor taxa de fertilidade, a menor ocorrência de partos gera incentivos financeiros aos obstetras para induzir o procedimento (tipo de parto) com melhor remuneração, a cesariana. Assim, quanto maior o nível de urbanização, maior a probabilidade de cesarianas (CHEN *et al*, 2008 e TANG, LI e WU, 2006)

Especificamente em relação à demanda induzida por parto cesáreo, Gruber, Kim e Dina (1999) investigam o efeito dos diferenciais de pagamento entre cesarianas e parto normal para o *Medicaid*⁶ no período 1988-1992. São utilizados dados de diagnóstico e recepção do *Healthcare Access and Utilization Project* (HCUP)

⁶ Programa administrado pelos estados dos Estados Unidos da América para pessoas elegíveis de baixa renda, de acordo com cada estado, que paga diretamente aos provedores os serviços de saúde oferecidos a pessoas participantes do programa. Disponível em: <<https://www.cms.gov/MedicaidGenInfo/>>. Acesso em: 25 de maio de 2011.

sobre partos em nove estados americanos⁷. Quanto maior é o diferencial entre os pagamentos de parto normal e cesariana no *Medicaid*, maior é a taxa de cesarianas para aquela área, indicando que os médicos reagem a incentivos financeiros induzindo o procedimento mais caro.

Recentemente em 2009 o trabalho acima de Gruber, Kim e Dina (1999) foi replicado por Grant. Para reestimar o efeito do incentivo financeiro na taxa de cesarianas para *Medicaid* são utilizados os mesmos dados, porém agora com mudanças nos métodos de estimação. Novamente são encontrados efeitos de incentivos financeiros sobre o tipo de parto (indução de demanda), apesar de bem menores do que no artigo original.

Ainda em relação aos incentivos financeiros, Gruber e Owings (1994) analisam a indução no tipo de parto averiguando se os médicos reagem a choques de redução de renda induzindo o parto cesáreo. Os autores se beneficiam de uma mudança exógena na renda ocorrida nos anos 70 nos Estados Unidos: a queda da fecundidade. A estimação utiliza dados da *National Hospital Discharge Survey* (NHDS), uma pesquisa de microdados para hospitais para o período 1970-82. É encontrada forte correlação entre a queda da fecundidade e o aumento da utilização de cesarianas, que aparenta ser simétrica a períodos de aumento de fecundidade.

2.1.1 O caso brasileiro

O que se observa para o Brasil – a exemplo da maioria dos outros países no mundo – é que fatores não-clínicos têm desempenhado papel mais importante que os clínicos na determinação da utilização de cesariana. No país, cesarianas são mais comuns para mulheres mais educadas, mais saudáveis, primíparas⁸, com maior acesso ao pré-natal e com risco gestacional mais baixo. Participação social na família e o comportamento das parturientes na procura de cuidados de

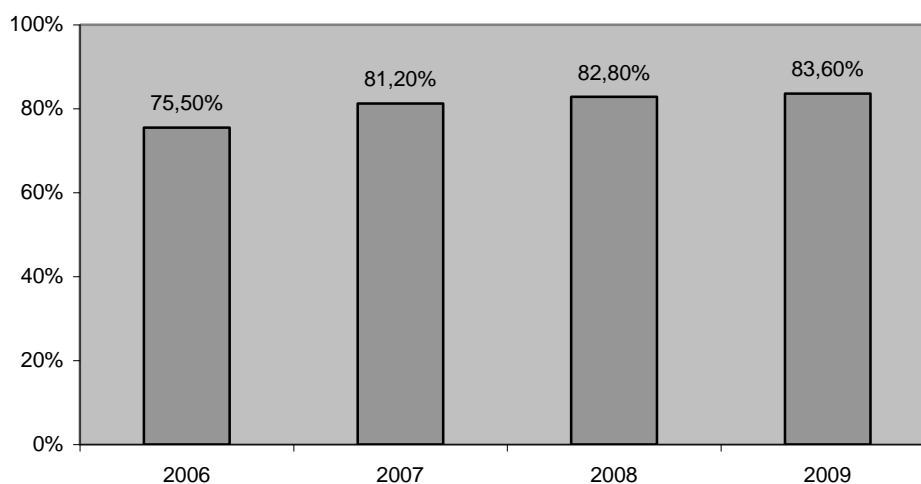
⁷ Também foram utilizadas informações de reembolso de partos em *Medicaid* de várias fontes: *American College of Obstetricians and Gynecologists* (ACOG), para 1988 e 1992; PPRC (1991), para 1989; Holahan (1993), para 1990; e Singh et al. (1993) para 1991.

⁸ Mulheres que estão no seu primeiro parto.

saúde também estariam associados positivamente com a utilização de cesarianas. (BEHÁGUE, VICTORA e BARROS, 2002)

Dados da Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS) do Ministério da Saúde (MS) de junho de 2010⁹ mostram que as cesarianas representam 84% dos partos atendidos no setor de saúde suplementar no Brasil e 35% dos partos do Sistema Único de Saúde (SUS), enquanto a recomendação da Organização Mundial de Saúde (OMS) é de apenas 15% (WHO, 1985 *apud* LEONE, PADMADAS e MATTHEWS, 2008).

GRÁFICO 1 - Evolução anual do percentual de cesarianas realizadas no setor de saúde suplementar no Brasil



Fonte: SIP/ANS – Junho/2010

Como visto, a taxa de cesarianas é mais baixa no SUS do que no setor suplementar. As razões principais para isso podem estar nas diferenças do modo de pagamento aos médicos. No SUS, na maioria das vezes os médicos não recebem por número ou tipo dos partos realizados por eles, diferentemente do que acontece nos hospitais privados, onde os médicos recebem por procedimento e a remuneração é diferenciada por tipo de parto (normal / cesáreo). A pressão

⁹ BRASIL. Agência Nacional de Saúde Suplementar. Parto Normal está no meu plano. 2010. Disponível em: < http://www.ans.gov.br/portal/site/_hotsite_parto_2/dados_estatisticas.asp#1>. Acesso em: 06 de junho de 2011.

para que o trabalho de parto não se estenda por muitas horas também não é um problema recorrente no SUS, dado que os médicos trabalham por plantões e, caso uma equipe médica não consiga terminar um parto, ele é passado para outra equipe médica que assumirá o próximo plantão. Apesar disso, no SUS a taxa de cesarianas ainda é mais do que o dobro da indicada pela OMS, o que pode ser explicado por questões relativas ao treinamento médico e culturais que afetam a indicação de cesarianas pelos médicos. (PATAH e MALIK, 2011)

Para Iversen, as áreas médicas mais suscetíveis à indução de demanda são as que não possuem clara orientação da prática médica correta, pois menor orientação implica em mais oportunidades de incentivos econômicos (IVERSEN, 2004). O MS recomenda que, durante a atenção pré-natal, haja incentivo ao parto normal combinado à tentativa de entendimento do parto como um ato fisiológico, com objetivo de redução da utilização de cesariana quando não é necessária (BRASIL, 2006). A ANS criou em 2008 um movimento chamado de “Parto Normal está no meu plano”, onde incentiva as operadoras a informarem seus beneficiários sobre os riscos da cesariana desnecessária e sobre os benefícios do parto normal. Com as recomendações do MS e da OMS e as políticas implementadas é esperada a sucessiva redução das altas taxas brasileiras de cesárea no futuro, o que ainda não é observado na prática.

3 ARCABOUÇO TEÓRICO

Este capítulo apresenta o arcabouço teórico que fundamenta a decisão individual dos médicos de escolha de procedimento clínico. Para avaliar os incentivos dos provedores a realizarem indução de demanda de parto cesáreo é utilizado o arcabouço teórico proposto por Gruber, Kim e Dina (1999).

Suponha que o bem-estar do médico depende da utilidade obtida pela renda e pela indução de demanda. A demanda induzida por parto cesáreo pelo médico obstetra afeta o seu bem-estar de duas formas: através do incremento na renda e da perda de ética profissional. O primeiro efeito é reflexo do diferencial de remuneração entre o parto cesáreo e o parto normal. Dessa forma, quanto maior a indução de cesarianas, maior a renda do médico. O segundo efeito está relacionado à ética médica, pois a indução é incompatível com a boa conduta profissional e com uma possível obrigação legal de prover serviços de forma racional.

A função de bem-estar do médico é suposta aditiva e separável na renda e na indução de parto cesáreo, conforme descrito na equação (1).

$$W(Y, I) = U(Y) + U(I), \quad (1)$$

onde W é o bem-estar, U a utilidade, Y a renda e I o total de demanda induzida.

Adicionalmente, supõe-se que a utilidade é crescente e côncava na renda (utilidade marginal positiva e decrescente) e negativa e côncava na indução de demanda (utilidade marginal negativa e decrescente). A indução de parto cesáreo melhora o bem-estar do médico através de incremento na renda, mas também gera desutilidade direta, sendo a desutilidade de realizar essa indução cada vez maior quanto maior for o número de partos cesáreos induzidos. Assim, temos:

$$U'(Y) > 0, U''(Y) < 0, U'(I) < 0 \text{ e } U''(I) < 0 \quad (2)$$

Dado B , o total de partos (exógeno) a ser realizado pelo obstetra, a fração de B de cesarianas realizadas é $a(i)$, definida como uma função da indução por parto, i . A partir daí, podemos reescrever a renda total do médico decompondo-a na renda auferida com a realização de partos normais (Y_n) e na renda oriunda da realização de cesarianas (Y_c).

$$\begin{aligned} Y &= B[1-a(i)]Y_n + Ba(i)Y_c = BY_n[1-a(i)] + Ba(i)Y_c \\ &= BY_n + Ba(i)[Y_c - Y_n] \end{aligned} \quad (3)$$

A fração de cesarianas a ser induzida é suposta crescente e linear na indução por parto ($a'(i) > 0$ e $a''(i) = 0$). Caso não haja indução de cesarianas, $a(0)$ é o percentual de cesáreas realizadas estritamente por fatores clínicos (não induzidas). O número de partos cesáreos induzidos, I , é função do número total de partos e da fração de cesarianas induzidas. Supondo que $a(i)$ é linear em i :

$$I = Ba(i) \quad (4)$$

O termo $[Y_c - Y_n]$ presente na equação (3) é o diferencial da remuneração recebido pelo médico pela realização de cesariana e de parto normal, doravante r , suposto estritamente positivo.

$$r = Y_c - Y_n, \quad r > 0 \quad (5)$$

De posse destas informações é possível escrever o problema com o qual o médico se defronta. O médico obstetra objetiva maximizar seu bem-estar, função da renda e da indução de demanda, escolhendo para cada parto se induz ou não a cesariana.

$$\max_i [W(Y, I)] \quad (6)$$

$$\max_i [U(Y) + U(I)] = \max_i \{U[BY_n + Ba(i)r] + U[Ba(i)]\}$$

O processo de escolha do obstetra de indução ou não de cesariana em cada parto, com o objetivo de maximização de seu bem-estar, resulta na condição de primeira ordem explicitada na equação (7).

$$\frac{dW}{di} = U_Y a'(i^*)r + U_I = 0, \quad (7)$$

onde i^* é o nível ótimo de indução por parto. Assim, o médico permuta a desutilidade líquida da indução com a utilidade da renda ao fazer a troca de parto normal por cesariana.

