



**TANIA SOFIA
GOMES DA ROCHA**

**AS CESARIANAS EM PORTUGAL CONTINENTAL –
FATORES EXPLICATIVOS**



**TANIA SOFIA
GOMES DA ROCHA**

**AS CESARIANAS EM PORTUGAL CONTINENTAL –
FATORES EXPLICATIVOS**

Dissertação apresentada à Universidade de Aveiro para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia, realizada sob a orientação científica da Doutora Aida Isabel Pereira Tavares, Professora Auxiliar do Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial da Universidade de Aveiro

Dedico este trabalho aos meus pais e ao Fábio pelo apoio constante.

o júri

presidente

Prof. Doutor António Miguel Amoedo Lebre de Freitas

professor auxiliar do Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial da Universidade de Aveiro

Prof. Doutor Joaquim Carlos da Costa Pinho

professor auxiliar do Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial da Universidade de Aveiro

Prof.^a Doutora Aida Isabel Pereira Tavares

professora auxiliar do Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial da Universidade de Aveiro

agradecimentos

Expresso aqui o meu agradecimento a todos os que de forma direta ou indireta me apoiaram e contribuíram para a realização desta dissertação.

À minha orientadora, Aida Isabel Tavares, por todo o apoio e todas as indicações dadas ao longo da realização desta dissertação.

Aos meus amigos que direta ou indiretamente contribuíram para esta dissertação.

Ao Fábio pela força que me deu nos momentos de desânimo.

À minha família pelo apoio e motivação.

A todos, muito obrigada!

palavras-chave

Cesarianas, procura, count model, binomial negativo, Portugal.

resumo

Este trabalho analisa a indução da procura por parte dos médicos obstetras/ginecologistas e os fatores explicativos das cesarianas em Portugal Continental. Com base em dados do INE agregados em NUTS II, para o período de 2002 a 2010. Estimou-se um modelo Binomial Negativo para Dados em Painel. Concluímos que as mães com idade entre os 20-34 anos, as mães empregadas e desempregadas ou inativas, e o número de médicos obstetras/ginecologistas tendem a afetar de forma positiva e significativa a taxa de cesarianas em Portugal Continental.

keywords

Caesarean, demand, count model, negative binomial, Portugal.

abstract

This study examines the induction of demand by obstetricians/ gynecologists and explanatory factors for cesarean section in Portugal. Based on INE data aggregated at NUTS II, for the period 2002 to 2010. Estimated a Negative Binomial model for Panel Data. We conclude that the mothers aged 20-34 years, mothers employed and unemployed or inactive, and the number of obstetricians/ gynecologists tend to affect positively and significantly the rate of cesarean delivery in Portugal.

ÍNDICE

I. Introdução	5
II. Revisão da Literatura	7
III. Análise Descritiva	11
IV. Análise Econométrica	18
4.1. Metodologia	18
4.2. Resultados Empíricos.....	24
V. Conclusões	30
VI. Referências Bibliográficas.....	32

ÍNDICE DE ILUSTRAÇÕES / GRÁFICOS

Gráfico 1 – Número de cesarianas por cada 100 nados-vivos, 1990-2009, em alguns países	13
Gráfico 2 – A percentagem de cesarianas por número de nados-vivos em Portugal Continental.....	14
Gráfico 3 – Número de nados vivos por nível de escolaridade mais elevado e completo da mãe em Portugal Continental.....	15

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 – Resumo dos estudos empíricos sobre a procura induzida pelo lado da oferta, caso das cesarianas	10
Tabela 2 – Percentagem de partos por cesarianas nos hospitais, centros hospitalares e unidades locais de saúde em Fevereiro 2012.....	16
Tabela 3 – Descrição das variáveis.....	19
Tabela 4 – Correlação entre variáveis	21
Tabela 5 – Análise da variável dependente	22
Tabela 6 – Poisson vs Binomial Negativo.....	22
Tabela 7 – Resultados das Estimações	25

ÍNDICE DE SÍMBOLOS / GLOSSÁRIO

ACSS	Administração Central do Sistema de Saúde
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i>
CH	Centro Hospitalar
DPPNI	Deslocamento Prematuro da Placenta Normalmente Inserida
EPE	Empresarialização Hospitalar
EUA	Estados Unidos da América
H	Hospital
HIV	<i>Human Immunodeficiency Virus</i>
INE	Instituto Nacional de Estatística
IRR	<i>Incidence Rate Ratio</i>
NLIV	<i>Non Linear IV</i>
NUTS	Nomenclaturas de unidades territoriais
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	Método dos Mínimos Quadrados
OMS	Organização Mundial de Saúde
ST	Onda do Electrocardiograma
STAN	Electrocardiografia Fetal Intra-Uterina
ULS	Unidade Local de Saúde
2SLS	<i>Two Stage Least Squares</i>
2SPLS	<i>Two Stage Probit Least Squares</i>

I. INTRODUÇÃO

Em 2010, em Portugal, registou-se uma taxa de cesarianas de 36,04% por número de nados vivos. Valor muito acima do recomendado pela OMS. Em 1985, a Organização Mundial de Saúde declarou que as taxas de cesarianas não devem ser superiores a 15%. Esta escolha pelas mulheres grávidas verifica-se em muitos países e tem sido objeto de estudo de diversas pesquisas em vários países. Em Portugal, ainda pouco se sabe, provavelmente devido à dificuldade de obtenção de dados e informações. Pretendendo preencher a lacuna relativa aos estudos empíricos em Portugal sobre as cesarianas, surge a vontade de realizar a presente tese. Este trabalho tem como principal objetivo compreender melhor os fatores explicativos da procura de cesarianas em Portugal.

O aumento da taxa de partos por cesariana não é benéfico. Uma vez que a cesariana é uma cirurgia e só deve ser feita em caso de necessidade, isto é quando a mãe e/ou o bebé correm risco de vida. Por outro lado, por se tratar de uma cirurgia, a cesariana tem um custo mais elevado do que um parto normal (basta ver a tabela de preços, por exemplo, do Hospital da CUF).

Existem diversas razões para se proceder a uma cesariana. Estas razões explicativas podem ser agrupadas em: indicações obstétricas, condições não médicas do estado da paciente (idade, situação socioeconómica) e condições não médicas por parte do profissional (incentivos económicos, disponibilidade de tecnologia) (Muínelo, Rossi e Triunfo, 2005).

A indução da procura por parte da oferta, uma razão explicativa para se proceder a uma cesariana, é um tema polémico e de grande debate em Economia da Saúde. Esta polémica resulta do facto dos profissionais de saúde (agente da oferta) poderem gerar procura adicional e induzirem a escolha da cesariana. Esta possibilidade advém da assimetria de informação que caracteriza a relação entre a oferta-médico e a procura-paciente. Os médicos têm mais conhecimentos de medicina do que os pacientes e podem, por isso, utilizar este conhecimento em seu benefício, levando os indivíduos acreditar numa necessidade de consumo de cuidados de saúde (desnecessário) como sejam consultas, teste diagnóstico, medicamentos e cirurgias adicionais.

Neste trabalho vamos testar os fatores que levam ao aumento das cesarianas e analisar a possibilidade de existência de indução de procura por parte dos profissionais. Para tal análise, vamos estudar o número de cesarianas das diferentes regiões, NUTS II, de Portugal Continental, para o período de 2002 a 2010. Analisando as características das mães dos nados-vivos (idade, escolaridade, condição perante o trabalho e PIB por habitante), as características dos hospitais (número de camas/ número de hospitais oficiais e número de camas/ número de hospitais privados), o número de obstetras/ ginecologistas e o número de nados-vivos por parto gemelar, agregados por região. O modelo a estimar será um modelo de contagem, devido à natureza da nossa variável dependente.

Os nossos resultados vão contribuir para identificar quais os fatores que contribuem para o número de cesarianas em Portugal Continental e identificar se há existência de indução de procura por parte da oferta. Procuramos também completar a escassa literatura existente em Portugal sobre o assunto.

