



**A incerteza da procura e custos dos hospitais:  
Uma aplicação empírica**

Joana Daniela Ferreira Cima

Dissertação de Mestrado em Economia

Orientação:

Prof. Álvaro Almeida

2012

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer a todos aqueles que tornaram a realização desta dissertação possível.

Em especial gostaria de agradecer:

Ao professor Álvaro Almeida pelas suas sugestões e esclarecimentos, dados ao longo da elaboração do trabalho, bem como pelo seu acompanhamento e paciência.

À Administração Central do Sistema de Saúde (ACSS) pela disponibilização de dados, imprescindíveis para a realização do estudo.

A todos os amigos, pelo companheirismo, amizade e opiniões construtivas.

Aos meus pais, a quem dedico a dissertação e sem os quais não teria sido de todo possível.

## RESUMO

Esta dissertação analisa o efeito da procura estocástica nos custos de hospitais portugueses. Para isso, e usando informação referente a 43 hospitais para o período entre 2007 e 2009, estimámos uma função custo de curto prazo, em contexto de procura incerta.

O fator de incerteza da procura foi introduzido na função custo utilizando uma relação entre a capacidade hospitalar não utilizada e as variações inesperadas da procura.

Usámos a função *translog* como especificação da função custo, dada evidência estatística para a rejeição da função custo tradicional.

Os resultados mostram que a procura estocástica apresenta um efeito positivo e significativo nos custos dos hospitais, sendo o efeito mais evidente em hospitais que operam com menores taxas de capacidade de reserva.

Os resultados também mostram que a função custo exhibe retornos decrescentes à escala, por observação da medida de economias de escala globais.

**Palavras-chave:** custos hospitalares, funções de custo, procura incerta, custo de excesso de capacidade.

**Classificação JEL:** D20, D24, I10.

## **ABSTRACT**

This dissertation analyzes the effect of stochastic demand on the Portuguese hospital costs. Thereby, using data from 43 hospitals for the period between 2007 and 2009, we estimated a short-term cost function in the context of uncertain demand.

The factor of uncertain demand was introduced on the cost function using a relationship between the unused hospital capacity and the unexpected variations in demand.

We used the translog cost function as specification for the cost function, given statistical evidence for the rejection of traditional cost function.

The results show that stochastic demand has a significant and positive effect on hospital costs, being the effect more evident in hospitals that operate with lower rates of reservation capacity.

The results also show that the cost function exhibits diminishing returns to scale, by observing the measure of overall economies of scale.

***Keywords:*** hospital costs, costs function, uncertain demand, cost of excess capacity.

***JEL Classification:*** D20, D24, I10.

# ÍNDICE GERAL

AGRADECIMENTOS .....	ii
RESUMO.....	iii
ABSTRACT.....	iv
ÍNDICE GERAL.....	v
ÍNDICE DE FIGURAS .....	vi
CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO.....	1
CAPÍTULO 2 – REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1 INCERTEZA DA PROCURA DE CUIDADOS HOSPITALARES.....	4
2.2 ESPECIFICAÇÃO DAS FUNÇÕES CUSTO .....	11
2.2.1 ESPECIFICAÇÃO FUNCIONAL TRADICIONAL .....	12
2.2.2 ESPECIFICAÇÃO FUNCIONAL FLEXÍVEL .....	13
CAPÍTULO 3 – METODOLOGIA.....	18
3.1 INTRODUÇÃO.....	18
3.2 DADOS EM PAINEL.....	19
3.2.1 MODELO DE DADOS AGRUPADOS ( <i>POOLED</i> ).....	20
3.2.2 MODELO DE EFEITOS FIXOS, MODELO DE EFEITOS ALEATÓRIOS .....	21
3.3 HOSPITAIS EM ANÁLISE .....	24
3.4 DADOS .....	27
3.4.1 FONTES .....	27
3.4.2 VARIÁVEIS.....	27
3.5 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO .....	34
CAPÍTULO 4 – RESULTADOS EMPÍRICOS .....	37
4.1 RESULTADOS DO CÁLCULO DA INCERTEZA.....	37
4.2 RESULTADOS REFERENTES À FUNÇÃO CUSTO .....	41

CAPÍTULO 5 – CONCLUSÃO.....	51
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	53

## ÍNDICE DE FIGURAS

### TABELAS:

TABELA 1 – HOSPITAIS EM ANÁLISE .....	25
TABELA 2 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS .....	30
TABELA 3 – EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS ENTRE 2007 E 2009.....	31
TABELA 4 – SUMÁRIO DAS ESTATÍSTICAS.....	31
TABELA 5 – SUMÁRIO DAS ESTATÍSTICAS DAS VARIÁVEIS NORMALIZADAS .....	33
TABELA 6 – ESTIMAÇÃO DA PROCURA PARA A ENTIDADE HOSPITALAR i... .....	38
TABELA 7 – ESTIMAÇÃO DA CAPACIDADE HOSPITALAR NÃO UTILIZADA (EM FUNÇÃO DA PROCURA INCERTA).....	40
TABELA 8 – TESTE LM.....	42
TABELA 9 – TESTE DE HAUSMAN .....	42
TABELA 10 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DA FUNÇÃO CUSTO .....	43
TABELA 11 – ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO CUSTO .....	45
TABELA 12 – ELASTICIDADES DE CUSTO .....	47
TABELA 13 – ANÁLISE DE HIPÓTESES DE PRODUÇÃO.....	49

### GRÁFICOS:

GRÁFICO 1 – ESTRUTURA DOS CUSTOS.....	28
---------------------------------------	----

## CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO

Tanto em países desenvolvidos como em países em desenvolvimento é reconhecida a importância do setor hospitalar na promoção de saúde pública e o papel da sua gestão na comunidade (Shepard *et al*, 2000). A gestão deve ser desenvolvida de forma a garantir os serviços que a comunidade necessita, a um menor custo possível e a um nível de qualidade aceitável.