O próximo passo é encontrar a relação entre o nível ótimo de indução, i^* , e o diferencial de remuneração, r . Essa relação auxilia no entendimento de como o médico altera o nível de demanda induzida quando acontecem mudanças em sua remuneração por tipo de parto. Para tanto, o diferencial total da condição de primeira ordem (7) resulta em:

$$\frac{di^*}{dr} = \frac{-U_{YY} a a'(i^*)r - U_Y \frac{a'(i^*)}{B}}{U_{YY} (a'(i^*)r)^2 + U_{II}} \quad (8)$$

A equação (8) mostra como o nível ótimo de indução de demanda se altera quando o diferencial de remuneração dos procedimentos muda. Como a derivada segunda da utilidade tanto em relação à renda quanto ao total de demanda induzida é negativa, o denominador da equação (8) é negativo. Voltando à atenção ao numerador, o primeiro termo é positivo (dado que a derivada segunda da utilidade é multiplicada pelo sinal negativo e as demais variáveis são positivas) e o segundo termo é negativo (a derivada primeira da utilidade em relação à renda é positiva, assim como as demais variáveis, porém todas estão sendo multiplicadas pelo sinal negativo).

Portanto, encontrar o sinal da relação entre o diferencial de pagamento e o nível ótimo de indução por parto depende da magnitude dos dois termos presentes no numerador da equação (8). O primeiro termo pode ser entendido como um efeito substituição, pois à medida que há aumento da remuneração recebida pelo médico, ele substitui lazer por trabalho, realizando mais partos e induzindo mais cesarianas. Assim, quando o efeito substituição predomina, a relação é positiva: um aumento no diferencial de pagamento dos partos aumenta a quantidade de demanda induzida, que por sua vez aumenta a proporção de cesarianas no total de partos. Já o segundo termo capta o efeito renda nesta relação, onde o aumento da renda do obstetra traria o aumento de sua demanda por lazer, ou seja, redução da quantidade de horas trabalhadas. Trabalhando menos, o médico realiza menos partos e, conseqüentemente, menos partos cesáreos induzidos. Portanto, quando este efeito predomina, a relação é negativa: um aumento no diferencial de pagamento reduz a quantidade de demanda induzida, reduzindo a proporção de cesarianas.

4 EXERCÍCIO EMPÍRICO

4.1 Base de dados

A base de dados utilizada neste trabalho é originada dos bancos de informações administrativas do Sistema de Seguridade de Saúde da SABESP¹⁰ – SABESPREV. A SABESPREV possui modelo de autogestão sem fins lucrativos, oferecendo no período considerado sete tipos de planos de saúde¹¹, de abrangência estadual, a seus empregados e dependentes diretos e indiretos. Originalmente as informações são geradas em quatro bancos de dados mensais: cadastro, despesa, receita e internação. Foram utilizados dados relativos aos partos realizados pelas beneficiárias durante o período de outubro de 2004 a dezembro de 2009.

O primeiro passo na construção da base de dados foi identificar os partos realizados pela SABESPREV, objeto de estudo deste trabalho. Isto foi possível através do banco de internações. Nele, estão todas as informações sobre as internações realizadas, como data de entrada e saída do paciente, tipo de internação, código internacional de doença (CID) associada, procedimento principal realizado, nome e localização do hospital e identificação do médico responsável (nome e registro no Conselho Regional de Medicina). Foram identificadas, portanto, as internações que se referiam a partos únicos¹², passando a partir daí os partos a serem identificados pelo código da parturiente no plano e mês e ano de realização do parto, já que as parturientes podem ter realizado mais de um parto pelo plano no período analisado.

O próximo passo foi obter informações cadastrais básicas sobre as parturientes. O banco de cadastro possui as informações dos beneficiários dos planos

¹⁰ Companhia de Água e Esgoto do Estado de São Paulo – SABESP.

¹¹ Descrição dos planos de saúde em tabela em anexo.

¹² Foram retirados da amostra os partos gemelares.

oferecidos, como data de admissão na carteira do plano, tipo de plano, tipo de beneficiário (dependente, titular) e grau de parentesco em relação ao beneficiário titular do plano. Após retirar da amostra os partos para os quais não foram encontradas informações de cadastro da parturiente¹³, as etapas seguintes foram buscar o histórico da parturiente de gastos com procedimentos (inclusive do próprio parto) e de geração de receitas para o plano (pagamentos e mensalidades).

O banco de despesa contém todos os procedimentos de saúde realizados pelos beneficiários da SABESPREV que foram pagos naquele mês de referência. Além de informações detalhadas dos procedimentos, como data, tipo de procedimento, CID e valores pagos, este banco também contém informações sobre o provedor que realizou o serviço, como nome, endereço e especialidade da instituição.

Já o banco de receita, contraponto do de despesa, possui dados da receita mensal obtida com cada um dos beneficiários, ou seja, suas mensalidades. Como se trata de um plano empresarial, há informações sobre a renda dos beneficiários titulares¹⁴ dos planos (salários, adicional sobre tempo de serviço e gratificação por função).

A base de dados foi construída a partir do cruzamento de todos os bancos pelas variáveis de código da beneficiária / parturiente, código do titular do plano da parturiente e mês e ano do parto. O cruzamento destes bancos resultou na base com a parturiente como unidade de análise. Porém, foi necessário reorganizar esta base para a montagem da variável-chave de razão do valor do parto (despesas médias da SABESPREV com cesarianas realizadas por um provedor específico sobre as despesas da SABESPREV com partos normais para o mesmo provedor). A primeira opção era construir a razão com as despesas médias de cada médico, porém não existem informações de contrato de

¹³ O passo-a-passo de exclusão de observações e tamanho da amostra é detalhado em tabela em anexo.

¹⁴ Lembrando que, para os titulares aposentados, a informação de renda é perdida.

remuneração dos médicos¹⁵ na base. Assim, foi necessário utilizar a razão dos hospitais onde os partos aconteceram como uma *proxy* para a razão dos médicos que realizaram os partos, tendo como pressuposto a hipótese básica de que o diferencial de remuneração do médico segue o diferencial de remuneração do hospital. Para a construção da *proxy* a base foi, portanto, organizada por hospital, sendo restrita aos partos dos 20 hospitais¹⁶ que apresentaram maior número de partos realizados pela SABESPREV no período analisado.

4.2 Método de estimação

Para estimar se há indução de parto cesáreo é proposto um exercício empírico que permite analisar se há indução de demanda pelo provedor relacionada ao tipo de parto realizado. Em outras palavras, o objetivo deste trabalho é avaliar em que medida o provedor determina o tipo de parto realizado pela beneficiária da SABESPREV.

A variável dependente neste exercício é uma variável categórica binária, que assume valor um se as parturientes passaram por cesarianas e zero, caso contrário (parto normal). Portanto, o adequado é utilizar um modelo de resposta discreta. O modelo escolhido foi o de regressão logística, por possibilitar uma melhor interpretação dos resultados através do coeficiente de razão de chance (*odds ratio*).

Aplicando-se o caso ao modelo, a variável dependente de tipo de parto assume os seguintes valores:

¹⁵ Foi realizada tentativa de construir a razão de remuneração média dos partos por médico, mesmo utilizando dados de remuneração dos hospitais onde os médicos realizaram os partos. Esta tentativa não foi bem-sucedida principalmente porque muitos médicos não haviam realizado os dois tipos de procedimentos (parto normal e parto cesáreo).

¹⁶ Também foram feitos testes com restrição da amostra para partos dos 10 hospitais que realizaram mais partos no período, caso que não se demonstrou interessante por diminuir bastante o número de observações e não agregar valor à análise.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{com probabilidade } p_i \\ 0 & \text{com probabilidade } 1 - p_i \end{cases}, \text{ sendo} \quad (9)$$

$$p_i \equiv Pr[y_i = 1/x] = \Lambda(x_i' \beta), \quad (10)$$

onde $\Lambda(\cdot)$ é a função distribuição acumulada da distribuição logística. O fato de ser acumulada garante que $0 \leq p_i \leq 1$. Portanto, o modelo de regressão logística especifica a seguinte razão de chance:

$$p_i = \Lambda(x_i' \beta) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} \Rightarrow \frac{p_i}{1 - p_i} = e^{x_i' \beta} \Rightarrow \ln\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = x_i' \beta, \text{ onde} \quad (11)$$

$$\Lambda(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{1}{1 + e^{-z}} \quad (12)$$

A transformação logística pode ser interpretada como o logaritmo da razão de chance $\frac{p_i}{1 - p_i}$, que mede a probabilidade de que a parturiente tenha cesariana relativa à probabilidade de que tenha parto normal.¹⁷

Como já antecipado na seção anterior, para o exercício de verificação de indução de parto cesáreo pelo provedor é estimado um modelo empírico que foca a indução pelo hospital onde o parto acontece. O modelo teórico utilizado prevê que a indução de cesariana ocorrerá quanto maior for a remuneração para a cesariana relativamente à remuneração do parto normal. Portanto, a variável de interesse deve ser o diferencial de remuneração entre os partos.