A presente dissertação está estruturada em cinco capítulos, o primeiro e presente capítulo anuncia uma visão geral do tema e o objeto de pesquisa. No capítulo que se segue apresenta-se uma revisão da literatura sobre cesarianas, no terceiro capítulo expõe-se uma pequena descrição sobre as cesarianas em Portugal. O capítulo quarto formaliza o modelo econométrico e o último capítulo apresenta as conclusões finais.

II. REVISÃO DA LITERATURA

A taxa de cesarianas aumentou em todos os países da OCDE nas últimas décadas. Na média dos países da OCDE, a taxa de cesariana aumentou de 14% em 1990 para 20% em 2000 e 26% em 2009. A taxa de crescimento desde 2000 foi particularmente rápido na Dinamarca, República Checa, Polónia e República Eslovaca. Um estudo da evolução de cesarianas nos Estados Unidos mostrou que a proporção de cesarianas, “sem indicação de risco de gravidez” aumentou de 3,7% em 1996 para 5,5% em 2001. Na França, de acordo com um estudo de 2008 da *Fédération hospitalière de France*, as taxas de cesariana são mais elevadas nos estabelecimentos do setor privado do que no setor público, embora este último tinha a intenção de tratar a gravidez risco. Da mesma forma, um estudo sobre a prática de cesarianas na América Latina na década de 1990 observou taxas de cesarianas maiores em hospitais privados (OCDE, 2011).

Devido a esta evolução ao longo do tempo, as cesarianas têm sido objeto de estudo por parte dos investigadores. A literatura económica tem principalmente estado concentrada na identificação dos diversos fatores que ajudam a explicar o aumento de cesarianas.

No século XX houve muitas mudanças nos cuidados obstétricos, estas mudanças podem ser resumidas em três categorias (Ecker e Frigoletto, 2007):

- a) mudanças tecnológicas: a mudança do parto em casa para o hospital, o uso de anestesia (e melhores técnicas anestésicas), a introdução de antibióticos modernos, a criação de bancos de sangue, unidades de cuidados intensivos neonatais, técnicas para monitorar a saúde do feto durante a gravidez e o parto, e para induzir o parto;
- b) mudanças nas preferências das pacientes: Hoje em dia a idade da mãe aumentou significativamente e os níveis de educação dos pais e o estatuto de emprego das mães têm sofrido mudanças. Além disso as taxas de fertilidade e o tamanho da família são agora significativamente diferentes.
- c) mudanças no comportamento dos médicos: Muitas vezes os médicos induzem os partos por cesarianas devido a efeitos de incentivo nos sistemas de pagamento. E por outro lado, também por considerar que as cesarianas são partos que podem ser

agendados por conveniência tanto por parte dos médicos como também por parte dos pais.

Vários estudos analisam um ou mais fatores responsáveis pela escolha do parto por cesariana e pelo aumento da taxa de cesariana ao longo do tempo. Há também trabalhos exclusivamente vocacionados para a testagem da indução da procura de cesarianas.

Nos primeiros estudos sobre indução de procura, Shain e Roemer (1959) e Roemer (1961) encontraram uma forte correlação entre a oferta de camas hospitalares e a sua utilização, sendo sugerida a interpretação de que se um hospital tinha a cama vazia tenderia a preenchê-la. Correlação que surgiu em resposta a um aumento da oferta.

Autores como Gruber e Owings (1996), Fabbri e Monfardini (2001) e Kim (2009) investigaram o impacto da diminuição da taxa de fertilidade na rápida ascensão dos partos por cesarianas. Eles estudaram a indução da procura por parte da oferta, dado um choque exógeno negativo no rendimento dos médicos obstetras/ginecologistas, pela queda da taxa de fertilidade. A queda na fertilidade pode ter influenciado os médicos obstetras a substituir o parto normal para uma alternativa mais compensatória monetariamente, as cesarianas. Gruber e Owings (1996), verificaram que os incentivos financeiros dos médicos tiveram um papel significativo na substituição para o parto por cesariana. O estudo Italiano, de Fabbri e Monfardini (2001), mostrou que a probabilidade de ter uma cesariana após uma redução de 20% na remuneração, para qualquer classe de risco da gravidez é sistematicamente e significativamente maior nos hospitais privados (médicos financiados com um salário fixo + variável) do que nos hospitais públicos (médicos têm um salário fixo). Em resposta ao choque de rendimento, a adoção de cesarianas aumentou em 65% para mulheres de baixo risco de gravidez que representam mais de 50% da amostra. Para o caso dos EUA, artigo de Kim (2009), os resultados apontam para a existência de alguma evidência de procura induzida.

Investigadores também, analisaram a probabilidade de um nascimento ser por cesariana diferenciando por tipo de hospitais. Nos hospitais privados os médicos recebem consoante o número de consultas/ cirurgias. Logo os médicos vão ter o incentivo de induzir a procura (Muinel, Rossi e Triunfo, 2005). Estes autores mostraram que mulheres com

nenhum risco médico, têm o dobro da probabilidade de ter uma cesariana num hospital privado (25%) do que num hospital público (11%).

No mesmo estudo, Muinelo, Rossi e Triunfo (2005), verificaram que aumenta a probabilidade de escolha de um hospital público para as mulheres menos educadas, solteiras e mais jovens. No estudo dos EUA, Gruber e Owings (1996), concluíram que a probabilidade de ter um parto por cesariana aumenta com o aumento da idade materna e também aumenta para mulheres brancas e casadas, nos grandes hospitais e em hospitais privados. Apontam também que as cesarianas prévias são um forte fator para uma cesariana atual.

Das (2002), analisou o que parece contradizer a hipótese de procura induzida, uma redução de 10,1 por cento na taxa de fertilidade e 13,3 por cento de declínio na taxa de cesariana. A evidência mostra que a diminuição da fertilidade está associada a um aumento da taxa de cesariana, mas que este efeito foi anulado por um efeito inverso do crescimento dos sistemas de cuidados médicos (*managed care activity*¹) que conduziu à redução observada nas taxas de cesarianas. Os resultados mostraram que a atividade dos sistemas de cuidados médicos pode explicar estatisticamente aproximadamente 30 por cento da redução das cesarianas.

No Uruguai, Fleis e Urrestarazu (2000), testaram igualmente a hipótese de procura induzida. No entanto, não conseguiram provar a hipótese de indução da procura, dado que não conseguiram identificar quanto do aumento da quantidade de serviços representa cuidados desnecessários. Verificaram que o rendimento médio mensal aumentou em termos reais para a população médica. Os maiores aumentos foram para os médicos do sector privado em Montevideu. Este aumento é particularmente acentuado entre as cirurgias menos complexas. Encontraram também uma alta correlação positiva entre rendimento e número de médicos, sugerindo a existência de procura induzida.

Há um grande número de trabalhos empíricos que confirmam a evidência de existência de alguma procura induzida por cesarianas pelos médicos obstetras/

¹ O *managed care activity* é uma forma de organização do sistema de cuidados médicos, com o objetivo de reduzir os custos desnecessários, e é essencialmente utilizada nos EUA.

ginecologistas. Muitos estudos mostram que devido a uma redução do rendimento dos médicos (pela diminuição da taxa de fertilidade), os médicos optam por recomendar às suas pacientes fazer o parto por cesariana.