Feldstein (1993) reconhece a importância do setor hospitalar, descrevendo-o como “a mais importante instituição a ser analisada”.

Principalmente a partir da década de 70, o crescimento acentuado dos custos dos hospitais vem sendo uma questão a ganhar grande visibilidade, tendo sido acompanhada por um número crescente de estudos que envolve a temática e tem centrado os esforços de decisores políticos para a sua contenção (Butler, 1995), (Boutsioli, 2010).

Também em Portugal se verifica um crescimento acentuado dos custos no setor da saúde. O peso deste setor no PIB subiu cerca de 6.2% em 1990, atingindo o valor de 10.2% em 2010, sendo o peso específico do setor público de aproximadamente 6.5% do PIB, valor superior à média dos países da OCDE (OECD, 2012).

Em relação ao setor hospitalar, este vem apresentando a mesma tendência nos seus custos, ao aumentarem entre 2000 e 2010, cerca de 24%<sup>1</sup>.

Este facto tem tornado o setor alvo de várias reformas que procuram a obtenção de uma maior eficiência na afetação de recursos. Destaque-se as políticas referentes à empresarialização de hospitais (Ribeiro, 2004), ou mais recentemente políticas que visam uma reorganização das urgências hospitalares.

Nas diversas análises de custo realizadas na literatura, passou a ser frequentemente reconhecido que o tamanho dos hospitais era um fator importante a ser analisado, em particular, o excesso de capacidade não utilizada. Mesmo sendo aceite que esta capacidade desempenha um papel importante no funcionamento dos hospitais, visto permitir atender pacientes durante picos de procura, também se reconhece as

---

<sup>1</sup> Fontes/Entidades: INE-BP, PORDATA.

ineficiências que geram pelo impacto provocado nos custos, na medida em que passa grande parte do tempo sem ser utilizada (Keeler e Ying, 1996).

A relação entre o sobredimensionamento da capacidade dos hospitais e os seus custos passou então a ser tida em consideração, análise esta que se refletiu em políticas e reformas que objetivavam uma redução do número de camas. Destaque-se a exemplo os *certificate-of-need* (CON), política *antitrust* decorrida nos Estados Unidos que requeria a obtenção prévia de uma aprovação para a expansão de capacidade (Keeler e Ying, 1996), (Joskow, 1980).

Em Portugal, e também analisando a lotação praticada verifica-se uma diminuição considerável do número de camas, diminuindo entre 1998 e 2008, uma média de 13% (Eurostat, 2011). No entanto, este facto não deve ser apontado à partida como consequência de políticas de contenção de custos, visto poder ser uma tendência natural em resposta a alterações tecnológicas, que permitem internamentos mais curtos e diminuem a necessidade de um elevado número de camas.

Passando então a ser aceite que o excesso de capacidade hospitalar é uma forma de resposta a eventuais variações da procura, vários estudos procuraram incorporar o fator relacionado com a incerteza da procura nos seus estudos sobre os custos, com o propósito de analisar o seu impacto.

Este é precisamente o objetivo desta dissertação, em que é realizado um estudo que se propõe a investigar de que forma as variações inesperadas da procura impõe custos aos hospitais.

A análise realizada na dissertação é aplicada a um conjunto de 43 hospitais do Serviço Nacional de Saúde (SNS) com serviço de atendimento de urgência. A dissertação encontra-se dividida em seis partes, sendo uma delas constituída pela presente introdução e a restante estrutura apresentada em seguida.

No capítulo 2 é apresentada a revisão de literatura, que foca os diversos estudos que analisam o efeito da incerteza da procura nos custos dos hospitais e em que se refere as diversas formas funcionais que podem ser consideradas para a função custo.

A partir deste capítulo foram determinadas as especificações da função custo a estudar, função custo Cobb Douglas e função custo *translog*, levadas em consideração nos estudos econométricos posteriores.

A metodologia de investigação é apresentada e explicada no capítulo 3, em que refere o método de estimação por dados em painel a ser utilizado nas estimações. Ainda neste ponto se revela o procedimento utilizado para a estimação das variações inesperadas da procura (procura incerta) e a sua introdução na função custo. A variável que mede a incerteza é introduzida na função custo, ao ser utilizada uma especificação cuja variável dependente é a capacidade hospitalar não utilizada e a procura incerta a variável independente.

No capítulo 4 são apresentados os resultados da análise empírica, dos quais se destacam a escolha pela função custo *translog*, em detrimento da função custo Cobb Douglas e a não rejeição da especificação proposta para a relação entre a capacidade hospitalar não utilizada e as variações inesperadas da procura. Ainda em relação a esta variável os resultados encontrados mostram que esta tem um efeito geral positivo e significativo nos custos, ou seja, que um aumento de 1%, se reflete num aumento médio de 0.053%.