Dentre as variáveis pesquisadas como determinantes na utilização de cesarianas e utilizadas na estimação como variáveis de controle podemos dividir os determinantes clínicos e não clínicos. Após essa primeira classificação, as variáveis podem ser subdivididas em quatro grupos, como mostra a tabela 1.

¹⁷ No modelo logit, o logaritmo da razão de chance é linear no regressores.

Tabela 1 – Variáveis de controle

Determinantes	Grupos de controle	proxy
clínicos	risco	idade primípara
		acima da média de despesas (dois desvios-padrão)
não clínicos	socioeconômicas	internação
		tempo de plano
		estado civil
	provedor	titular do plano
		renda
sazonalidade	hospital na capital	
	sexo do médico	
		férias de julho
		férias de fim de ano

Fonte dos dados: elaboração da autora.

Como já discutido, o tipo de parto é determinado por características da parturiente e do provedor, clínicas e não-clínicas. Pela revisão da literatura apresentada, é esperado que partos com maior risco associado tenham maior probabilidade de cesárea. Por isso, características que dimensionam o risco do parto são utilizadas como variáveis de controle. (PÁDUA *et al*, 2010; BEHÁGUE, VICTORA e BARROS, 2002; HSU, LIAO e HWANG, 2008)

Nesta categoria foram utilizadas as variáveis de idade da parturiente e a identificação se é primípara, além de duas variáveis relacionadas aos nove meses anteriores ao parto: se a parturiente é um *outlier* quanto às despesas com serviços de saúde (teve nível de despesas pagas pela SABESPREV acima da média de sua faixa etária mais dois desvios-padrão) e se teve alguma internação. As variáveis de gastos acima da média da faixa etária e de internação atuam como *proxies* para o estado de saúde da parturiente anterior ao parto estando, portanto, relacionadas ao risco da gravidez e conseqüentemente do parto.

Passando aos determinantes não clínicos, características demográficas e socioeconômicas das parturientes também são consideradas importantes na decisão da parturiente sobre o tipo de parto (PÁDUA *et al*, 2010; BEHÁGUE, VICTORA e BARROS, 2002; HSU, LIAO e HWANG, 2008; CHEN *et al*, 2008). Na categoria socioeconômica estão as variáveis relativas à parturiente de tempo que possui o plano, estado civil (se é casada), se a parturiente é titular ou dependente

do plano e a sua renda. Como os planos de saúde da SABESPREV não possuem carência, o tempo em que a beneficiária se encontra no plano pode estar associado à renda, pois significa que o titular do plano se encontra empregado a mais tempo na empresa (pois o plano é empresarial). A inclusão da variável que identifica se a parturiente é a titular do plano utilizado no parto tem como objetivo tentar captar a inclusão dessa parturiente no mercado de trabalho, já que o titular do plano é empregado da SABESP.

A variável de renda possui algumas particularidades. Como só existem no banco de dados informações salariais para o empregado da SABESP (titular do plano), quando a parturiente é dependente é associada a esta observação a renda do titular como *proxy* para a renda da parturiente. Além disso, os tipos de planos da SABESPREV dividem os seus beneficiários em três categorias, como consta na tabela de descrição dos planos em anexo: funcionários ativos; aposentados, pensionistas, ex-empregados e sindicalizados; e agregados e designados. Esta divisão acaba por associar indiretamente o tipo de plano à renda, pois beneficiários aposentados provavelmente são funcionários mais antigos da empresa e que, por isso, recebem salários mais altos em geral. Desta forma, os beneficiários do plano pleno (funcionários da ativa) têm, em média, renda menor do que as categorias que acondicionam aposentados, o que causa um corte natural na distribuição de renda por tipo de plano. Por esse motivo, a variável de renda será interagida com a variável de plano pleno, para que seja possível refinar a atribuição da renda de cada parturiente.

Informações dos provedores, tanto no nível do médico quanto no nível do hospital, também são utilizadas como controle. Foram utilizadas na estimação as variáveis de localização do hospital e do sexo do médico. Ambas são consideradas determinantes não clínicos por não estarem associadas ao risco do parto. (CHEN *et al*, 2008; MITLER, RIZZO e HORWITZ, 2000)

Por último, foram incluídas na estimação variáveis *dummies* que identificam os partos que ocorreram nos meses de julho – férias de julho – e dezembro e janeiro – férias de fim de ano, de forma a controlar uma possível sazonalidade dos partos. Nestes meses é provável que os provedores tendam a realizar mais cesarianas porque estariam de férias e, portanto, menos dispostos a atender

chamados de emergência e a gastar grandes períodos de tempo em um parto: o custo de oportunidade de realizar um parto normal nestas épocas seria ainda maior.

Portanto, a equação a ser estimada (13) estipula a escolha por cesariana como uma função logística dos determinantes clínicos e não clínicos do tipo de parto, identificados por C e N , respectivamente. Os determinantes não clínicos são divididos nos que se referem à parturiente (socioeconômicos – N_i) e ao provedor (hospital – $N_{i,h}$ – e médico – $N_{i,m}$). A unidade de análise é o parto (i) que aconteceu no hospital (h).

$$cesariana_i = f(\lambda r_{i,h} + \delta C_i + \beta_1 N_i + \beta_2 N_{i,h} + \beta_3 N_{i,m}) \quad (13)$$

A variável de diferencial de pagamento entre os tipos de parto (r_h) foi destacada por ser a variável-chave na estimação. Como não há na base de dados identificação da remuneração direta do médico obstetra que realiza o parto, tornou-se necessária a utilização de uma *proxy* para a variável de interesse, a razão entre as médias das despesas de internação do hospital para cesariana e parto normal. Esta variável é utilizada, portanto, como uma *proxy* para o diferencial de pagamento entre os tipos de parto para o médico.

A próxima seção descreve o comportamento destas variáveis na base e o papel que se espera de cada uma delas no exercício empírico realizado.

4.3 Análise descritiva

A análise descritiva do banco de dados, apesar de não permitir que sejam feitas inferências, provê indícios do resultado a ser estimado a partir do comportamento das variáveis de interesse.

Verifica-se que a cesariana é o tipo de parto (variável dependente) prevalente na amostra, como já esperado pelos dados apresentados para o Brasil. A tabela 2 apresenta a distribuição de cesarianas.

Tabela 2 – Distribuição de frequência de cesarianas

tipo de parto	frequência	percentual
normal	125	8,31
cesariana	1.379	91,69
total	1.504	100

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Como o exercício empírico é realizado para os partos pagos pela SABESPREV entre outubro de 2004 e dezembro de 2009, existem alguns poucos casos onde a parturiente se repete na base. Por isso, a correção por *cluster* se tornou necessária na estimação.

Tabela 3 – Número de partos por parturiente

número de partos	frequência	percentual	acumulado
1	1.321	87,83	87,83
2	174	11,57	99,40
3	9	0,60	100
total	1.504	100	

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

A tabela 4, a seguir, apresenta um sumário geral das variáveis por tipo de parto. A tabela subsidiará as análises feitas nas seções seguintes.

Tabela 4 – Sumário estatístico por tipo de parto

Variáveis	parto cesárea				parto normal				Diferença de médias	Teste de médias (p-valor)
	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo		
<i>idade</i>	29,97	6,65	14	48	29,64	7,06	15	43	-0,33	0,301
<i>primípara</i>	0,34	0,47	0	1	0,36	0,48	0	1	0,02	0,292
<i>acima da média de despesas (dois desvios-padrão)</i>	0,04	0,19	0	1	0,03	0,18	0	1	0,00	0,388
<i>internação</i>	0,13	0,33	0	1	0,18	0,39	0	1	0,06	0,033**
<i>plano pleno</i>	0,89	0,31	0	1	0,86	0,34	0	1	-0,03	0,184
<i>tempo de plano</i>	96,56	52,97	9	213	103,04	52,32	9	205	6,48	0,095*
<i>estado civil</i>	0,64	0,48	0	1	0,54	0,50	0	1	-0,09	0,022**
<i>titular do plano</i>	0,18	0,38	0	1	0,18	0,39	0	1	0,01	0,414
<i>renda</i>	3.631,68	3.292,06	415	22.780	3.141,51	3.157,17	794	25.086	-490,18	0,074*
<i>rendaplano (interação)</i>	2.732,13	2.207,43	0	15.916	2.089,38	1.374,87	0	6.707	-642,75	0,002***
<i>hospital na capital</i>	0,63	0,48	0	1	0,49	0,50	0	1	-0,14	0,001***
<i>sexo do médico</i>	0,58	0,49	0	1	0,52	0,50	0	1	-0,06	0,097*
<i>valor do parto</i>	7.405,77	5.361,68	315	66.068	5.503,15	2.661,78	1.492	18.751	-1.902,62	0,000***
<i>férias de julho</i>	0,07	0,26	0	1	0,03	0,18	0	1	-0,04	0,044**
<i>férias de fim de ano</i>	0,17	0,38	0	1	0,18	0,38	0	1	0,00	0,478

Teste t com hipótese nula de igualdade de médias e hipótese alternativa de médias diferentes.