Tabela 1 – Resumo dos estudos empíricos sobre a procura induzida por cesarianas

Autores	País, Dados	Metodologia	Variável Dependente	Variáveis Explicativas	Indução
Muinelo, Rossi e Triunfo (2005)	Uruguai, 2003	2SPLS	Cesarianas (variável binária: sim/não)	Características da gravidez, demográficas e hospitalares.	Sim
Gruber e Owings (1996)	EUA, 1970-1982	Logit	Cesarianas (variável binária: sim/não)	Características da gravidez, demográficas, hospitalares, cesarianas prévias, número de obstetras por nascimentos.	Sim
Fabrizi e Monfardini (2001)	Italia, 1997-1998	Probit	Cesarianas (variável binária: sim/não)	Características da gravidez, demográficas e hospitalares, cesarianas prévias.	Sim
Kim (2009)	EUA, 1989-1999	OLS	Taxa cesariana e visitas pré natais	Características da gravidez, demográficas e hospitalares.	Sim
Das (2002)	EUA 1989-1996	2SLS e NLIV	Taxa cesariana	Características da gravidez, demográficas e hospitalares.	Sem significância estatística
Fleiss e Urrestarazu (2000)	Uruguai, 1991-1998	t-test, mann-whitney test, two-sample kolmogorov-smirnov test	-	Rendimento dos médicos, da população e consultas e cirurgias	Sem significância estatística

III. UMA ANÁLISE DESCRITIVA

O nascimento pode ocorrer por parto vaginal (normal) ou por via abdominal (cesariana). A cesariana é feita quando esta é necessária para o bem da mãe, do bebê ou de ambos, isto é, quando estes correm risco de vida por parto normal, geralmente acontece quando a mãe apresentar um determinado problema com a gravidez. Segundo o Serviço de Obstetrícia, Departamento de Ginecologia e Obstetrícia, do Hospital de S. João. (protocolo elaborado por Isabel Campos -Novembro 2001, revisto Setembro 2004), o recurso ao parto por cesariana poderá ser justificado nas seguintes situações:

- Patologia materna que contra indica o parto eutócico (grávida com infecção por HIV; herpes genital ativo; psicopatia; doença cardiovascular ou pulmonar grave, etc.);
- Patologia grave própria ou associada à gravidez (placenta prévia, DPPNI, proclividade do cordão, pré-eclampsia grave, eclampsia, etc.);
- Anomalia fetal que contra indica o parto eutócico (mielomeningocele, hidrocefalia com macrocrania, defeitos da parede abdominal com exteriorização hepática, teratoma sacrococcígeo, etc.);
- Tentativa frustrada de indução do trabalho de parto;
- Cesariana prévia (duas ou mais cesarianas anteriores, gestação de 41 semanas com índice de Bishop desfavorável);
- Estado fetal não tranquilizador (traçado cardiotocográfico patológico, vários episódios ST no sistema STAN, restrição de crescimento fetal com fluxo diastólico ausente ou invertido, etc.);
- Situação ou apresentação fetal anómala (situação transversa, apresentação de pelve, apresentação de face com mento posterior);
- Suspeita de incompatibilidade feto-pélvica (suspeita de macrosomia fetal, bacia incompatível – platiplóide, assimétrica, etc.);
- Trabalho de parto estacionário: Distocia mecânica e Distocia dinâmica;
- Gravidez múltipla (gravidez tripla ou de número superior, gravidez gemelar com 1º feto em apresentação de pelve, gravidez gemelar monocoriônica, etc.);
- Outras (recusa materna de parto eutócico, etc.);

Podemos concluir que existem 3 grupos de razões explicativas para proceder a uma cesariana (como já foi referido mais acima). As indicações obstétricas, as condições não médicas do estado da paciente (idade, situação socioeconómica) e as condições não médicas por parte do profissional (incentivos económicos, disponibilidade de tecnologia).

Uma cesariana acarreta um maior risco para a mulher, pois estamos a falar de uma cirurgia, onde podem surgir problemas de infeção pós-parto ou problemas de cicatrização e até acidentes cirúrgicos. Por outro lado, trata-se de um procedimento simples e rotineiro, que na maioria das vezes não traz problemas.

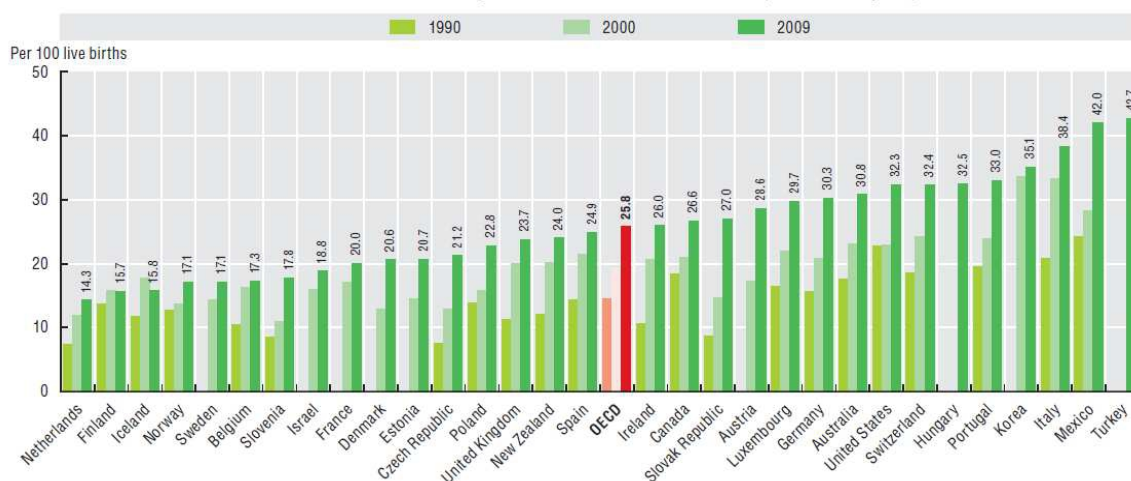
Uma cesariana custa em média, o dobro de um parto normal (exemplo: no Hospital CUF no Porto, o preço do Parto Eutócico com anestesia é de 2.850,00 € e o preço da Cesariana é de 4.400,00 €). Se o parto for por cesariana, a mãe e o recém-nascido têm que ficar mais dias no hospital, do que se fosse um parto normal, o que significa que tem um custo acrescido por cada dia suplementar no hospital (a alta do parto normal é dada ao 2º dia e no parto por cesariana é dada ao 3º dia, se tudo correr bem, segundo o Centro Hospitalar de Lisboa Central, EPE (2012)).

Se o salário de um médico obstetra no sector privado é composto por uma componente fixa e outra variável, o médico poderá incentivar a paciente para fazer uma cirurgia (cesariana) e por mais consultas, por exemplo. O que significa um mais benefício para o hospital e para o médico obstetra. Os médicos no público, ganham um salário fixo, independentemente das consultas ou cirurgias efetuadas. Aqui os médicos não vão induzir a procura, pois não vão ter interesse, mas pelo facto de os hospitais não terem profissionais suficientes para que haja tranquilidade na tomada da decisão mais apropriada, há equipas a fazer turnos de muitas horas e muitas cesarianas são decididas, na sequência de trabalhos de parto prolongados, no momento do cansaço e antes de entrar pela madrugada adentro, porque as pessoas não são máquinas (Diário de Notícias, 2006).

Os partos por cesariana têm vindo a aumentar sistematicamente em diversos países do mundo. No gráfico 1 podemos verificar que na maioria dos países o número de cesarianas por cada 100 nados-vivos quase que duplicou em 20 anos. Observamos que a tendência em todos os países, é o aumento do número de cesarianas por cada 100 nados-

vivos. Para Portugal, o número de cesarianas por cada 100 nados-vivos passou de 19,53 em 1993 para 33,0 em 2009.