Os resultados mostram também haver evidência estatística de produção conjunta dos diversos *outputs*, e que analisando a medida de economias de escala globais, a função exhibe rendimentos decrescentes à escala. Um aumento proporcional em todos os *outputs*, reflete-se num aumento mais que proporcional nos custos.

As principais conclusões do trabalho encontram-se no capítulo 5, sendo de referir que perante os resultados observados se verifica que para que ocorra uma redução em termos de custos, que os hospitais devem operar com menor capacidade de reserva, para responder a variações inesperadas da procura.

Por último são também mencionadas as referências bibliográficas utilizadas para a execução do trabalho.

## **CAPÍTULO 2 – REVISÃO DE LITERATURA**

Neste capítulo é realizada a pesquisa bibliográfica que incide em dois pontos distintos. No ponto 2.1, a análise recai sobre a procura estocástica e os diversos autores que analisaram o seu efeito na estrutura de custos dos hospitais; no ponto 2.2 são analisadas as diferentes formas funcionais que podem ser consideradas na estimação das funções custo dos hospitais.

### **2.1 Incerteza da procura de cuidados hospitalares**

Setores com elevados custos fixos têm uma capacidade que varia muito pouco no curto e no médio prazo, significando que se a procura excede a capacidade num determinado momento, o excesso poderá não ser satisfeito. Assim, em certos setores é importante que as empresas tenham capacidade suficiente para manter a probabilidade de excesso de procura abaixo do nível desejado, sendo o setor hospitalar um dos exemplos referidos (Gaynor e Anderson, 1995).

A reserva de capacidade por parte dos hospitais está em muito relacionada com a grande variabilidade da procura a que os seus serviços estão sujeitos. Desta forma, um hospital não deverá operar na sua plena capacidade, quando produzindo um determinado nível de *output*, dado que seria prejudicial para aqueles utentes que necessitassem de atendimento e não o pudessem por falta de capacidade hospitalar (Pauly e Wilson, 1986).

Boutsioli (2010) explica que a variabilidade da procura dos serviços hospitalares se pode dar de duas formas, isto é, de forma previsível e certa, tenha-se o exemplo dos períodos de férias, de fins-de-semana e feriados, em que se espera que o recurso aos serviços hospitalares seja menor, e variar de forma não prevista, sendo a ocorrência de acidentes uma possível causa. A variação total da procura equivale à soma das procuras previsível e imprevisível, sendo a procura incerta definida como a parte não prevista da variação da procura e a frequentemente apontada como uma das principais causas que afetam os custos dos hospitais.

Duncan (1990) refere que camas desocupadas, salas de cirurgias vazias e equipamento não utilizado podem ser resultantes de uma situação de gestão ineficiente na produção de serviços hospitalares, mas que também pode ser a forma eficiente com a qual os hospitais lidam com as variações inesperadas da procura.

O hospital passa a escolher um dado nível de capital e trabalho para satisfazer toda a sua procura, com uma determinada probabilidade de atendimento, sendo que a produção observada é na grande maioria dos casos inferior à produção máxima que seria possível, dado o conjunto de *inputs* utilizados.

Também Lovell *et al.* (2009) destacam que nos seus processos de tomada de decisão, os gestores hospitalares enfrentam pressão social para satisfazerem uma larga percentagem de procura e garantir ao máximo a probabilidade de atendimento de um dado utente. Os *inputs* podem assim ser operados em excesso como forma de reduzir o risco de não atendimento dos utentes, como também pela reputação do hospital e dos seus gestores.

Segundo Friedman e Pauly (1981), a análise da incerteza passou a ser desenvolvida na década de 70 por Leland (1972) e Holthausen (1976), em que eram usados modelos nos quais a empresa escolhia os *inputs* enfrentando uma procura incerta. A grande questão seria de que forma o grau de incerteza afetaria o nível de capital planeado, ou qualquer outro *input* quase-fixo.

Quanto ao setor hospitalar, apesar de terem sido vários os estudos que analisam a estrutura de custos em contexto de procura certa, tenha-se os exemplos de Breyer (1987), Vitaliano (1987), Cowing *et al.* (1983), Vita (1990), Ellis (1991), e de ser reconhecido o fator estocástico associado à procura por serviços hospitalares, poucos têm sido os autores que incorporam a incerteza da procura na sua análise.

Joskow (1980) fora o primeiro a introduzir a incerteza da procura por serviços hospitalares, usando um modelo de filas de espera. Procurava estudar de que forma os hospitais tomavam decisões de capacidade quando enfrentavam uma procura incerta. Apesar de não inferir diretamente o impacto da incerteza nos custos dos hospitais, conclui que desejando o hospital manter a probabilidade de afastamento de um utente abaixo de um determinado valor, então a incerteza teria influência no processo de decisão de fornecimento de uma maior capacidade.

O fator de incerteza da procura passa a ser incorporado na função custo dos hospitais por Friedman e Pauly (1981), ao reconhecerem que o custo marginal de curto prazo dos hospitais estava abaixo do custo médio e que no longo prazo esses mesmos custos eram idênticos, problema também referido por Joseph e Folland (1972). Dado que um aumento da taxa de ocupação levaria a uma redução dos custos médios de curto prazo, esta hipótese não era compatível com a procura certa e determinada com precisão.