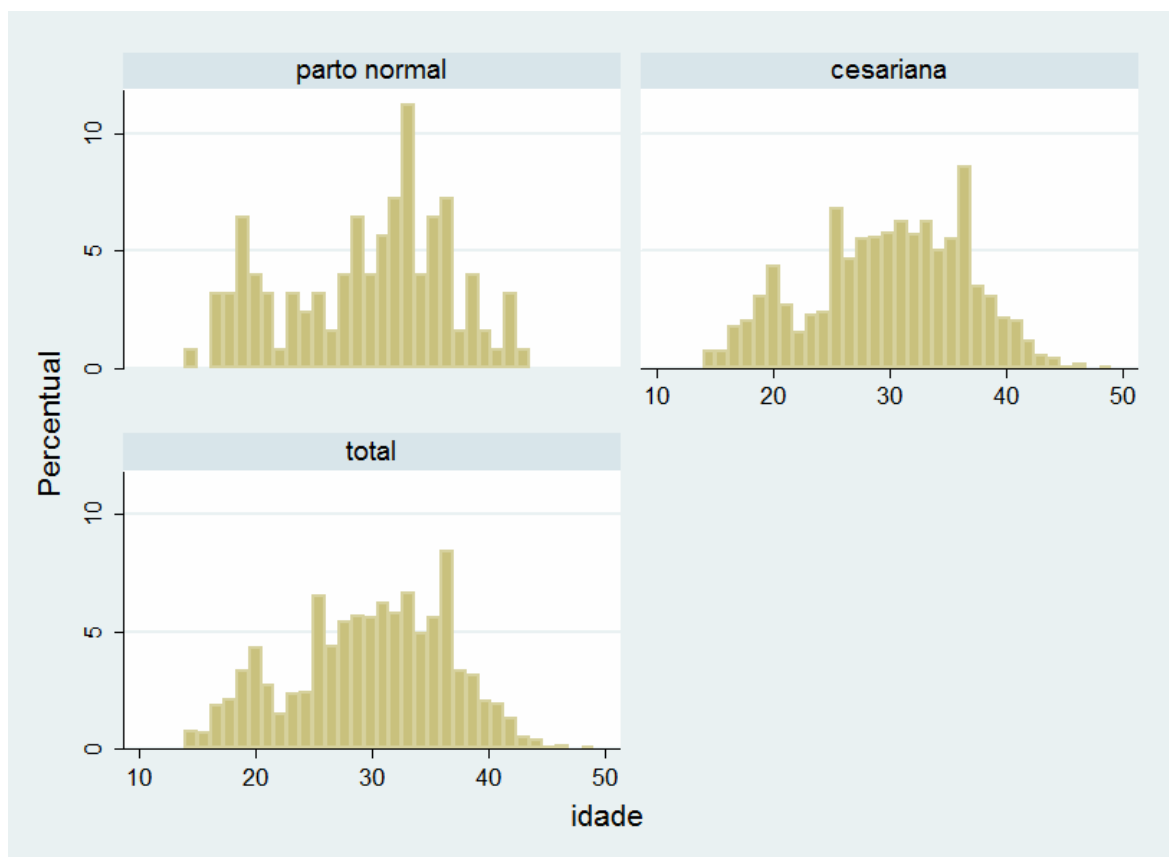
* diferença significativa a 10%; ** diferença significativa a 5%; *** diferença significativa a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

4.3.1 Perfil das parturientes

Apesar de a média de idade das parturientes ser maior para parto cesáreo, esta diferença não é significativa, como disposto na tabela 4. Pode-se verificar pela figura 1 que a distribuição de idade é mais suave para cesarianas e que há maior percentual de parturientes jovens para o parto normal.

Figura 1 – Histograma da idade da parturiente por tipo de parto



Fonte dos dados: SABESPREV (2004 – 2009)

A maioria das parturientes analisadas não é primípara. Ainda, o percentual de primíparas é maior para parto normal, o que indica que a cesariana é mais aplicada a partir do segundo parto da parturiente. Isso pode estar relacionado ao envelhecimento da parturiente, dado que foi visto que a maior proporção de mulheres mais jovens está no parto normal. A tabela 5 torna mais clara a observação da variável primípara.

Tabela 5 – Distribuição de freqüência de primíparas por tipo de parto

tipo de parto	estatística	primípara	multípara
cesariana	freqüência	463	916
	percentual	91,1%	92,0%
normal	freqüência	45	80
	percentual	8,9%	8,0%
total		508	996

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 – 2009)

As variáveis que atuam como *proxies* para o estado de saúde da parturiente – *acima da média de despesas e internação* – têm comportamentos diferentes na base. A primeira tem a mesma média para as parturientes dos dois tipos de parto. Porém, como pode ser revisto na tabela 6, mais parturientes em média realizaram pelo menos uma internação nos nove meses anteriores ao parto quando analisamos as que passaram por parto normal comparativamente às parturientes que passaram por cesarianas (diferença significativa). Este pode ser um indício de contradição da idéia de que cesarianas são aplicadas apenas a partos com maior risco associado.

Tabela 6 – Distribuição de freqüência de internação nos nove meses anteriores ao parto, por tipo de parto

internação	cesariana		normal	
	freqüência	percentual	freqüência	percentual
não	1.205	87,38	102	81,60
sim	174	12,62	23	18,40
total	1.379	100	125	100

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

O percentual de parturientes que possui o tipo de plano pleno é ligeiramente maior para as parturientes que realizaram parto cesáreo, mas esta diferença não é significativa. Porém, a diferença no tempo em meses que a parturiente faz parte do plano é estatisticamente significativa, sendo a média cerca de seis meses maior (diferença de quase 7%) para as parturientes que passaram por parto normal. Como o plano é empresarial, o tempo de plano está ligado ao tempo em que a parturiente ou seu titular no plano está empregado na SABESP.

Tabela 7 – Sumário estatístico da renda por tipo de plano

Tipo de plano	renda (em R\$ de dezembro de 2009)				Diferença de médias	Teste de médias (p-valor)
	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo		
<i>pleno</i>	3.001,86	2.065,43	415,23	15.916,47	5.558,68	0,000***
<i>outros</i>	8.560,54	6.169,68	1.453,75	25.086,48		

Teste t com hipótese nula de igualdade de médias e hipótese alternativa
* diferença significativa a 10%; ** diferença significativa a 5%; *** diferença significativa a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

A variável de renda tem média 13,5% maior para parturientes que realizaram parto cesáreo. A diferença, de mais de R\$5.000, é significativa. A interação entre a variável de renda e de plano pleno – já descrita anteriormente – é justificada pela tabela 7, onde é possível observar a diferença na distribuição desta variável quando é feita a desagregação por tipo de plano.

A tabela 8 apresenta a frequência de cesarianas por estado civil da parturiente, onde se percebe que o percentual de cesarianas é maior para parturientes casadas (diferença significativa). Aqui, a explicação pode ser que as parturientes casadas passem mais por cesarianas por estarem mais velhas (maior risco associado ao parto).

Tabela 8 – Distribuição de frequência de cesarianas por estado civil

tipo de parto	casada		outros	
	frequência	percentual	frequência	percentual
normal	68	7,20	57	10,18
cesariana	876	92,80	503	89,82
total	944	100	560	100

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Não há diferença no percentual de parturientes titulares de seus planos entre os tipos de parto, tendo essa variável a mesma distribuição para cesarianas e partos normais.

Para auxiliar na avaliação de sazonalidade dos tipos de parto, as distribuições são expostas na tabela 9 e no gráfico 2. Do total de partos, julho, agosto e junho,

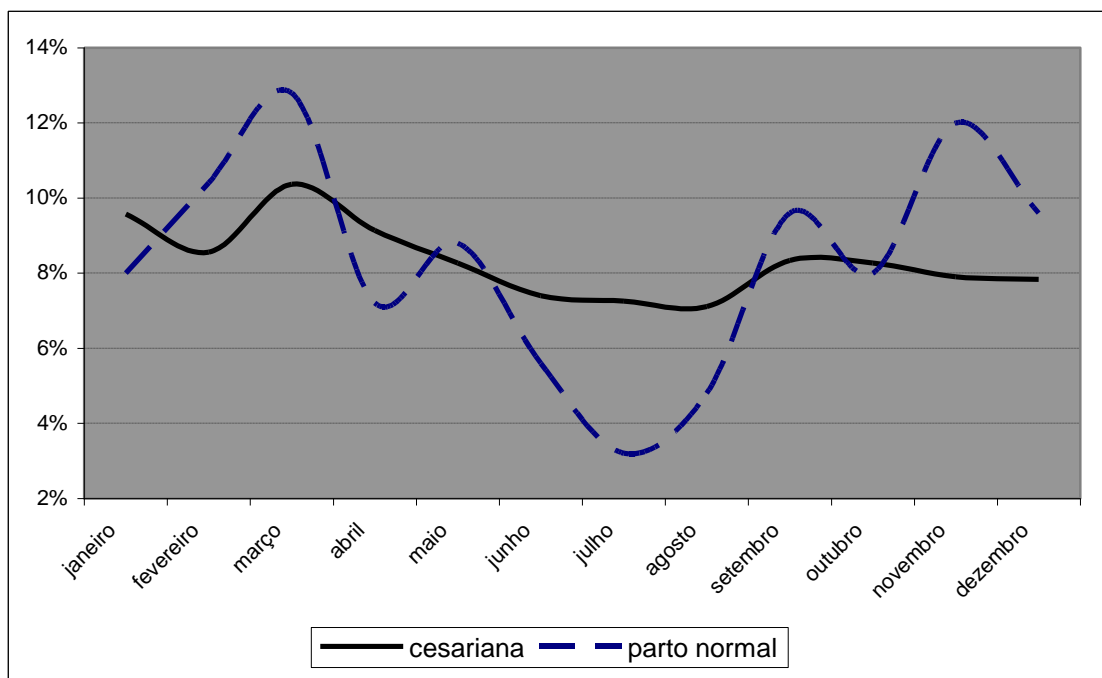
nesta ordem, são os meses com menor número, enquanto março, janeiro e abril são os meses em que ocorrem maior número de partos na amostra.

Tabela 9 – Distribuição de frequência dos partos por mês de realização

meses	total de partos	
	frequência	percentual
janeiro	142	9,44%
fevereiro	131	8,71%
março	159	10,57%
abril	135	8,98%
maio	125	8,31%
junho	109	7,25%
julho	104	6,91%
agosto	104	6,91%
setembro	127	8,44%
outubro	124	8,24%
novembro	124	8,24%
dezembro	120	7,98%
total	1.504	100%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Dentre o total de cesarianas, os meses de março e janeiro são os que concentram a sua maior parte, enquanto os meses de agosto e julho detêm o menor percentual do total de cesarianas. Referente ao parto normal, o maior percentual se encontra em março e novembro, ficando julho e agosto com os menores percentuais dentre o total de partos normais. Pelo gráfico 2 é possível ver que os partos normais se concentram nas caudas da distribuição (início e final do ano), enquanto que a distribuição para cesarianas é mais suave. Além disso, o percentual de cesarianas é maior do que o de parto normal no início e no meio do ano, o que justifica a inclusão das variáveis de férias e explica a diferença significativa entre partos normal e cesáreo nas férias de julho já apresentada na tabela 4.