Gráfico 1 – Número de cesarianas por cada 100 nados-vivos, 1990-2009, em alguns países



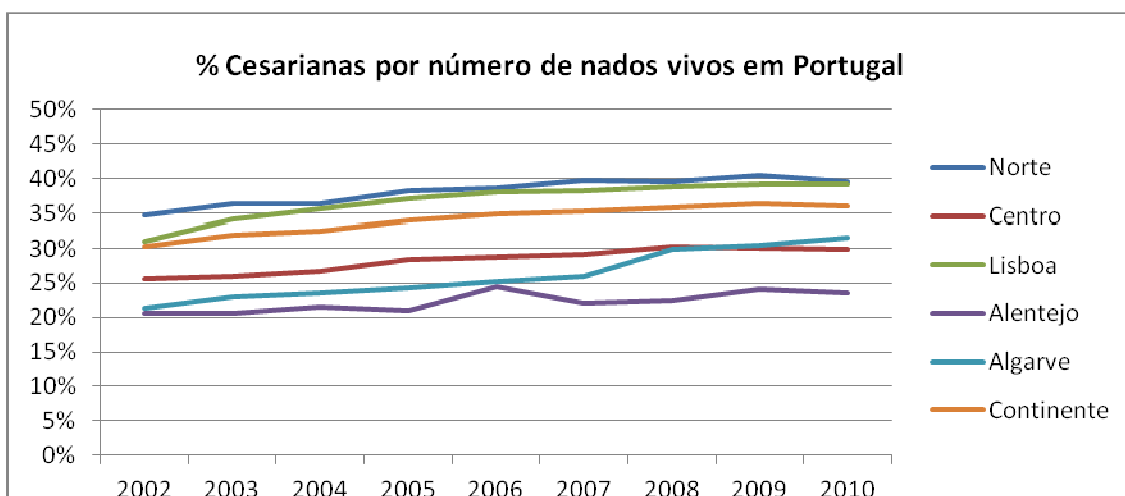
Fonte: OECD Health Data 2011.

O gráfico 2 detalha a percentagem de casarianas por cada região de Portugal Continental, neste podemos ver que a percentagem de cesarianas tem vindo a aumentar tendencialmente. A região do Norte é a região que apresenta a maior taxa de cesarianas do país, seguido de Lisboa, estas duas regiões apresentam taxas muito próximas. Cerca de 10 pontos percentuais abaixo está a região do Centro e do Algarve. No Algarve, desde 2007, que este valor sobe bastante. Por último, no Alentejo, onde este valor não passa os 25%.

Todos estes valores estão acima do recomendado pela OMS. A OMS (1985) defende que não há qualquer benefício para a saúde associado a uma taxa nacional de cesariana superior a 15%. Mas, explica Luís Mendes da Graça, presidente do Colégio da Especialidade de Ginecologia e Obstetrícia da Ordem dos Médicos, as condições sociais e jurídicas alteraram-se muito nos últimos 20 anos, o que justifica uma taxa entre os 20 e os 25% (Diário de Notícias, 2006). Em 2010, o Continente apresentava uma taxa de cesarianas de 36%. O que significa que houve, em Portugal, cerca de 10 a 15 mil

cesarianas dispensáveis, segundo o que é dito pelos especialistas portugueses (a média deveria ser de uma em cada quatro ou cinco partos). As cesarianas custam, em média, o dobro de um parto normal. Isto representa um custo acrescido para o Sistema Nacional de Saúde, por exemplo no Hospital CUF, cerca de 15 a 20 milhões de euros.

Gráfico 2 – A percentagem de cesarianas por número de nados-vivos em Portugal Continental



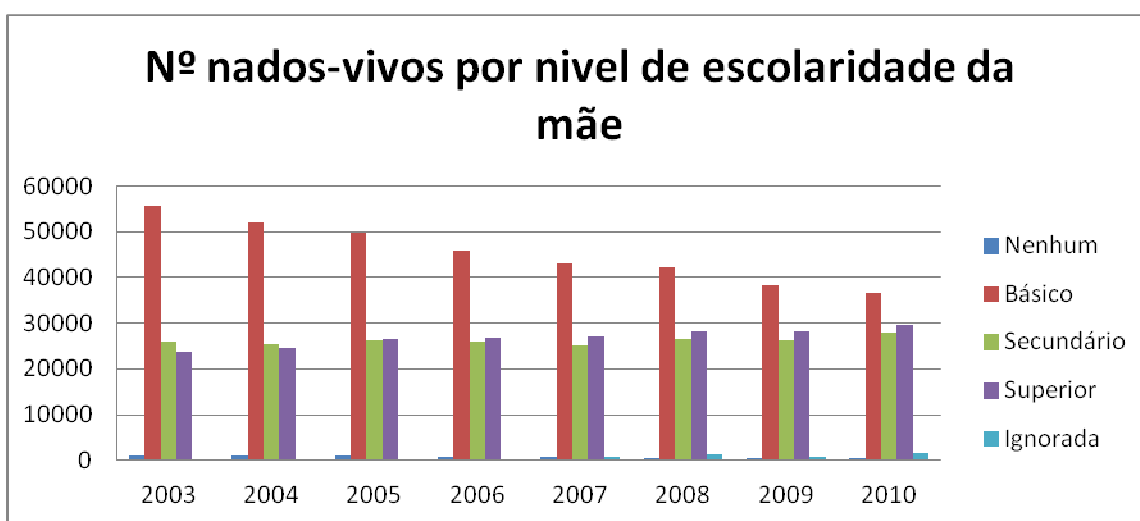
Fonte: INE (2012)

O número de nados-vivos das mães com idades entre os 15 e os 19 anos tem vindo a diminuir ao longo dos anos. De igual modo tem vindo a diminuir o número de nados-vivos das mães com as idades compreendidas entre 20 e 24 anos e 25-29 anos. Por outro lado, verifica-se que as mulheres com idades entre os 30 e 34 anos e os 35 e 39 anos, o número de nados vivos tem vindo a aumentar ao longo dos anos. Concluimos assim que as mulheres, ao longo dos anos, têm tido filhos mais tardiamente. Nos anos 90, tínhamos um maior número de nados-vivos onde as mães tinham idades entre os 20-34 anos, e com pico na idade entre os 25-29 anos. Enquanto que atualmente, verificamos que as mulheres, ao longo dos anos, têm tido filhos mais tardiamente, onde temos um maior número de nados-vivos com as mães de idades entre os 25-39 anos, e com pico na idade entre os 30-34anos. O facto de estar a aumentar a idade materna na gravidez, pode levar a um maior número de

situações patológicas, conseqüentemente, pode resultar em um parto via cesariana com mais frequência. Logo, com o aumento da idade materna existe uma maior probabilidade de essa mãe vir a ter um parto por cesariana.

O gráfico 3 ilustra o número de nados-vivos por nível de escolaridade mais elevado completo da mãe em Portugal Continental. A maioria das mães dos nados-vivos têm o ensino básico, como nível de escolaridade mais elevado completo. O número de mães com o ensino secundário e superior é semelhante, embora em 2003 as mães com o ensino secundário são superiores e atualmente, em 2010 as mães com ensino superior são ligeiramente superiores. Mulheres com um nível de escolaridade mais elevado, vão ter mais probabilidade em optar num parto por cesariana, devido a questões de carreira (empregos que exigem que as mulheres estejam belas) e razões estéticas.

Gráfico 3 – Número de nados-vivos por nível de escolaridade mais elevado e completo da mãe em Portugal continental



Fonte: INE (2012)

Em Portugal Continental temos tanto de hospitais oficiais (57%) como de privados (43%) (INE 2012). Regista-se um maior número de camas hospitalares nas regiões do Norte e Lisboa, com 33% e 35% respectivamente. A região Centro com 24%, Alentejo 5%

e o Algarve com 3% (INE 2012). O número de médicos da especialidade de ginecologia e obstetrícia no continente, de 2003 para 2010, aumentou progressivamente de 117 médicos. As regiões que registam mais médicos são o Norte e Lisboa respectivamente, com 31% e 40%. O Centro apresenta 21% dos médicos e o Alentejo e Algarve com 4% cada.