Friedman e Pauly (1981, 1983) desenvolveram um modelo com variável latente, em que se procurava a minimização dos custos dos hospitais, e em que eram inseridas as consequências qualitativas da procura inesperadamente elevada, isto é, a diminuição da qualidade potencial em caso de congestionamento. O fator de incerteza é inserido na função custo através do rácio do *output* estimado<sup>2</sup> e do *output* efetivamente verificado.

Mostram que os custos hospitalares são altamente sensíveis a variações no rácio do *output* estimado e do *output* verificado, mas concluem que eliminar ou restringir o número de camas em excesso não tem um grande impacto nos custos, conclusão chegada através da estimação do custo marginal de uma cama permanentemente não utilizada em \$1300, valor inferior aos \$13700 previstos (valores reais com base no ano 1967).

Também Pauly e Wilson (1986) e Thorpe (1988) introduzem o fator estocástico da procura através do rácio da procura prevista e a procura efetivamente realizada. Pauly e Wilson (1986) estimam o modelo de Friedman e Pauly (1981), usando uma especificação linear e outra logarítmica, e em que os custos médios são a variável dependente. Concluem que a variabilidade da procura tinha um impacto positivo nos custos e que o excesso de capacidade dos hospitais era menos custoso face ao que se pensava, isto é, que a remoção de camas de serviço não produziria poupanças significativas, sendo esta poupança de custos menor em hospitais de pequena e média dimensão.

---

<sup>2</sup> Previsão calculada para cada hospital, assumindo que a procura por internamentos segue um processo estocástico estacionário, com variações sazonais e perturbações autocorrelacionadas (Friedman e Pauly, 1983).

Thorpe (1988) estuda os fatores que influenciam os custos dos hospitais, sendo a sua análise referente aos custos dos hospitais urbanos. Usa como variável dependente o custo de internamento e estima o modelo através de uma especificação semi-log. Mostra que os custos são mais elevados, no caso em que as admissões previstas excedem as verificadas e que os custos referentes ao número de camas são também reduzidos.

Os seus resultados são também consistentes com a vasta literatura que mostra a existência de uma relação positiva entre a concorrência no setor hospitalar, e os custos dos hospitais. Assim, Thorpe (1988) refere que nas áreas urbanas, áreas caracterizadas por mercado competitivos, os prestadores intensificam os serviços disponibilizados, reservando uma maior capacidade extra, como forma de reduzir a probabilidade de afastamento dos seus pacientes para outros prestadores.

Utilizando como variável dependente o desvio padrão das visitas diárias, Lynk (1995) apresenta um modelo, em que mostra que uma consolidação de departamentos menores, em uma unidade maior, reduziria a variabilidade relativa da procura de pacientes e com ela a necessidade de reserva de capacidade para enfrentar picos de procura. Mesmo não inferindo diretamente o impacto do fator estocástico da procura nos custos, conclui que uma menor variação da procura, resultante de um aumento da concentração dos serviços, poderia levar a menores custos com pessoal.

Gaynor e Anderson (1995) introduzem também o fator estocástico na sua análise de custos dos hospitais, utilizando uma função de custo *translog* derivada da teoria neoclássica, após rejeitarem a especificação tradicional por evidência estatística. Também utilizada por Carey (1998), Hughes e McGuire (2003), Baker *et al.* (2004), Smet (2007), Lovell *et al.* (2009), Boutsoli (2011).

Gaynor e Anderson (1995) utilizam uma função custo de curto prazo, e mostram que a incerteza da procura afeta os custos dos hospitais pela escolha de *inputs*<sup>3</sup>, sendo admitido pelos autores a existência de diferentes níveis de *inputs* e que a escolha dos

---

<sup>3</sup> Os *inputs* são divididos em três categorias: fixos, quase fixos, e variáveis. Os *inputs* fixos são fatores imóveis durante longos períodos de tempo, sendo as camas um exemplo. *Inputs* quase fixos são fatores que não podem variar rapidamente em resposta à procura incerta. Sendo exemplo disso, os contratos de trabalho de longo prazo. *Inputs* variáveis variam instantaneamente em resposta à procura efetuada e podem ser comprados no mercado *spot* (Gaynor e Anderson, 1995).

hospitais se prende com os *inputs* fixos e quase-fixos, *ex-ante* e *inputs* variáveis, *ex-post*, de forma a ajustar a sua produção à procura realizada.

Referem também que a não inclusão da variável incerteza no modelo, pode originar um enviesamento nos parâmetros estimados.

O fator estocástico é introduzido no modelo, pela inclusão da variável referente às previsões das admissões, seguida por Friedman e Pauly (1981) e o desvio padrão dessas mesmas previsões. Os autores concluem assim, que o fator estocástico tem um efeito significativo nos custos, pela significância estatística de ambas as variáveis.

Estimam o custo de curto prazo de uma cama não utilizada em \$36443<sup>4</sup>, valor superior ao considerado por estimações obtidas em estudos anteriores. Referem que os hospitais que enfrentam uma elevada variação nas suas previsões de procura, apresentam custos superiores, facto que também ocorre com hospitais de maior dimensão, hospitais com maior previsão da sua procura e hospitais com uma menor taxa de ocupação. Neste último caso, um aumento da taxa de ocupação estaria associado a uma redução dos custos dos hospitais, conclusão a que também chegaram Keeler e Ying (1996).