Gráfico 2 – Distribuição percentual mensal do tipo de parto

4.3.2 Provedores

A maioria do total de partos ocorreu na cidade de São Paulo. Desagregando segundo o tipo de parto, observa-se que para partos normais há uma distribuição bastante similar entre os ocorridos fora e na cidade de São Paulo. Porém, para cesarianas a diferença salta: mais de 63% dos partos cesáreos acontece em hospitais na capital.

Tabela 10 – Distribuição de freqüência de hospitais na capital por tipo de parto

localização do hospital	cesariana		normal	
	freqüência	percentual	freqüência	percentual
metropolitana	509	36,91	64	51,20
capital	870	63,09	61	48,80
total	1.379	100	125	100

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

A tabela 11 mostra a distribuição geográfica (municipal) dos partos realizados pela SABESPREV no período de outubro de 2004 a dezembro de 2009. Dos partos realizados no município, Suzano tem o maior percentual de partos

cesáreos, 94,6%. O município que realizou mais partos normais dentre o total de partos foi Mogi das Cruzes, com percentual de 20,7%.

Tabela 11 – Distribuição de freqüência de localização dos hospitais, por tipo de parto

municípios	cesariana		parto normal		total de partos	
	freqüência	percentual	freqüência	percentual	freqüência	percentual
Atibaia	28	87,5%	4	12,5%	32	2,1%
Botucatu	47	94,0%	3	6,0%	50	3,3%
Caraguatatuba	20	87,0%	3	13,0%	23	1,5%
Franca	61	95,3%	3	4,7%	64	4,3%
Jundiaí	23	88,5%	3	11,5%	26	1,7%
Mogi das Cruzes	46	79,3%	12	20,7%	58	3,9%
Osasco	18	81,8%	4	18,2%	22	1,5%
Pindamonhangaba	17	89,5%	2	10,5%	19	1,3%
Registro	27	84,4%	5	15,6%	32	2,1%
Santos	139	92,7%	11	7,3%	150	10,0%
São José dos Campos	48	80,0%	12	20,0%	60	4,0%
São Paulo	870	93,5%	61	6,6%	931	61,9%
Suzano	35	94,6%	2	5,4%	37	2,5%
total	1.379	91,7%	125	8,3%	1.504	100%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Nota:

Todos os municípios se localizam no estado de São Paulo - Brasil.

Espera-se encontrar como resultado da estimacão que a localizacão geográfica na capital influencie a determinacão do tipo de parto como cesariana, dado que a taxa de fertilidade em geral é menor nas áreas mais urbanizadas. A menor fertilidade é associada pelas parturientes a um aumento de risco na perda do bebê, reforçando o foco na segurancça com o aumento de cesarianas, dado que há a crença de que a cesariana tem melhores resultados de parto do que o normal. Além disso, menor fertilidade resultaria em menor número de partos realizados; portanto, há maior incentivo financeiro ao provedor na substituiçãõ do parto normal pela cesárea, onde a remuneraçãõ é maior. (CHEN *et al*, 2008)

O aumento da probabilidade de cesárea em regiões mais urbanizadas – como a capital São Paulo – também poderia estar associado a um provável aumento no nível de complexidade dos hospitais. Se os hospitais localizados na capital

possuírem maior nível de complexidade em média, estão sujeitos a atender partos com maior risco associado, o que levaria a taxas de parto cesáreo mais altas¹⁸.

Outro fator que pode ajudar no entendimento da diferença significativa de localização ou não na capital do hospital por tipo de parto é a escassez de tempo. É senso comum que o ritmo de vida de moradores de capitais seja mais acelerado quando comparado a moradores do interior, o que poderia aumentar a preferência, tanto de médicos quanto de parturientes, por cesariana. O parto normal, além da imprevisibilidade associada, consome mais tempo em sua realização do que o parto cesáreo.

A tabela 12 mostra a frequência de partos, por tipo de parto, para cada hospital. Por fins confidenciais, os hospitais são identificados por números e apresentados em ordem do número de partos realizados no período de outubro de 2004 a dezembro de 2009 pela SABESPREV.

¹⁸ Este assunto é explorado neste trabalho nas especificações alternativas à estimação principal.

Tabela 12 – Distribuição de freqüência de partos por hospital, por tipo de parto

hospital	cesariana		normal		total	
	freqüência	percentual	freqüência	percentual	freqüência	percentual
hospital 1	294	95,2%	15	4,9%	309	20,5%
hospital 2	208	92,0%	18	8,0%	226	15,0%
hospital 3	202	94,0%	13	6,1%	215	14,3%
hospital 4	142	92,2%	12	7,8%	154	10,2%
hospital 5	84	93,3%	6	6,7%	90	6,0%
hospital 6	48	80,0%	12	20,0%	60	4,0%
hospital 7	46	79,3%	12	20,7%	58	3,9%
hospital 8	47	94,0%	3	6,0%	50	3,3%
hospital 9	35	94,6%	2	5,4%	37	2,5%
hospital 10	34	94,4%	2	5,6%	36	2,4%
hospital 11	28	87,5%	4	12,5%	32	2,1%
hospital 12	27	84,4%	5	15,6%	32	2,1%
hospital 13	28	90,3%	3	9,7%	31	2,1%
hospital 14	27	93,1%	2	6,9%	29	1,9%
hospital 15	27	96,4%	1	3,6%	28	1,9%
hospital 16	24	88,9%	3	11,1%	27	1,8%
hospital 17	23	88,5%	3	11,5%	26	1,7%
hospital 18	20	87,0%	3	13,0%	23	1,5%
hospital 19	18	81,8%	4	18,2%	22	1,5%
hospital 20	17	89,5%	2	10,5%	19	1,3%
total	1.379	91,7%	125	8,3%	1.504	100%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

A distribuição da variável de sexo do médico se diferencia pouco por tipo de parto, conforme mostra a tabela 4, mesmo sendo essa diferença significativa. O percentual de médicos homens é ligeiramente maior para parto cesáreo, de acordo com a literatura que indica que médicos homens são mais propensos a prescrever cesarianas do que médicas. (MITLER, RIZZO e HORWITZ, 2000)

Apesar de não ser uma variável de interesse direto, na tabela 4 foi apresentada a variável de valor do parto, muito importante na construção da variável de interesse neste trabalho: a razão de valor do parto. A diferença das médias de valor do parto é muito alta e significativa, sendo a média para cesariana maior do que a média para parto normal em aproximadamente 34%. Portanto, a hipótese vista no modelo teórico de que o diferencial de remuneração é positivo se verifica para esta amostra, ou seja, a remuneração por cesarianas é maior do que a por partos normais.

A variável de razão do valor do parto não terá sua estatística analisada separadamente por tipo de parto, já que a construção da razão envolve valores de parto normal e cesariana. A tabela 13 apresenta as estatísticas para o total da amostra.

Tabela 13 – Sumário estatístico da variável de razão do valor do parto

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
razão do valor do parto	1,23	0,24	0,91	2,23

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

A média da razão de valor do parto para a amostra é maior do que um, indicando que, em média, os hospitais receberam por partos cesáreos remunerações maiores¹⁹ do que as que receberam pelos partos normais que realizaram.

4.3.3 Análise de correlação

De acordo com a matriz de correlação apresentada na tabela 14, o fato de a parturiente ser primípara está correlacionado negativamente com a idade (-0,40), o que é esperado por mulheres mais velhas terem maior probabilidade de já terem passado por um parto anterior. Este é o mesmo caso da correlação positiva entre idade e estado civil (0,42), pois é razoável supor que mulheres mais novas têm maior probabilidade de estarem solteiras. Dos dois casos anteriores decorre a correlação negativa entre estado civil e primípara (-0,34): o fato de a parturiente ser casada se correlaciona com já ter passado por um parto anterior.

As variáveis de internação e média de gastos anteriores também estão correlacionadas (0,36). Ter média de gastos no plano acima da média de sua

¹⁹ Não há regulamentação sobre remuneração dos tipos de parto pela ANS. Há a Classificação Brasileira Hierarquizada de Procedimentos Médicos – CBHPM, referência em remuneração dos honorários médicos, pois é o parâmetro mínimo de remuneração no setor de saúde suplementar. Segundo a tabela de referência vigente (5ª edição – 2010), a remuneração pelo procedimento parto normal já é maior do que a do procedimento cesariana.

faixa etária está relacionado positivamente a se a parturiente teve alguma internação, ambas as variáveis tratando dos nove meses anteriores ao parto. Assim como as comentadas anteriormente, esta correlação também é esperada, pois a internação geralmente está associada a procedimentos de gastos elevados.

A localização do hospital na capital apresenta correlação negativa com a razão do valor do parto (-0,36). Isso significa que hospitais na capital têm, em média, remuneração mais próxima entre os tipos de parto do que hospitais da região metropolitana. Esta variável também mostra associação com a residência da parturiente na capital São Paulo. A correlação é forte, positiva, de 0,66.