Tabela 2 – Percentagem de partos por cesarianas nos hospitais, centros hospitalares e unidades locais de saúde em Fevereiro 2012

Instituições do Norte	% partos por cesarianas	Instituições de Lisboa	% partos por cesarianas
CH Alto Ave, EPE	28,96%	CH Barreiro/Montijo, EPE	30,38%
CH Entre Douro e Vouga, EPE	24,14%	CH Lisboa Ocidental, EPE	29,92%
CH Médio Ave, EPE	41,70%	CH Lisboa Norte, EPE	29,10%
CH Porto, EPE	34,10%	CH Lisboa Central, EPE	100,00%
CH P. Varzim/Vila Conde, EPE	33,33%	CH Médio Tejo, EPE	28,24%
CH Tâmega e Sousa, EPE	29,07%	CH Oeste Norte	31,79%
CH Trás Montes e Alto Douro, EPE	40,00%	CH Setúbal, EPE	25,55%
CH V.N. Gaia/Espinho, EPE	36,46%	CH Torres Vedras	31,88%
H Braga, PPP	33,18%	H Garcia de Orta, EPE	24,15%
ULS Matosinhos, EPE	34,87%	H Prof. Dr. Fernando Fonseca, EPE	38,97%
ULS Alto Minho, EPE	25,49%	H Santarém, EPE	29,86%
ULS Nordeste, EPE	42,31%	Maternidade Dr. Alfredo Costa	29,56%
Instituições do Centro		H Cascais, Dr. José de Almeida, PPP	29,55%
		H Vila Franca de Xira, PPP	25,37%
CH Cova Beira, EPE	32,56%	Instituições do Alentejo	
ULS Castelo Branco, EPE	40,30%		H Espírito Santo, EPE
ULS Guarda, EPE	41,35%	ULS Baixo Alentejo, EPE	29,18%
Instituições do Algarve		ULS Norte Alentejano, EPE	35,71%
		CH Barlavento Algarvio, EPE	24,67%
H Faro, EPE	30,96%		

Fonte: ACSS (2012)

Pela tabela 2, na região Norte do país encontramos o Centro Hospitalar (CH) Médio Ave (EPE), o CH Trás-os-Montes e Alto Douro (EPE), o CH V.N. Gaia/Espinho (EPE) e a Unidade Local de Saúde (ULS) Nordeste, EPE com uma percentagem de partos por

cesarianas a rondar os 40%, isto é, superiores à média Continental (visto anteriormente que a média Continental é de 35% / 36%). A região Centro apresenta duas unidades locais de saúde com uma percentagem de partos por cesarianas a rondar os 40%. No CH da Cova Beira (EPE) 32,56% dos partos são por cesariana. Lisboa apresenta um caso estranho, com dados que indicam que o CH Lisboa Central (EPE) pratica 100% dos partos por via cesariana. No Alentejo só o Hospital Espírito Santo (EPE) ultrapassa a barreira dos 43,16% dos partos por cesariana. Na região Algarvia, a percentagem dos partos por cesariana não ultrapassa a média do Portugal Continental.

Através da análise descritiva podemos ver que a cesariana, como é uma cirurgia, acarreta um maior risco do que um parto normal. E como esta custa em média o dobro de um parto normal, vai gerar um maior custo para o hospital, logo os hospitais haveriam de fazer pressão nos médicos ginecologistas/obstetras para diminuir o número de cesarianas. Mas, como o número de médicos ginecologistas/obstetras tem aumentado e se supomos que um médico obstetra no serviço privado ganha consoante um salário variável + fixo (vai ter tendência em induzir mais uma cirurgia, mais uma consulta suplementar só para aumentar o salário dele), podemos pensar, segundo esta lógica, que os médicos vão induzir a procura de cesarianas.

IV. ANÁLISE ECONOMÉTRICA

4.1. METODOLOGIA

Este trabalho tem como objetivo determinar os possíveis fatores que explicam o número de cesarianas feitas em Portugal e analisar se há evidência de indução de procura por parte dos médicos obstetras/ ginecologistas. Para este fim, optou-se por fazer uma estimação utilizando os modelos de estimação de Poisson ou Binomial Negativa. Estes modelos econométricos são utilizados para dados de contagem. Recorremos a estes modelos uma vez que o nosso objetivo é estudar a média dos comportamentos da procura de cesarianas em Portugal Continental dados os fatores explicativos agregados (Wooldridge, 2009).

As variáveis de controlo utilizadas são agrupadas segundo características demográficas das mães, características dos hospitais, e outras. Na tabela 3 estão descritas as variáveis independentes utilizadas.

Os dados utilizados são do Instituto Nacional de Estatística (INE), via online. O período em análise, de 2002 a 2010, compreende dados anuais selecionados por regiões NUTS II de Portugal Continental.

Considerando os objectivos deste trabalho, as hipóteses a testar são as seguintes:

Hipóteses a testar:

- 1) Coeficiente da variável “e2034” (número de nados-vivos por grupo etário da mãe: 20-34 anos) é positiva e significativa
- 2) Coeficiente da variável “sup” (número de nados-vivos por nível de escolaridade mais completo e elevado da mãe: ensino superior) é positiva e significativa
- 3) Coeficiente da variável “emp” (número de nados-vivos por condição perante o trabalho da mãe: empregada) é positiva e significativa
- 4) Coeficiente da variável “pibhab” (produto interno bruto por habitante a preços correntes) é positiva e significativa
- 5) Coeficiente da variável “camprivado” (quociente do número de camas dos hospitais/ número de hospitais privados) é positiva e significativa

- 6) Coeficiente da variável “camaoficial” (quociente do número de camas dos hospitais/ número de hospitais oficiais) é negativa e significativa
- 7) Coeficiente da variável “nmedico” (número de médicos obstetras/ ginecologistas) é positiva e significativa
- 8) Coeficiente da variável “gemelar” (número de nados-vivos por partos gemelares) é positiva e significativa

Os dados utilizados são em painel, que conjuga o *cross section* e o *time series*. Isto significa que, os dados em painel têm dimensão espaço e tempo, ou seja, seguem as mesmas medidas seccionais (as regiões) durante um período de tempo específico. Através desta combinação, os dados em painel fornecem dados mais informativos, mais variabilidade, menos colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência (Gujarati, 2004).

Tabela 3 – Descrição das variáveis

CATEGORIAS	Variáveis	Descrição
Variável Dependente	cesariana	Nº partos por cesariana efetuados nos hospitais
Variáveis Independente		
Características da mãe	menor20	Nº de nados-vivos por grupo etário da mãe: <20 anos
	e2034	Nº de nados-vivos por grupo etário da mãe: 20-34 anos
	maior34	Nº de nados-vivos por grupo etário da mãe: >34 anos
	menorsup	Nº de nados-vivos por nível de escolaridade mais elevado e completo da mãe: nenhum, ensino básico e secundário
	sup	Nº de nados-vivos por nível de escolaridade mais elevado e completo da mãe: ensino superior
	emp	Nº de nados-vivos por condição perante o trabalho da mãe: empregada
	inadesem	Nº de nados-vivos por condição perante o trabalho da mãe: desempregada ou inativa
	pibhab	Produto interno bruto por habitante a preços correntes (Base 2000 €), em milhares de €
Características do hospital	camaoficial	Quociente do nº de camas dos hospitais / nº de hospitais oficiais (publico, militar e paramilitar)
	camaprivado	Quociente nº de camas dos hospitais / nº de hospitais privados
Outras	nmedico	Nº de médicos obstetras/ ginecologistas
	gemelar	Nº de nados-vivos por parto gemelar

Devido à natureza da nossa variável dependente, o número de cesarianas, vamos utilizar um modelo para dados de contagem. Uma vez que a variável dependente assume apenas valores inteiros não negativos. Para os nossos dados de contagem, vamos inicialmente analisar o modelo de Poisson. O modelo de Poisson tem a forte restrição de que a variância condicional e média condicional são iguais. No entanto, essa suposição é muitas vezes violada nos dados de contagem, isto é, os dados são sobredispersos. A sobredispersão ocorre quando a variância excede a média. Esta pode ser a heterogeneidade não observada do indivíduo (no nosso caso, a região), ou zeros excessivos dos dados de contagem (Greene). Se essa violação for verdade, então o modelo de Poisson seria inadequado. Para lidar com a sobredispersão deve ser usado a distribuição Binomial Negativa. Para verificar se o modelo Binomial Negativo é realmente melhor, ou não, que o modelo de Poisson, utiliza-se o critério introduzido por Schwarz (1978), o BIC (*Bayesian Information Criterion*). O BIC permite comparar os modelos.

$$BIC = -2 * \ln(\text{likelihood}) + \ln(N) * k$$

onde, N é o número de observações e k é o número de parâmetros estimados.