Também Carey (1998) desenvolve um modelo para a estimação do nível ótimo de capacidade dos hospitais, quando estes enfrentam uma procura incerta. Analisando a capacidade dos hospitais (número de camas), em função da procura estocástica, conclui que esta afeta os custos dos hospitais, sendo este efeito mais relevante para hospitais de maior dimensão, com mais de 100 camas no referido caso.

Ao estimar o custo de uma cama não utilizada, conclui que este valor é mais elevado quando comparado com estudos anteriores, e apresenta para o efeito várias propostas que visam a redução do número de camas, que passam por relacionar os orçamentos prospetivos, com as referentes taxas de ocupação, consolidar ou encerrar unidades hospitalares.

Hughes e McGuire (2003) introduzem também o fator estocástico da procura, sendo que passam a utilizar uma especificação diferente de autores anteriores para o seu cálculo.

---

<sup>4</sup> Valores reais com base no ano de 1987.

Utilizam para tal um processo AR1, em que as expectativas da procura estão relacionadas com as procuras anteriores, sendo que o nível de incerteza corresponde à diferença entre a procura efetivamente verificada dos serviços de urgência e a procura prevista, para os mesmos serviços, obtida pela especificação proposta por ambos.

Os seus resultados mostram que a procura estocástica de serviços de urgência tem de facto um impacto significativo nos custos dos hospitais, e que quanto maior for o seu grau, maiores são os custos. Referindo também que sendo os internamentos programados cerca de 45% dos internamentos urgentes, que este facto aumenta o grau de exposição dos custos dos hospitais à procura estocástica.

Assim, os autores ao reconhecerem que a incerteza impõe custos aos hospitais, sugerem que as taxas de internamento e o nível de reembolso, ou seja, o pagamento realizado aos hospitais, devem ambos ser fixados a um nível que forneçam os incentivos adequados para que os hospitais mantenham uma capacidade de reserva e que esta seja uma resposta eficiente às variações da procura.

Na mesma linha de estudo, e usando a mesma especificação para o cálculo da incerteza, Boutsioli (2011) examina a resposta de produção dos hospitais à procura incerta, tendo os hospitais públicos gregos como amostra.

Os seus resultados mostram que os hospitais respondem à procura incerta, reservando capacidade extra, e que o custo de uma cama vazia é de 63478 euros (preços de 2005), tendo o valor de 174 euros diários para uma cama destinada às urgências, valor idêntico ao do estudo de Hughes e McGuire (2003).

Baker *et al.* (2004) mostram que associada a uma maior variação da procura está um aumento dos gastos. A incerteza da procura é introduzida no modelo através da variância de visitas diárias. Referindo que os hospitais podem usar contratos de longo prazo ou contratos *spot* para fornecer os seus *inputs* variáveis, e sendo o segundo caso realizado a preços mais elevados, reconhece-se, que uma maior variabilidade da procura origina maiores custos. A incerteza da procura limita a capacidade dos hospitais usarem contratos de longo prazo e aumenta o grau de exposição dos hospitais a mercados *spot*.

Smet (2007) contraria os estudos anteriores que utilizam o inverso da taxa de ocupação<sup>5</sup> como medida de capacidade não utilizada ao reconhecer que esta pode levar a conclusões precipitadas com respeito ao verdadeiro grau da capacidade de reserva fornecida pelo hospital.

Refere que uma mesma taxa de ocupação podia levar a diferentes probabilidades de afastamento e a diferentes tempos de espera, dependendo da dimensão do hospital, do número de chegada de pacientes e do tempo médio de permanência. Aponta, a título de exemplo, que os hospitais com uma maior taxa de rotação de internamentos apresentam uma reserva superior que os hospitais em que há uma maior permanência dos pacientes.

Assim, passa a incorporar na sua análise de custos, cuja amostra é constituída por hospitais belgas, um indicador de tempo de espera para cada hospital e que consiste numa aproximação ao tempo médio que os pacientes esperam para serem atendidos. Mostra que caso se procure reduzir o tempo de espera com o propósito de proporcionar uma capacidade extra para lidar com a procura incerta, que os hospitais podem passar a enfrentar custos mais elevados.

Considera que as decisões políticas devem passar pela definição de uma reserva de qualidade, permitindo que as taxas de ocupação difiram consoante a natureza, tamanho e tempo de espera no hospital, e não por uma definição uniforme das taxas de ocupação, já que poderia afetar negativamente os hospitais de menor dimensão.

Estendendo a análise de Rodríguez-Álvarez e Lovell (2004), Lovell *et al.* (2009) estudam o efeito da incerteza da procura na análise de custos de hospitais públicos espanhóis, incluindo também na análise, o comportamento de preferência de despesa<sup>6</sup>. A incerteza é introduzida no modelo, seguindo a mesma especificação autorregressiva de Hughes e McGuire (2003).

Os seus resultados mostram que tanto a procura estocástica como o comportamento de preferência de despesa devem ser considerados na análise dos custos

---

<sup>5</sup> Taxa de ocupação utilizada =  $\frac{\text{Número de atendimentos diários} \times \text{Tempo médio de permanência}}{\text{Número de camas}}$ .

<sup>6</sup> Comportamento que resulta de os gestores poderem usar o orçamento para adquirir *inputs* para a produção de *outputs*, ou para garantir utilidade pessoal na forma de prestígio, *status*, segurança no trabalho.

de produção hospitalar. Os autores admitem também que ignorar estes fatores pode resultar num enviesamento dos parâmetros estimados.