Tabela 14 – Matriz de correlação

	cesariana	idade	idade ²	primípara	acima da média de despesas	internação	tempo de plano	estado civil	titular do plano	renda	residência na capital	hospital na capital	sexo do médico	diferencial de remuneração	férias de julho	férias de fim de ano
cesariana	1															
idade	0,01	1														
idade²	0,01	0,99***	1													
primípara	-0,01	-0,40***	-0,37***	1												
acima da média de despesas	0,01	-0,01	-0,01	0,01	1											
internação	-0,05*	-0,07***	-0,06**	0,04	0,36***	1										
tempo de plano	-0,03	0,05*	0,10***	0,15***	0,02	-0,02	1									
estado civil	0,05**	0,42***	0,37***	-0,34***	-0,04	-0,07***	-0,24***	1								
titular do plano	-0,01	0,28***	0,27***	0,07***	-0,02	-0,07***	0,23***	-0,01	1							
renda	0,08***	0,21***	0,23***	-0,03	-0,02	-0,09***	0,21***	0,09***	0,15***	1						
residência na capital	0,09***	0,14***	0,14***	0,04	0,07***	-0,04	0,10***	-0,01	0,14***	0,23***	1					
hospital na capital	0,08***	0,20***	0,19***	0,01	0,10***	-0,06**	0,08***	0,05*	0,19***	0,15***	0,66***	1				
sexo do médico	0,03	-0,04*	-0,04	0,03	0,05*	0,04	-0,03	-0,05*	0,00	0,01	-0,05*	-0,02	1			
diferencial de remuneração	0,02	-0,08***	-0,08***	-0,01	-0,02	0,02	-0,01	-0,02	-0,09***	-0,04	-0,25***	-0,36***	-0,04	1		
férias de julho	0,04*	-0,03	-0,03	-0,01	-0,01	0,04	0,02	-0,02	-0,03	-0,01	-0,01	0,00	0,03	0,05**	1	
férias de fim de ano	0,00	-0,03	-0,03	0,01	0,01	-0,03	0,01	-0,04	0,00	-0,04	-0,00	0,02	0,02	0,01	-0,13***	1

* significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

5 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados do modelo empírico utilizado neste estudo na tentativa de verificar se há indução de tipo de parto pelo provedor para um caso específico, o de usuários da SABESPREV.

Para testar o grau de ajuste do modelo empírico de regressão logística aos dados foi feito o teste de Hosmer e Lemeshow. O teste começa ordenando as observações da amostra por probabilidade estimada em ordem crescente para que a amostra possa ser separada em quantis, formando grupos associados por um padrão nas variáveis explicativas. Em geral, as observações são divididas em cerca de dez grupos, mas este número também pode ser especificado pelo pesquisador respeitando o número mínimo necessário de três grupos para o cálculo da estatística do teste.

É gerada então uma tabela que apresenta o cálculo das frequências esperadas por grupo – previstas pelo modelo de regressão logística – e as frequências efetivamente observadas para cada grupo. Quando a variável de resposta – no caso deste trabalho a ocorrência de cesariana – assume valor um, a frequência estimada é a soma das probabilidades estimadas, p , para todos os indivíduos dentro de cada grupo. Quando assume valor zero, a frequência estimada é a soma de $(1 - p)$ para cada grupo. Desta tabela é calculada a estatística de ajuste Hosmer-Lemeshow, que segue uma distribuição qui-quadrada com $(g - 2)$ graus de liberdade, onde g é o número de grupos. A hipótese nula do teste é que o modelo tem um bom ajuste aos dados. Portanto, o resultado desejável é que a estatística Hosmer-Lemeshow não seja significativa.

Os resultados do teste para o modelo de regressão logística utilizado neste trabalho são apresentados na tabela 15. Como não há diferença significativa entre os valores preditos pelo modelo e os valores observados, a hipótese nula não pode ser rejeitada, o que confirma que o modelo se ajusta bem aos dados.

Tabela 15 – Resultados para o teste de Hosmer e Lemeshow

modelos	grupo (decil)	cesariana		parto normal		Total
		observado	esperado	observado	esperado	
modelo sem a renda ¹	1	123	125,7	28	25,3	151
	2	137	131,7	13	18,3	150
	3	133	135,5	18	15,5	151
	4	136	136,5	14	13,5	150
	5	141	138,2	9	11,8	150
	6	139	140,6	12	10,4	151
	7	136	140,8	14	9,2	150
	8	145	142,7	6	8,3	151
	9	145	142,7	5	7,3	150
	10	144	144,7	6	5,3	150
Estatística Hosmer-Lemeshow		$\chi^2(8)$	7,68	p-valor	0,4649	
modelo com a renda ²	1	112	109,7	20	22,3	132
	2	110	115,3	21	15,7	131
	3	118	118,7	14	13,3	132
	4	124	119,7	7	11,3	131
	5	120	122,0	12	10,0	132
	6	122	122,2	9	8,8	131
	7	125	124,6	7	7,4	132
	8	126	124,9	5	6,1	131
	9	127	127,3	5	4,7	132
	10	129	128,5	2	2,5	131
Estatística Hosmer-Lemeshow		$\chi^2(8)$	4,99	p-valor	0,7588	

Teste com hipótese nula de valores preditos pelo modelo e observados diferentes.
* diferença significativa a 10%; ** diferença significativa a 5%;
*** diferença significativa a 1%

¹ modelo com 1504 observações
² modelo com 1315 observações

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Passando à análise dos resultados finais, a tabela 16 mostra a incorporação progressiva das variáveis utilizadas, mas a análise será focada nas últimas equações. Na equação (11) – modelo empírico completo – assim como para todas as equações, a razão de chance encontrada para a razão do valor do parto é maior do que um. A variável de interesse é significativa e tem um valor alto, o que mostra forte associação positiva entre o diferencial de pagamento dos tipos de parto e a probabilidade de que a parturiente tenha parto cesáreo perante o normal, uma evidência da presença de indução de demanda pelo provedor no tipo de parto. O valor encontrado (razão de chance de 2,3) significa que, para cada aumento em uma unidade no diferencial de remuneração, aumenta em 130% a probabilidade de o parto ser cesariana. Por exemplo, se a *proxy* para o diferencial tem valor unitário, significa que os provedores (médico / hospital) têm a mesma remuneração média para os procedimentos (partos normal e cesáreo). Se este valor dobra, indo para dois, a remuneração média passa a ser o dobro para cesariana, e a probabilidade de ocorrer parto cesáreo aumenta em 130% para esses provedores.

As características da amostra de homogeneidade – como beneficiários do mesmo plano, que trabalham na mesma empresa, sujeitos a mesma rede credenciada – tornam pequena a variância entre as observações nas variáveis estudadas. Por conta disso, o modelo apresenta um baixo valor de *pseudo R²*, mas mesmo assim há um bom ajuste do modelo aos dados e a variável de interesse é significativa.

Dentre os fatores que também se revelaram importantes na realização do parto cesáreo estão: a parturiente ter passado por pelo menos uma internação nos nove meses anteriores ao parto, ser casada e o hospital estar localizado na capital do estado, São Paulo. Os dois primeiros estão relacionados à parturiente. A primeira variável faz parte do grupo de controle de risco do parto, enquanto a segunda faz parte do grupo de controle socioeconômico. Como o parto cesáreo tem sua utilização, a princípio, pautada pelo risco inerente a partos complicados, a internação durante a gravidez indicaria um maior risco do parto e, portanto, maior a razão de chance cesariana / parto normal. A significância da variável de estado civil, que identifica se a parturiente é casada, já havia sido encontrada para mulheres brasileiras nos trabalhos de Hopkins (2000) e Pádua *et al* (2009).

Quanto à variável de localização do hospital, sua significância só potencializa o efeito do provedor sobre a probabilidade de cesarianas. É possível, portanto, inferir que o provedor tem papel importante na decisão do tipo de parto, já que o risco do parto e o perfil socioeconômico da parturiente importam pouco – apenas as variáveis de internação e de estado civil demonstraram relevância para a análise, sendo essa importância muito pequena.

Foi incluída na estimação a equação (12) para verificar a importância da renda da parturiente na determinação do tipo de parto realizado. Como o número de observações é diferente para este modelo – pois não foram encontradas informações de renda para todas as parturientes, foi feito o teste de médias²⁰ que verificou que a presença de dados faltantes na renda é aleatória.

A razão de chance estimada na equação (12) para o diferencial de remuneração é ainda maior do que no modelo sem a renda (11), mostrando mais forte associação entre a variável de interesse (razão do valor do parto) e a variável dependente (cesariana). Junto ao diferencial de remuneração, a variável do provedor de localização do hospital permanece relevante, ressaltando a importância do provedor neste processo.

A variável de internação deixa de ser significativa, porém a variável de tempo de plano passa a ter significância. O tempo de plano, como se trata de um plano empresarial, está intimamente ligado ao tempo em que o beneficiário titular do plano está empregado na empresa. Como já explicado anteriormente, é esperado que funcionários mais antigos recebam maiores salários do que funcionários novos na empresa (por exemplo, por gratificação de função e adicional sobre tempo de serviço), o que explicaria a significância da variável de tempo no plano com a entrada na especificação da variável de renda. A significância da variável de renda também é esperada, pois mulheres mais ricas estão mais propensas a cesarianas por acreditarem que um aumento da intervenção médica está relacionado à melhora do resultado do parto (BEHÁGUE, VICTORA e BARROS, 2002).

²⁰ O resultado do teste de médias é apresentado em tabela em anexo.

O modelo (12) corrobora novamente a existência de indução de cesariana pelo provedor no caso SABESPREV. Ao utilizar como *proxy* para o diferencial de remuneração a razão de valor do parto do hospital, observa-se que as variáveis de risco não se mostram significativas para a realização de cesariana, ou seja, predominam os fatores não-clínicos na determinação do parto cesáreo. Especificamente, são importantes as variáveis socioeconômicas da parturiente de tempo de plano e renda e as do provedor de localização do hospital na capital e de diferencial de remuneração. Como já prediz a literatura para o Brasil, apenas as características socioeconômicas da parturiente e as características do provedor demonstram importância.