Para a estimação dos dados de contagem em painel existem diferentes métodos. *Pooled* para efeitos gerais e o modelo de efeitos individuais com efeitos fixos ou efeitos aleatórios. No modelo *Pooled*, os pressupostos correspondem ao modelo linear clássico, obtendo estimadores eficientes que são independentes e identicamente distribuídos (Gujarati, 2004). O modelo de efeitos fixos, permite acautelar a heterogeneidade dentro do painel, criando grupos, assim encontrar uma homogeneidade dentro da heterogeneidade. Neste modelo os efeitos individuais correlacionam-se com as variáveis explicativas, sendo, no entanto, necessário que as componentes sejam *time-invariant* (não variam com o tempo) (Gujarati, 2004). O modelo de efeitos aleatórios, considera a heterogeneidade individual num padrão desconhecido, o que implica que não sejam correlacionados com os regressores (Gujarati, 2004).

Consoante os dados que dispomos, o painel pode ser um painel equilibrado ou desequilibrado. No primeiro caso todas as unidades individuais são observadas em todos os períodos de tempo ($T_i = T$ para todo i); no segundo caso há informação que falta ($T_i \neq T$ para algum i). No nosso caso, o painel de dados é equilibrado.

Abaixo, na tabela 4, apresentamos uma matriz de correlações. Nesta matriz podemos ver as correlações existentes entre as variáveis que vamos usar na estimação. Verificamos que existe uma alta correlação entre quase todas as variáveis, apenas a variável “camaprivado” e “pibhab” apresentam uma correlação mais baixa com as restantes variáveis, não chega aos 50%.

Tabela 4 – Correlações entre variáveis

	cesariana	menor20	e2034	maior34	menorsup	sup	emp	inadesem	camaprivado	camaoficial	gemelar	nmedico	pibhab
cesariana	1												
menor20	0,973	1											
e2034	0,985	0,987	1										
maior34	0,982	0,942	0,970	1									
menorsup	0,974	0,984	0,994	0,942	1								
sup	0,927	0,888	0,914	0,973	0,864	1							
emp	0,990	0,983	0,999	0,980	0,988	0,930	1						
inadesem	0,978	0,989	0,998	0,960	0,993	0,907	0,995	1					
camaprivado	-0,03	0,045	0,053	0,019	0,042	0,058	0,040	0,076	1				
camaoficial	0,776	0,677	0,691	0,796	0,651	0,793	0,718	0,671	-0,29	1			
gemelar	0,987	0,973	0,991	0,990	0,972	0,954	0,995	0,985	0,038	0,749	1		
nmedico	0,948	0,924	0,946	0,982	0,904	0,994	0,958	0,940	0,038	0,776	0,975	1	
pibhab	0,135	0,063	0,048	0,232	-0,05	0,409	0,089	0,031	-0,19	0,521	0,155	0,339	1

Vamos analisar, pela tabela 5, a variável dependente para ver se existe sobredispersão. Analisando, verificamos que a variável dependente, “cesariana” (número de partos por cesariana), é consideravelmente sobredispersa porque, a variância da amostra de $5273,16^2 = 27806216,39$ é 4052 vezes superior à média da amostra de 6861,93. O que torna muito provável, que os verdadeiros standard errors serão subestimados, para estimadores de Poisson. O modelo Binomial Negativo é um modelo que lida com a sobredispersão.

Tabela 5 – Análise da variável dependente

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
cesari~a overall	6861.933	5273.16	956	14542	N = 45
between		5807.5	1257.222	13840.11	n = 5
within		459.7376	5032.489	7844.489	T = 9

Para verificar se o modelo Binomial Negativo é o apropriado, vamos analisar o BIC e o Log Likelihood para o modelo Binomial Negativo (com efeitos fixos e com efeitos aleatórios) e Poisson. O modelo preferido é o modelo que apresenta um menor valor BIC e um maior valor Log Likelihood. A diferença absoluta no BIC é interpretada da seguinte maneira: 0-2 Fraco, 2-6 Positivo, 6-10 forte, e >10 muito forte. A comparação é apresentada na tabela 6.

Tabela 6 – Poisson vs Binomial Negativo

Log Likelihood	BIC	
-235,36	514,93	Poisson, robust
-146,05	336,31	Binomial Negativo, FE
-197,24	442,11	Binomial Negativo, RE

Ao comparar os valores do BIC e do Log Likelihood para o modelo Binomial Negativo e o modelo de Poisson, observamos que o modelo Binomial Negativo com efeitos fixos regista um valor Log Likelihood mais elevado e um valor BIC mais baixo. O que significa que o modelo Binomial Negativo com efeitos fixos é mais adequado.

Para identificar se estamos perante um modelo *Pooled*, efeitos fixos ou efeitos variáveis, irá ser necessário realizar testes econométricos, para testar qual será o modelo apropriado. Para identificar o melhor modelo entre efeitos fixos e efeitos aleatórios, utiliza-

se o teste de Hausman². O resultado do teste de Hausman é apresentado no capítulo seguinte em simultâneo com os coeficientes do modelo estimado. De acordo com os pressupostos deste teste, caso se rejeite a hipótese nula conclui-se que é preferível o modelo de efeitos fixos, pois os efeitos individuais estão correlacionados com as variáveis explicativas (Gujarati, 2004).

² O teste Hausman testa as hipóteses: H_0 : modelo de efeitos aleatórios ($\beta^{FE} = \beta^{RE}$); H_1 : modelo de efeitos fixos ($\beta^{FE} \neq \beta^{RE}$).

4.2. RESULTADOS EMPÍRICOS

A estimação do modelo econométrico é feita usando um modelo Binomial Negativo. O resultado da estimação é apresentado na tabela 7.

Para o modelo estimado, pode observar-se os *Incidence Rate Ratio* (IRR) e os p-value/significância (valor entre parênteses) de cada variável, assim como o resultado do teste Hausman (efeito aleatório vs efeito fixo).

O resultado da estimação é realizado admitindo um nível de significância de 5%.

A interpretação da regressão Binomial Negativa em termos de *Incidence Rate Ratio*, significa que vamos interpretar como se fosse uma taxa.

Quando estimamos um modelo Binomial Negativo, os coeficientes dão-nos a diferença entre o logaritmo dos valores esperados da variável dependente, quando se faz variar a variável independente em 1 unidade. Isto pode ser escrito como $\beta = \log(\mu_{x_0+1}) - \log(\mu_{x_0})$

onde, β é o coeficiente de regressão, μ é o valor esperado da variável dependente e os índices representam onde a variável de controlo X_0 e o acréscimo de 1 unidade desta variável. Como a diferença entre logaritmos é igual ao logaritmo do quociente, é possível reinterpretar os coeficientes estimados como, *ou seja*, $\beta = \log \frac{(\mu_{x_0+1})}{(\mu_{x_0})}$.

Note-se a variável dependente é uma contagem por unidade de medida (no nosso caso o número de partos por cesariana por região) e, portanto, pode ser interpretada como uma taxa, daí que seja adequada utilização do *incidence rate ratio*. Desta forma, podemos interpretar os coeficientes de regressão como o logaritmo da *rate ratio*: o aumento de uma unidade da variável independente X resulta num aumento ou diminuição da variável dependente igual ao factor dado pelo coeficiente estimado.