## **2.2 Especificação das funções custo**

O crescimento dos custos hospitalares, aliado à opinião generalizada de que o setor público de prestação de cuidados de saúde é ineficiente, tem captado a atenção e os esforços de decisores políticos para a sua medição e contenção (Cowing e Holtmann, 1983), (Fortuna e Franco, 2003).

Para analisar o impacto de um conjunto de variáveis, na estrutura de custos dos hospitais, vêm sendo aplicadas diversas especificações econométricas que procuram estudar esses efeitos.

Desta forma, a grande questão reside na escolha da especificação do modelo e formas de estimação a adotar, sendo que para Breyer (1987), a estimação empírica das funções custo dos hospitais pode ser dividida em duas grandes categorias. A primeira constituída por formas tradicionais que usam uma especificação *ad hoc* e a segunda que usa equações baseadas na teoria neoclássica da dualidade entre a função custo e a função produção e em que são introduzidas as formas funcionais flexíveis.

Assim, o objetivo deste ponto consiste em apresentar ambas as especificações apresentando as suas motivações, destacando os seus pontos a favor e quais as limitações que cada uma delas apresenta.

### 2.2.1 Especificação funcional tradicional

As funções *ad hoc*, veja-se, as especificações lineares ou Cobb Douglas (lineares nos *logs*) são escolhidas por muitos autores com o intuito de explicar as variações nos custos por unidade de produção dos hospitais, dada a sua especificação funcional simples. Destaque-se a título de exemplo, os estudos realizados por Friedman e Pauly (1981), Thorpe (1988), Pauly e Wilson (1986), baseados em modelos do tipo da equação 1.

$$(1) \quad c_h = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{ih} + \varepsilon$$

Em que “ $c_h$ ” representa o custo total por unidade, “ $x_{ih}$ ” representam as variáveis com uma relação causal com os custos dos hospitais, por exemplo, a capacidade dos hospitais, medida em número de camas, o nível salarial dos funcionários dos hospitais, indicadores globais da atividade hospitalar, medidas pela taxa de ocupação ou tempo médio de permanência, “ $\alpha_0$ ” e “ $\alpha_i$ ” referem-se aos parâmetros a estimar, “ $n$ ” ao número de variáveis explicativas do modelo, e “ $\varepsilon$ ” corresponde ao termo de perturbação (Breyer, 1987).

Este tipo de funções ao não apresentar interação entre os vários *outputs*, impõe o uso não combinado destes, ou seja, a produção do hospital passa a ser dividida num conjunto de produtos separáveis que não apresentam influência sobre si (Butler, 1995).

Breyer (1987) também refere que o impacto aditivo e linearmente separável das variáveis independentes na variável explicada é uma séria restrição, e que pode provocar um enviesamento dos parâmetros estimados, caso a verdadeira relação entre as variáveis independentes e dependente não seja separável. Utiliza o exemplo em que o paciente necessita de cuidados por mais um dia, e refere que neste modelo, o custo aumentaria em uma unidade fixa, independentemente da capacidade dos hospitais, do nível salarial dos seus funcionários.

Assim e apesar deste tipo de modelos permitir lidar com um grande número de categorias de *outputs*, quando em comparação com as formas funcionais flexíveis,

sendo esta vantagem evidente no setor hospitalar dado o elevado número de categorias apresentadas, o nível de flexibilidade apresentado por si é sacrificado. A função impõe rendimentos constantes à escala, e em que o custo médio e o custo marginal de cada produto são constantes e independentes do nível de quantidade de cada um dos restantes produtos (Butler, 1995). Este facto é apresentado como uma das grandes limitações das formas funcionais tradicionais, na medida em que é assumido pela literatura que no setor hospitalar existem economias de gama, isto é, que o custo total de produzir dois ou mais *outputs* conjuntamente é menor que os custos de produzir esse mesmo número de *outputs* em separado.

### 2.2.2 Especificação funcional flexível

Como forma de contornar os problemas das especificações tradicionais, as análises económicas mais recentes passaram a adotar como especificação para as funções custo, as formas funcionais flexíveis derivadas da teoria neoclássica da empresa.

Dado o desconhecimento da real especificação da função custo, as formas funcionais flexíveis passam assim a ser amplamente utilizadas pela sua capacidade em representar uma estrutura arbitrária em torno de um ponto (Vita, 1990).

Também Smet (2002) refere que este tipo de especificação passou a ser adotado de forma a prevenir o risco de má especificação da função custo, sendo estas funções representadas por uma aproximação de Taylor de segunda ordem, a uma qualquer função diferenciável. A fórmula geral encontra-se de seguida:

$$(2) \quad g(C) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i f_i(X_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} f_i(X_i) f_j(X_j) + \varepsilon$$

Em que “ $g(.)$ ” representa uma aproximação local de Taylor de segunda ordem a uma função diferenciável “ $f(.)$ ”. A variável “ $C$ ” representa os custos,  $(X_1, \dots, X_n)$  refere-se às variáveis explicativas do modelo, sendo o  $n$  o número total de variáveis explicativas presentes.  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$  para todos os  $i, j$ , referindo-se, juntamente com “ $\alpha_0$ ” e “ $\alpha_i$ ” aos parâmetros a estimar e em que “ $\varepsilon$ ” corresponde ao termo de perturbação.