Tabela 16 – Resultados dos modelos econométricos

determinantes	grupo	variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	
não clínicos	provedor	diferencial de remuneração	1,382 (0,590)	1,402 (0,594)	1,399 (0,592)	1,403 (0,594)	1,422 (0,596)	1,419 (0,593)	1,414 (0,592)	1,415 (0,591)	2,299* (1,028)	2,394* (1,106)	2,289* (1,083)	2,721* (1,597)	
clínicos	risco	idade		1,115 (0,111)	1,111 (0,112)	1,111 (0,112)	1,099 (0,112)	1,051 (0,117)	0,995 (0,123)	0,995 (0,122)	0,931 (0,122)	0,942 (0,124)	0,949 (0,126)	1,186 (0,161)	
		idade2		0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,999 (0,002)	1,000 (0,002)	1,000 (0,002)	1,001 (0,002)	1,001 (0,002)	1,001 (0,002)	0,997 (0,002)	
		primipara				0,976 (0,208)	0,976 (0,208)	0,973 (0,208)	1,001 (0,214)	1,044 (0,223)	1,044 (0,225)	0,968 (0,218)	0,972 (0,219)	0,985 (0,225)	1,504 (0,261)
		acima da média de despesas					1,175 (0,623)	1,639 (0,922)	1,664 (0,938)	1,704 (0,962)	1,704 (0,962)	1,333 (0,759)	1,293 (0,741)	1,328 (0,772)	1,135 (0,660)
		internação						0,597** (0,156)	0,588** (0,154)	0,596** (0,157)	0,596* (0,158)	0,644* (0,170)	0,640 (0,169)	0,628* (0,166)	0,661 (0,191)
não clínicos	socioeconômicas	tempo de plano						0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,998 (0,002)	0,996* (0,002)	
		estado civil								1,420 (0,329)	1,420 (0,329)	1,466 (0,342)	1,479* (0,344)	1,484* (0,346)	1,160 (0,294)
		titular									1,001 (0,271)	0,918 (0,252)	0,909 (0,251)	0,911 (0,251)	0,673 (0,192)
	provedor	hospital na capital										2,107*** (0,426)	2,114*** (0,429)	2,082*** (0,422)	1,754*** (0,383)
		sexo do médico											1,326 (0,259)	1,310 (0,255)	1,016 (0,220)
	sazonalidade	férias de julho												2,339 (1,243)	1,851 (0,981)
		férias de fim de ano												1,027 (0,255)	0,893 (0,240)
	socioeconômicas	renda													1,000*** (0,000)
			Observações	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,504	1,315
			Pseudo R ²	0,001	0,002	0,002	0,002	0,007	0,008	0,011	0,011	0,025	0,028	0,032	0,047

Desvios-padrão robustos entre parênteses.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Na busca por tentar entender o papel do provedor neste resultado – representado pelas variáveis de hospital na capital e diferencial de remuneração – foram testadas algumas especificações alternativas²¹.

Uma das possibilidades é a de que a variável de localização na capital esteja, na verdade, captando apenas características intrínsecas a cada município estudado que os diferencia da capital São Paulo. Portanto, foram incluídas na equação (11) *dummies* municipais, utilizando o município de São Paulo como referência. Os resultados são apresentados na tabela A4 em anexo.

Como pode ser observado, as *dummies* de município não atingem o objetivo da estimação, não contribuindo com o entendimento dos resultados. Não é possível decompor o efeito captado pela variável de localização do hospital na capital para tentar auxiliar na compreensão da importância do provedor. A dificuldade principal nesta tentativa é inerente às características da amostra de pouca variância entre as observações. Neste caso, havia apenas 12 municípios além da capital, sendo que 62% dos partos acontecem na cidade de São Paulo.

²¹ A diferença de localização do hospital poderia estar, em alguma medida, relacionada ao nível de complexidade dos hospitais. Para testar este efeito, foi feita a tentativa de construção do nível de complexidade dos hospitais, porém não foram encontrados todos os hospitais no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES), o que tornou necessária a construção de uma *proxy* para a complexidade. A construção desta variável foi feita a partir dos dados da pesquisa Assistência Médico-Sanitária (AMS) de 2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, o IBGE. Para chegar à *proxy* foi dividido o total de leitos para internação em estabelecimentos de saúde do município pelo total de estabelecimentos de saúde com internação (geral), obtendo assim o tamanho médio (medido em leitos) dos estabelecimentos de saúde de cada município. Porém, esta tentativa também não deu certo, dado que havia uma lacuna temporal (a AMS teve edições em 2009 e 2005, enquanto os partos foram realizados entre 2004 e 2009) e que a *proxy* não representava o nível de complexidade dos hospitais estudados. Da mesma forma, foi testado o nível de urbanização dos municípios (percentual da população urbana sobre a população total do município), construído novamente a partir de dados do IBGE (dados preliminares do Censo de 2010). Novamente houve limitação de dados disponíveis, pois as edições do Censo se referem à 2000 ou à 2010.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se propôs a investigar a existência de indução de demanda de parto cesáreo pelos provedores (hospital / médico) nos planos de saúde oferecidos pela SABESPREV.

Como resultado do exercício empírico foi encontrado que o diferencial de remuneração altera a razão de chance de a parturiente realizar cesariana perante o parto normal, conforme previsto pelo modelo teórico. Os resultados apresentados corroboram a literatura existente para o caso brasileiro, como os trabalhos de Behágue, Victora e Barros, de 2002, e Pádua *et al*, de 2010. Esses trabalhos já haviam concluído que fatores não-clínicos têm papel mais importante que os clínicos na determinação da utilização de cesariana no Brasil.

A indução de demanda pelo provedor é um tema extremamente relevante para a economia da saúde, pois é observado continuamente um grande aumento de gastos com saúde em todo o mundo. Entender o porquê deste acontecimento é importante para a formulação de políticas de mitigação na tentativa de contenção desta trajetória.

Até a conclusão deste estudo foi encontrada apenas uma contribuição sobre demanda induzida no Brasil: o trabalho de Castro, Travassos e Carvalho (2005), que encontrou indução de demanda para internações. Isto, por si só, demonstra a importância do presente trabalho. Porém, a contribuição se torna ainda maior por tratar de outro tipo de serviço de saúde, o parto. As altas taxas mundiais de cesariana têm demandado a atenção dos órgãos internacionais, sendo seguidas de perto pela OMS e, no caso brasileiro, pela ANS.

A indução de demanda por cesariana pelo provedor ainda é um assunto pouco explorado no Brasil, sempre abordada em artigos médicos. Assim, não foram encontradas para o país contribuições nesta área específica com a utilização de instrumental econométrico. Ainda, existem poucos artigos internacionais que estimam a indução por cesariana, como pôde ser visto na seção de revisão da literatura.

Com a utilização dos dados desagregados do banco de dados administrativo da SABESPREV foi possível isolar o efeito de disponibilidade, um problema recorrente em trabalhos que utilizam dados agregados e que testam a existência da indução de demanda através de relação entre o aumento da densidade médica e o aumento do gasto com serviços de saúde per capita.

Mesmo assim, o banco de dados utilizado impôs algumas limitações ao trabalho por conter poucas informações sobre o provedor. Com isso, foram utilizadas poucas variáveis de oferta como variáveis de controle e foi necessária a construção de uma *proxy* para o diferencial de remuneração do médico obstetra entre os tipo de parto.

Como os planos de saúde oferecidos pela SABESPREV são empresariais e atendem apenas aos empregados da SABESP, a população sobre a qual a estimação tem validade é restrita. Contudo, este fato não diminui a relevância da contribuição deste trabalho.

Sugestões para trabalhos futuros que minimizariam as limitações presentes neste trabalho são a utilização da variável direta de remuneração do médico e a inclusão de mais variáveis de oferta, como a idade do médico. Uma melhor especificação da variável de renda da parturiente e a identificação de sua escolaridade e do tipo de parto anterior para as múltiparas também seriam modificações interessantes.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. **Determinantes dos gastos pessoais privados com saúde no Brasil**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2002. 24p. (Texto para Discussão, 175). Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/pesquisas/td/TD%20175.pdf>>. Acesso em: 14 ago. 2011.
- ARROW, K. J. Uncertainty and the welfare economics of medical care. **The American Economic Review**, Nashville, v. 53, n. 5, p. 941-973, dez. 1963.
- BÉHAGUE, D. P.; VICTORA, C. G; BARROS, F. C. Consumer demand for caesarean sections in Brazil: informed decision making, patient choice, or social inequality? A population based birth cohort study linking ethnographic and epidemiological methods. **British Medical Journal**, London, v. 324, n. 7343, p. 942-945, Apr. 2002.
- BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Ações Programáticas Estratégicas. Área Técnica de Saúde da Mulher. **Pré-natal e Puerpério: atenção qualificada e humanizada: manual técnico**. Brasília, 2005. (Série A. Normas e Manuais Técnicos. Série Direitos Sexuais e Direitos Reprodutivos. Caderno, 5). 163 p.
- CASTRO, M. S. M.; TRAVASSOS, C.; CARVALHO, M. S. Efeito da oferta de serviços de saúde no uso de internações hospitalares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 277-284, abr. 2005.
- CHEN, C.-S. *et al.* Urbanization and the likelihood of a cesarean section. **European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology**, Amsterdam, v.141, n. 2, p.104-110, Dec. 2008.
- CUTLER, D.; ZECKHAUSER, R. The anatomy of health insurance. In: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Org.) **Handbook of health economics**. New York: Elsevier, 2000. p. 563-643.
- DELATTRE, E.; DORMONT, B. Fixed fees and physician-induced demand: a panel data study on French physicians. **Health Economics**, Chichester, v. 12, n. 9, p. 741-754, Sept. 2003.
- DEVLIN, R. A.; SARMA, S. Do physician remuneration schemes matter? The case of Canadian family physicians. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 27, n. 5, p.1168-1181, Sept. 2008.
- FUNDAÇÃO SABESP DE SEGURIDADE SOCIAL. **Planos de saúde**. [S.l.], [2011] Disponível em: <http://www.sabesprev.com.br/sabesprev/webforms/lista_secao.aspx?secao_id=294>. Acesso em: 2 jul. 2010.

GRANT, D. Physician financial incentives and cesarean delivery: New conclusions from the healthcare cost and utilization project. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 28, n.1, p. 244-250, Jan. 2009.

GRUBER, J.; KIM, J.; DINA, M. Physician fees and procedure intensity: the case of cesarean delivery. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 18, n. 4, p. 473-490, Aug. 1999.

GRUBER, J.; OWINGS, M. **Physician financial incentives and Cesarean section delivery**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1994. (NBR Working Paper, 4933).

GRYTTE, J.; CARLSEN, F.; SKAU, I. The income effect and supplier induced demand. Evidence from primary physician services in Norway. **Applied Economics**, London, v. 33, n.11, p.1455-1467, Sept. 2001.

GRYTTE, J.; SORENSEN, R. Type of contract and supplier-induced demand for primary physicians in Norway. **Journal of Health Economics** Amsterdam, v. 20, n. 3, p. 379-393, Mai 2001.