Tabela 7 – Resultados da estimação (valor do rácio de incidência e entre parênteses o valor do p-value)

Variáveis/ Modelo Estimado	Binomial Negativo RE	Binomial Negativo RE	Binomial Negativo FE
Variável dependente	Número de cesarianas	Número de cesarianas	Número de cesarianas
menor20	0,999908 (0,371)	0,9994579 (0,005)	0,9995283 (0,030)
e2034	1,000052 (0,527)	1,000299 (0,002)	1,000241 (0,018)
maior34	0,9999634 (0,493)	1,000553 (0,000)	1,000157 (0,230)
menorsup	1,000094 (0,525)	0,9988748 (0,001)	0,9992492 (0,011)
sup	1,000141 (0,355)	0,998742 (0,002)	0,999207 (0,024)
emp	0,9998993 (0,371)	1,000821 (0,003)	1,000571 (0,023)
inadesem	0,9999306 (0,489)	1,001028 (0,002)	1,000652 (0,025)
pibhab		0,9864729 (0,336)	1,026872 (0,207)
rendim	1,000747 (0,018)		
camaprivado	1,000298 (0,145)	1,000408 (0,028)	0,9995902 (0,352)
camaoficial	1,000354 (0,033)	1,00058 (0,025)	1,000433 (0,151)
nmedico	1,002172 (0,002)	1,003374 (0,000)	1,007322 (0,000)
gemelar		1,000487 (0,092)	1,000005 (0,983)
Nº de Observações	40	30	30
Wald chi2 Prob>chi2	chi2(11)= 283,55 Prob>chi2= 0,000	chi2(12)= 1759,90 Prob>chi2= 0,000	chi2(12)= 194,58 Prob>chi2= 0,000
Log likelihood	-267,579	-197,245	-146,048
Teste Hausman Chi2 Prob>chi2	Efeitos Aleatórios Chi2(11)= 16,96 Prob>chi2 = 0,1091	Efeitos Fixos Chi2(11)= 22,33 Prob>chi2 = 0,0219	

Como já referimos anteriormente o modelo mais adequado é o que se apresenta na 3ª coluna – Binomial Negativo com efeitos fixos, uma vez que existe sobredispersão dos dados e que existe heterogeneidade das regiões que se correlaciona com variáveis explicativas.

No entanto, apresentamos também na 1ª coluna da tabela 7, a primeira abordagem à estimação dos fatores explicativos do número de cesarianas, que abandonámos porque incluía a variável “rendim” (rendimento médio dos trabalhadores por conta de outrem). E esta variável não capta todos os rendimentos da região. Esta primeira abordagem também não incluía uma variável que caracteriza o tipo de parto.

Na 2ª coluna apresentamos o modelo idêntico ao que consideramos adequado, mas para efeitos aleatórios. Pois, pelo teste de Hausman vemos que o modelo apropriado é o modelo com efeitos fixos.

De seguida apresentamos as nossas hipóteses iniciais a respectiva análise com base nos resultados estimados.

Hipótese 1 – Coeficiente da variável “e2034” (número de nados-vivos por grupo etário da mãe: 20-34 anos) é positiva e significativa

Resultado da estimação: pelo *Incidence Rate Ratio*, existe evidência estatística suficiente para afirmar que, para o aumento de uma unidade no número de nados-vivos de mães com idades entre 20-34 anos aumenta a taxa de cesarianas de 0,000241 pontos percentuais. Verificamos como esperávamos que o número de nados-vivos de mães com idades entre 20-34 anos tende positivamente a contribuir para o número de cesarianas porque ao considerarmos que a idade fértil da mulher se encontra entre os 20 e 34 anos (menos problemas ligados com a gravidez/parto), então nessa faixa etária vamos encontrar mais partos, logo mais partos por cesariana, se a procura for induzida.

Hipótese 2 – Coeficiente da variável “sup” (número de nados-vivos por nível de escolaridade mais completo e elevado da mãe: ensino superior) é positiva e significativa

Resultado da estimação: no que concerne o nível de escolaridade da mãe, existe evidência estatística suficiente para afirmar que, pelo *Incidence Rate Ratio*, o aumento de uma unidade no número de nados-vivos de mães com ensino superior diminui a taxa de cesarianas de 0,999207 pontos percentuais. No entanto esperávamos um sinal positivo, uma vez que as mulheres com o ensino superior, vão ter mais probabilidade em optar num parto por cesariana, devido a questões de carreira.

Hipótese 3 – Coeficiente da variável “emp” (número de nados-vivos por condição perante o trabalho da mãe: empregada) é positiva e significativa

Resultado da estimação: para as mães empregadas, existe evidência estatística suficiente para afirmar que, para o aumento de uma unidade no número de nados-vivos de mães empregadas aumenta a taxa de cesarianas de 0,000571 pontos percentuais. Verificamos como esperávamos que o número de nados-vivos de mães empregadas tende positivamente a contribuir para o número de cesarianas.

Hipótese 4 – Coeficiente da variável “pibhab” (produto interno bruto por habitante a preços correntes) é positiva e significativa

Resultado da estimação: para o PIB por habitante, um aumento de uma unidade no PIB por habitante aumenta a taxa de cesarianas de 0,026872 pontos percentuais. No entanto, não obtivemos evidência estatística para confirmar a hipótese 4.

Hipótese 5 – Coeficiente da variável “camaprivado” (quociente do número de camas dos hospitais/ número de hospitais privados) é positiva e significativa

Resultado da estimação: pelo *Incidence Rate Ratio* podemos ver que para o aumento de uma unidade no quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais privados diminui a taxa de cesarianas de 0,9995902 pontos percentuais. No entanto, o sinal do coeficiente estimado não é estatisticamente significativo. Assim, não podemos confirmar a hipótese 5. Podemos no entanto referir que, no modelo de efeitos aleatórios o aumento de uma unidade no quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais

privados aumenta a taxa de cesarianas de 0,000408 pontos percentuais. E o sinal do coeficiente estimado é estatisticamente significativo.

Hipótese 6 – Coeficiente da variável “camaoficial” (quociente do número de camas dos hospitais/ número de hospitais oficiais) é negativa e significativa

Resultado da estimação: para o aumento de uma unidade no quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais oficiais aumenta a taxa de cesarianas de 0,000433 pontos percentuais. No entanto, o sinal do coeficiente estimado não é estatisticamente significativo. Assim, não podemos confirmar a hipótese 6. Podemos no entanto referir que, no modelo de efeitos aleatórios o aumento de uma unidade no quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais oficiais aumenta a taxa de cesarianas de 0,00058 pontos percentuais. E o sinal do coeficiente estimado é estatisticamente significativo. No resultado, esperávamos uma contribuição negativa e não positiva, uma vez que as cesarianas para os hospitais oficiais geram maiores custos.

Hipótese 7 – Coeficiente da variável “nmédico” (número de médicos obstetras/ ginecologistas) é positiva e significativa

Resultado da estimação: pelo *Incidence Rate Ratio* podemos ver que para o aumento de uma unidade no número de médicos obstetras/ ginecologistas aumenta a taxa de cesarianas de 0,007322 pontos percentuais. Para um nível de 1%, existe evidência estatística de uma possível indução da escolha de partos por cesariana por parte dos médicos, uma vez que o número de médicos obstetras/ ginecologistas tende a contribuir positivamente e significativamente para o número de cesarianas.

Hipótese 8 - Coeficiente da variável “gemelar” (número de nados-vivos por partos gemelares) é positiva e significativa

Resultado da estimação: para o número de nados-vivos por parto gemelar, o aumento de uma unidade no número de nados-vivos por parto gemelar aumenta a taxa de cesarianas de 0,000005 pontos percentuais. No entanto, não obtivemos evidência estatística

para confirmar a hipótese 8. Podemos no entanto referir que, no modelo de efeitos aleatórios o aumento de uma unidade no número de nados-vivos por parto gemelar aumenta a taxa de cesarianas de 0,000487 pontos percentuais. E o sinal do coeficiente estimado é estatisticamente significativo.