Resultante da especificação anterior, surgem diversas formas funcionais da função custo que assumem a minimização de custos por parte dos hospitais. Sendo assumido que os preços dos *inputs* e as quantidades de *output* são variáveis independentes e que a função custo é não decrescente mas homogênea de grau um no vetor de preços<sup>7</sup> (Breyer, 1987).

No entanto e apesar do comportamento de minimização de custos por parte dos hospitais públicos ser discutível, dada a sua natureza, isto é, instituições sem fins lucrativos, supõe-se que nas suas decisões, os hospitais procurem minimizar os custos, afetando os recursos de forma a maximizar a produção, para um dado orçamento para si estabelecido (Scuffham *et al.*, 1996).

As funções custo podem assim assumir diferentes formas funcionais, das que se destaca a função custo multiproducto quadrática e a função custo multiproducto translogarítmica (Smet, 2002).

Esta última é de facto uma das funções custo mais comuns na literatura, uma vez que a transformação em *logs* permite trabalhar com elasticidades e permite reduzir a assimetria das distribuições, aproximando-as de distribuições normais.

Franco e Fortuna (2003) referem também que a função *translog* satisfaz os requisitos de homogeneidade linear dos preços dos fatores, condição não verificada com a função custo quadrática.

---

<sup>7</sup> Condições que devem ser cumpridas para que a função custo seja uma representação válida da função custo *dual*. A função custo *dual* é demonstrada pela teoria da dualidade, que estabelece uma relação entre a tecnologia de produção e a função custo. Nesta teoria é mostrado que a maximização de produção sujeita a restrição de *inputs* é dual ao problema de minimização de custos, para um determinado nível de *output* (Butler, 1995), (Franco e Fortuna, 2003).

A sua forma funcional apresenta-se em seguida:

$$(3) \quad \ln C(w, y) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln(\gamma_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln(\gamma_i) \ln(\gamma_j) + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln(w_i) \\ + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \ln(w_i) \ln(w_j) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln(\gamma_i) \ln(w_j) + \varepsilon$$

Em que “C” representa os custos dos hospitais, “y” corresponde a um vetor de *outputs*, “w” representa um vetor dos preços dos *inputs*, “m” o número de *inputs* e “n” o número de *outputs*. “ $\alpha_0$ ”, “ $\alpha_i$ ”, “ $\alpha_{ij}$ ”, “ $\beta_i$ ”, “ $\beta_{ij}$ ”, “ $\delta_{ij}$ ”, correspondem aos parâmetros a estimar.

Os coeficientes de segunda ordem seguem restrições de simetria, isto é,  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ,  $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$  e  $\delta_{ij} = \delta_{ji}$ ,  $\forall i \neq j$ .

As principais vantagens deste modelo face às especificações tradicionais devem-se ao facto de permitirem a imposição de restrições aos valores dos parâmetros, sendo para tal possível analisar e testar hipóteses que não eram permitidas nas especificações tradicionais, tais como testar a produção conjunta e analisar empiricamente a hipótese de economias de escala.

Caso os parâmetros associados aos termos de interação sejam estatisticamente significativos, ou seja, diferentes de 0, significa com isto que a função custo pode exibir produção conjunta ou presença de economias de escala. Caso o mesmo não se verifique, as respetivas formas funcionais aproximam-se das apresentadas no ponto anterior.

Um dos primeiros estudos a utilizar a função *translog* foi realizado por Brown *et al.* (1979), numa análise referente aos caminhos-de-ferro norte americanos. Nesse estudo analisam precisamente as hipóteses referidas, quando testam as restrições referentes à homogeneidade linear dos *outputs*, isto é, hipótese de retornos constantes à escala, a separabilidade dos produtos e fatores produtivos, homogeneidade e separabilidade e a especificação de Cobb Douglas. Concluíram que as 4 hipóteses testadas deveriam ser rejeitadas, referindo que a função *translog* seria de facto a melhor

forma de modelar o comportamento dos custos e produção, na medida em que não impunha restrições *a priori* e conseqüentemente não influenciava de forma precipitada as conclusões tiradas.

Esta função passou também a ser frequentemente utilizada na análise de custos dos hospitais, destaque-se Cowing e Holtmann (1983), Conrad e Strauss (1983), Carreira (1999).

Mais recentemente passou a ser utilizada uma outra forma funcional flexível, dada a incapacidade da função *translog* lidar com valores de *outputs* nulos. Este problema é frequentemente notado na análise de custos dos hospitais, pelos valores nulos que apresentam em algumas categorias, tais como os atendimentos em urgência, ou cirurgia em ambulatório, para aqueles hospitais que não possuam serviço de urgência ou unidade cirúrgica em ambulatório.

Para evitar que todos os hospitais em estudo devessem produzir uma quantidade positiva de todos os *outputs*, a função custo multiproduto translogarítmica generalizada surgiu como uma forma de contornar a questão do logaritmo de um valor nulo, utilizando para o efeito a transformação de Box-Cox<sup>8</sup>. Este modelo foi avançado por Caves *et al.* (1980) e usado por autores como Vita (1990).