HOPKINS, K. Are Brazilian women really choosing to deliver by cesarean? **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 51, n. 5, p.725-740, Sept. 2000.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: J. Wiley, 2000. 392 p.

HSU, K. H.; LIAO, P. J.; HWANG, C. J. Factors affecting Taiwanese women's choice of cesarean section. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 66, n. 1, p. 201-209, Jan. 2008.

IVERSEN, T. The effects of a patient shortage on general practitioners' future income and list of patients. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 23, n. 4, p. 673-694, July 2004.

LEAL, M. C. *et al.* Cesarianas desnecessárias: causas, consequências e estratégias para a sua redução. In: PEREIRA, R. C.; SILVESTRE, R. M. (Org.) **Regulação e modelos assistenciais em saúde suplementar: produção científica da Rede de Centros Colaboradores da ANS – 2006/2008**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2009. p.383-415. (Série Técnica Desenvolvimento de Sistemas e Serviços de Saúde, 14).

LÉONARD, C.; STORDEUR, S.; ROBERFROID, D. Association between physician density and health care consumption: a systematic review of the evidence. **Health Policy**, Amsterdam, v. 91, n. 2, p.121-134, July 2009.

LEONE, T.; PADMADAS, S. S.; MATTHEWS, Z. Community factors affecting rising caesarean section rates in developing countries: an analysis of six countries. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 67, n. 8, p.1236–1246, Oct. 2008.

LIEN, H.; MA, C. A.; McGUIRE, T.G. Provider–client interactions and quantity of health care use. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 23, n. 6, p. 1261-1283, Nov. 2004.

LIU, Y.; YANG, Y. K.; HSIEH, C. Financial incentives and physicians' prescription decisions on the choice between brand-name and generic drugs: evidence from Taiwan. **Journal of Health Economics**, Amsterdam, v. 28, n. 2, p. 341-349, Mar. 2009.

MITLER, L. K.; RIZZO, J. A.; HORWITZ, S. M. Physician gender and cesarean sections. **Journal of Clinical Epidemiology**, New York, v. 53, n.10, p.1030-1035, Sept. 2000.

MORAES, M. S.; GOLDENBERG, P. Cesáreas: um perfil epidêmico. **Caderno de Saúde Pública**. v.17, n.3, p.509-519, 2001. *apud* PÁDUA, K. S. de *et al.* Fatores associados à realização de cesariana em hospitais brasileiros. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 44, n. 1, p. 70-79, fev. 2010.

MUYLDER, X. de. Cesarean sections in developing countries: some considerations. **Health Policy and Planning**, v. 8, p.101-112, 1993. *apud* HOPKINS, K. Are Brazilian women really choosing to deliver by cesarean? **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 51, n. 5, p.725-740, Sept. 2000.

NASSIRI, A.; ROCHAIX, L. Revisiting physicians' financial incentives in Quebec: a panel system approach. **Health Economics**, Chichester, v. 15, n. 1, p. 49-64, Jan. 2006.

PÁDUA, K. S. de *et al.* Fatores associados à realização de cesariana em hospitais brasileiros. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 44, n. 1, p. 70-79, fev. 2010.

PARAISO, D. G. **A Demanda por serviços privados de saúde**: uma análise por episódios para o caso SABESPREV. 2005. 116 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

PATAH, L.E.M.; MALIK, A. M. Models of childbirth care and cesarean rates in different countries. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 45, n. 1, p.185-194, fev. 2011.

SHEARER, E. L. Cesarean section: medical benefits and costs. **Social Science & Medicine**. v. 37, p.1223-1232, 1993. *apud* HOPKINS, K. Are Brazilian women really choosing to deliver by cesarean? **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 51, p. 725-740, Sept. 2000.

TANG, S.; LI X.; WU, Z. Rising cesarean delivery rate in primiparous women in urban China: evidence from three nationwide household health surveys. **American Journal of Obstetrics and Gynecology**, Saint Louis, v. 195, n. 6, p.1527-1532, Dec. 2006.

VILLAR, J. *et al.* Cesarean delivery rates and pregnancy outcomes: the 2005 WHO global survey on maternal and perinatal health in Latin America. **Lancet**, v. 367, n. 9525, p.1819-1829, June 2006.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. Appropriate technology for birth. **Lancet**. v. 2, p. 36-437, 1985. *apud* LEONE, T., PADMADAS, S. S., MATTHEWS, Z. Community factors affecting rising caesarean section rates in developing countries: an analysis of six countries. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 67, n. 8, p.1236–1246, Oct. 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Massachusetts: MIT Press, 2002. 752 p.

XIRASAGAR, S.; LIN, H. Physician supply, supplier-induced demand and competition: empirical evidence from a single-payer system. **The International Journal of Health Planning and Management**, Chichester, v. 21, n. 2, p.117-131, Apr./June 2006.

ZWEIFEL, P.; BREYER, F. The physician as a supplier of medical services. In: _____. **Health economics**. Oxford: Oxford University Press, 1997. cap. 7, p. 201-225.

ANEXOS

TABELA A1 – Descrição dos planos de saúde – SABESPREV

Tipos	Beneficiários	Descrição
Pleno	funcionários ativos e seus dependentes	Coletivo empresarial. Inclui assistência médica (ambulatorial e hospitalar) com obstetrícia e acomodação para internações em apartamento com direito a acompanhante.
Executivo	aposentados, pensionistas, ex-empregados, sindicalizados e seus dependentes	Coletivo empresarial. Contribuições mensais individuais definidas por faixa etária. Inclui assistência médica (ambulatorial e hospitalar) com obstetrícia e acomodação para internações em apartamento com direito a acompanhante. Acesso direto à rede credenciada. Co-participação de 30% para consultas e exames, com fator limitador de desconto estabelecido por procedimento.
Padrão	aposentados, pensionistas, ex-empregados, sindicalizados e seus dependentes	Coletivo empresarial. Contribuições mensais individuais definidas por faixa etária. Inclui assistência médica (ambulatorial e hospitalar) com obstetrícia e acomodação para internações em enfermaria. Acesso à rede credenciada através dos médicos generalistas ^a . Co-participação de 30% em todas as consultas e exames, com fator limitador de desconto estabelecido por procedimento.
Executivo A	agregados e designados	A mesma do plano executivo.
Padrão A	agregados e designados	A mesma do plano padrão.
Especial ^b	aposentados, pensionistas, ex-empregados, sindicalizados e seus dependentes	Inclui assistência médica (ambulatorial e hospitalar) com obstetrícia e acomodação para internações em apartamento com direito a acompanhante.
Básico ^b	agregados e designados	Inclui assistência médica (ambulatorial e hospitalar) com obstetrícia e acomodação para internações em enfermaria.

Fonte dos dados: SABESPREV

Notas:

^aClínicos gerais responsáveis pelo acompanhamento integral da saúde do cliente.

^bFechado para novas adesões desde 01/05/2009.

TABELA A2 – Teste de médias

variáveis	média		diferença de médias	p-valor
	com missings na renda	sem missings na renda		
cesariana	0,92	0,92	-0,01	0,585
idade	29,94	30,16	-0,22	0,387
idade ²	940,98	953,34	-12,36	0,405
primipara	0,34	0,34	0,00	0,882
acima da média de despesas	0,04	0,04	0,00	0,842
internação	0,13	0,13	0,00	0,830
plano pleno	0,89	0,89	-0,01	0,652
tempo de plano	97,10	97,86	-0,76	0,705
estado civil	0,63	0,63	0,00	0,967
titular do plano	0,20	0,18	0,02	0,071*
hospital na capital	0,62	0,63	-0,01	0,445
sexo do médico	0,58	0,57	0,00	0,972
razão do valor do parto	1,23	1,22	0,00	0,696
férias de julho	0,07	0,07	0,00	0,498
férias de fim de ano	0,17	0,17	0,00	0,373
Observações	1.504	1.315		

Teste t com hipótese nula de igualdade de médias e hipótese alternativa de médias diferentes.

* diferença significativa a 10%; ** diferença significativa a 5%; *** diferença significativa a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

TABELA A3 – Determinação da amostra

recorte	número inicial de observações	observações retiradas no recorte	número final de observações
partos encontrados na base	2.850		
partos únicos e para os quais existe cadastro da parturiente	2.850	21	2.829
partos para os quais não foram encontradas despesas	2.829	46	2.783
partos para os quais existem observações para os nove meses anteriores ao parto	2.783	659	2.124
tabulação (crítica) dos dados	2.124	3	2.121
partos realizados nos vinte maiores provedores (instituições) da amostra	2.121	607	1.514
tratamento de outliers no valor do parto	1.514	10	1.504

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)

Tabela A4 – Resultados da especificação alternativa

determinantes	grupo	variáveis	(13)	
não clínicos	provedor	diferencial de remuneração	1,302 (0,742)	
clínicos	risco	idade	0,916 (0,123)	
		idade2	1,001 (0,002)	
		primipara	0,963 (0,224)	
		acima da média de despesas	1,309 (0,769)	
		internação	0,638* (0,169)	
não clínicos	socioeconômicas	tempo de plano	0,998 (0,002)	
		estado civil	1,559* (0,363)	
		titular	0,971 (0,277)	
	provedor	sexo do médico	1,216 (0,254)	
	sazonalidade	férias de julho	2,322 (1,233)	
		férias de fim de ano	1,133 (0,286)	
	provedor	dummies municipais	atibaia	0,456 (0,264)
			botucatu	0,969 (0,597)
			caraguatatuba	0,543 (0,342)
			franca	1,208 (0,924)
jundiaí			0,478 (0,370)	
mogi das cruzeiras			0,246*** (0,088)	
osasco			0,335* (0,206)	
pindamonhangaba			0,601 (0,478)	
registro			0,337** (0,186)	
santos			0,798 (0,302)	
são josé dos campos			0,273*** (0,098)	
suzano	1,156 (0,868)			
Observações			1.504	
Pseudo R ²			0,049	

Desvios-padrão robustos entre parênteses.

* significativa a 10%; ** significativa a 5%; *** significativa a 1%

Fonte dos dados: SABESPREV (2004 - 2009)