V. CONCLUSÕES

Atualmente regista-se um elevado e crescente número de cesarianas e é importante determinar os fatores que explicam este acontecimento, para que num futuro próximo se possa atuar de forma a reduzir esse elevado número de cesarianas, não benéfico para a saúde da mãe e/ou do bebé.

Esta dissertação identifica os fatores que contribuem para o aumento do número de cesarianas em Portugal Continental e a possível existência de indução da procura por parte dos médicos obstetras/ ginecologistas. Então procurou-se verificar se as características das mães dos nados-vivos (idade, escolaridade, condição perante o trabalho e PIB por habitante), as características dos hospitais (número de camas/ número de hospitais oficiais e número de camas/ número de hospitais privados), o número de obstetras/ ginecologistas e o número de nados-vivos por parto gemelar contribuem para o número de cesarianas.

A principal contribuição deste estudo é a abordagem de uma questão pouco explorada para o caso de Portugal. Pelo nosso conhecimento, nenhum outro estudo explorou a indução da procura por parte da oferta para o caso das cesarianas em Portugal.

Através da análise empírica, observamos que o número de nados-vivos das mães com idade superior a 34 anos, o PIB por habitante, o quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais privados, quociente número de camas hospitalares/ número de hospitais oficiais e o número de nados-vivos por parto gemelar apresentam resultados não significativos estatisticamente. No entanto, o número de nados-vivos das mães com idade menor a 20 anos, o número de nados-vivos das mães com um nível de escolaridade menor que o ensino superior e com o ensino superior tendem a registar uma diminuição na taxa de cesariana. O número de nados-vivos das mães com idade entre os 20-34 anos, o número de nados-vivos de mães empregadas e desempregadas ou inativas, apontem para uma tendência de aumento na taxa de cesariana. O número de médicos obstetras/ ginecologistas apresenta um coeficiente em termos de *Incidence Rate Ratio* positivo e bastante significativo para o período em análise.

Conclui-se portanto, que as variáveis número de nados-vivos das mães com idade entre os 20-34 anos, o número de nados-vivos de mães empregadas e desempregadas ou inativas, e o número de médicos obstetras/ ginecologistas tendem a afetar de forma positiva e significativa a taxa de cesarianas em Portugal Continental para o período de 2002 a 2010. E pelo facto da variável o número de médicos obstetras/ ginecologistas ser positiva e

significante, podemos verificar uma possível indução da procura por parte dos profissionais de saúde.

O nosso trabalho apresenta algumas limitações a nível do número de observações. Por este motivo, parte das variáveis estimadas não são significativas, no entanto, apresentam o sinal esperado. Obtivemos também limitações a nível do acesso à informação. Foi pedido ao ACSS e ao INE dados individuais e por NUTS III sobre as mães dos nascidos-vivos dos hospitais/ maternidades públicos e privados. Informações como características demográficas das mães (idades, escolaridade, etc.), características do hospital (público e privado), características do parto (causa da cesariana, cesarianas prévias, etc.) eram necessários para um melhor resultado. Estes dados foram pedidos por escrito à Administração Central do Sistema de Saúde (ACSS), que no entanto recusou a sua disponibilização. Também foram pedidos dados ao INE por NUTS III, mas estes também foram recusados.

VI. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACSS (2012). Administração Central do Sistema de Saúde. Monitorização mensal dos hospitais, centros hospitalares (EPE e SPA), unidades locais de saúde (ULS) e hospitais em modelo de parcerias público-privadas – Fevereiro 2012.
- ARSLVT (2010). “Perfil de Saúde da Região de Lisboa e Vale do Tejo”. Administração Regional de Saúde de Lisboa e Vale do Tejo, IP.
- ARSN (2011). “Cesarianas – Evolução 2005-2011”. Administração Regional de Saúde do Norte, IP.
- ARSN (2010). “Medidas para Reduzir a Taxa de Cesarianas na Região Norte de Portugal”. Comissão para a Redução da Taxa de Cesarianas da ARS do Norte, IP.
- Barros, P. (2009). “Economia da Saúde – Conceitos e Comportamentos”. Almedina, 2ª Edição.
- Centro hospitalar de Lisboa, EPE (2012). “<http://www.maternidade.pt/clinica/cuidados-pos-parto>”. Consultado em 29 de Maio de 2012.
- Das, M. (2002). “Is there evidence against the induced demand hypothesis? Explaining the large reduction in cesarean rates”. Columbia University, Department of Economics ,No. 0102-40.
- Diário de Notícias (2006). “Mais de 10 mil cesarianas desnecessárias em 2004”, por Elsa Costa e Silva André Carrilho, publicado no Diário de notícias a 26 de Março de 2006.
- Ecker, J.L. e F.D. Frigoletto (2007), “Cesarean Delivery and the Risk-Benefit Calculus”, The New England Journal of Medicine, 356 (9), pp. 885-888.
- Evans, R. (1974). “Supplier-induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications”. in M. Perelman (Ed.) The economics of Health and Medical Care, London: McMillan.
- Fabbri, D., e C. Monfardini (2001). “Demand Induction with a discrete distribution of patients”. Department of Economics, University of Bologna.

- Gujarati, D. (2004). “Basic Econometrics”. The McGraw-Hill Companies, fourth Edition, New York.
- Greene, W.. “Discrete Choice Modeling”. Department of Economics, Stern School of Business, New York University. “<http://people.stern.nyu.edu/wgreene/>”. Consultado em 1 de Outubro de 2012.
- Gruber, J. e M. Owings (1996). “Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery”. The RAND Journal of Economics, Vol 27, No.1, pp.99-123.
- Hospital CUF. Tabela de preços 2011 do Hospital CUF no Porto.
- INE (2012). Instituto Nacional de Estatística.
- Kim, B. (2009). “Do doctors Induce Demand?”. Department of Economics, Korea University, No. 0901.
- Matias, A. (1995). “O mercado de cuidados de saúde”. Associação Portuguesa de Economia da Saúde, Documento de trabalho 5/ 95.
- McGuire, T.G., e M.V., Pauly (1991). “Physician response to fee changes with multiple payers”. Journal of Health Economics 10.
- Muinelo L., M. Rossi e P. Triunfo (2005). “Comportamiento Médico:: Una Aplicacion a las Cesareas en el Uruguay”. Departamento de Economia, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- OCDE (2011). “Panorama de la santé 2011, les indicateurs de l’OCDE”. <http://www.oecd-ilibrary.org/fr>. Consultado em 22 de Outubro de 2012.
- OCDE (2012). OECD Health Data 2011.
- Oliva, C. (2010). “Cesariana versus Parto Vaginal: como nascer?”. Instituto de Ciências Biomédicas de Abel Salazar, Universidade do Porto.
- OMS (1985, 2012). Organização Mundial de Saúde. Dados estatísticos.
- Schwarz, G. (1978). “Estimating the dimension of a model”. The Annals of Statistics Vol. 6, No. 2, pp. 461–464.

Serviço de Obstetrícia, Departamento de Ginecologia e Obstetrícia, do Hospital de S. João.
(protocolo elaborado por Isabel Campos -Novembro 2001, revisto Setembro 2004).

STATA. “Stata Annotated Output, Negative Binomial Regression”.
http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/output/stata_nbreg_output.htm. Consultado em 3
de Setembro de 2012.

The New York Times (2006). “Voluntary C-Sections result in more baby deaths”, por
Nicholas Bakalar, publicado no The New York Times a 5 de Setembro de 2006.

Roemer, M. (1961). “Bed Supply and Hospital Utilization: A Natural Experiment”.
Hospitals 35: 36-42.

Wooldridge, J.M. (2009). “Introductory Econometrics: a modern approach”. 4th Edition,
South Western Cengage Learning, Canada.

World Health Organization 1985. Appropriate technology for birth. Lancet 2 (8452):436-
437.