No entanto, e dado que este procedimento aumenta de forma significativa o número de coeficientes a estimar, outros autores, mesmo defrontando-se com o problema de *outputs* com valores zero, contornam a utilização da transformação de Box-Cox através da substituição desses valores por constantes muito próximas do valor nulo. Veja-se o exemplo de Cowing e Holtmann (1983) e Carreira (1999), que em vez de removerem os hospitais com *outputs* nulos do seu estudo, substituem esses valores por 0.1 e Given (1996) que utiliza o mesmo procedimento usando, no entanto, o valor de 0.00001.

É também de realçar, que apesar da flexibilidade referida nas especificações flexíveis mencionadas, estas requerem a necessidade de estimação de um largo número

---

<sup>8</sup> Métrica proposta por Box e Cox (1964) que consiste em:  $f(y_i) = \frac{y_i^{\lambda} - 1}{\lambda} \Leftrightarrow \lambda_i \neq 0 \wedge \ln(y_i) \Leftrightarrow \lambda_i = 0$ .

Para valores de  $\lambda_i$  muito próximos de zero, a métrica aproxima-se do logaritmo natural, dado que

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \left( \frac{y_i^{\lambda} - 1}{\lambda} \right) = \ln(y_i).$$

de parâmetros para um pequeno número de *inputs* e *outputs*, sendo esta a principal limitação destes modelos, por retirarem graus de liberdade nas estimações realizadas (Franco e Fortuna, 2003). Brown *et al.* (1979), dando o exemplo de uma função custo multiproduto *translog*, mostram que para “n” *inputs* e “m” *outputs*, que a estimação da função custo deve conter  $[(m+n)(m+n+1)/2]$  parâmetros.

Notando-se, assim, um claro *trade-off* entre os modelos tradicionais e as formas funcionais flexíveis, muitos foram os autores, realce-se Grannemann *et al.* (1986), que pretenderam usufruir das vantagens de ambas as especificações. Mesmo pretendendo analisar a presença de economias de escala, decidiram incorporar nas suas análise outras variáveis que não apenas os *outputs* e os preços dos *inputs*.

Desta forma surgiram, as chamadas “formas funcionais híbridas”, em que se procura manter a hipótese de homogeneidade dos preços, mas em que é permitido analisar outras variáveis não possíveis com as formas funcionais flexíveis, tais como o número de camas, o número de médicos, ou inclusão de variáveis *dummy* (Smet, 2002).

## **CAPÍTULO 3 – METODOLOGIA**

### **3.1 Introdução**

O objetivo do presente capítulo consiste em mostrar o método utilizado na dissertação e que visa o cumprimento de dois pontos fundamentais:

- a) Calcular a variação não prevista da procura de serviços de urgência;
- b) Estimar o impacto da referida variação nos custos dos hospitais.

Para tal, o capítulo 3 encontra-se dividido em cinco secções, sendo que na secção 3.2 é explicado o método de estimação de dados em painel a adotar, na parte 3.3 refere-se o grupo de hospitais a utilizar no estudo, na parte 3.4 são definidas as variáveis do modelo, e na última parte são especificados os modelos a considerar na estimação.

Os resultados da metodologia utilizada encontram-se no capítulo 4.

### 3.2 Dados em painel

Tendo como propósito a análise empírica do impacto da procura estocástica na estrutura de custos dos hospitais, é utilizada a estimação econométrica de dados em painel.

Admita-se o seguinte modelo geral de dados em painel (Greene, 2003):

$$(4) \quad Y_{it} = \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\chi} + \varepsilon_{it}$$

Em que “i” se refere aos diferentes indivíduos, “t” ao período de tempo, “ $Y_{it}$ ” representa a variável explicada para o indivíduo “i” para o período de tempo “t”. “ $\boldsymbol{\beta}$ ” é o vetor de coeficientes associado às variáveis explicativas do modelo ( $\mathbf{X}'_{it}$ ), não incluindo o termo constante. “ $\varepsilon_{it}$ ” corresponde ao termo de perturbação do modelo, sendo que  $E(\varepsilon_{it})=0$ .

A heterogeneidade ou efeitos individuais corresponde a “ $\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\chi}$ ”, em que “z” contém um termo constante e um conjunto específico de características observáveis, que para o caso dos hospitais podem dizer respeito ao serviço de urgência, ou ao tipo de especialidades apresentadas, e um conjunto de características não observáveis, tais como a presença de equipamento obsoleto ou a gravidade das doenças tratadas.

O comportamento da variável “ $\mathbf{z}_i$ ” passa a determinar qual a melhor forma de estimação a adotar. Assim, são apresentados em seguida os métodos de estimação mais comuns, que são o método de estimação de dados agrupados (*pooled*), método de estimação por efeitos fixos, ou por efeitos aleatórios e qual o mais correto a considerar.

### 3.2.1 Modelo de dados agrupados (*Pooled*)

Esta especificação assume que o comportamento dos indivíduos ao longo do tempo é homogêneo, e que a variável “ $z_i$ ” inclui apenas o termo constante.

Sendo verificada a condição anterior, a estimação do modelo pelo método de estimação OLS permite a obtenção de estimadores consistentes e eficientes para o termo constante e para o vetor de “ $\beta$ ”.

No entanto, e caso a heterogeneidade dos indivíduos seja significativa, o modelo passa a sofrer erros de especificação, que pode provocar elevados enviesamentos nos parâmetros estimados.

Assim, deve-se proceder à estimação através de outros métodos, tais como a estimação por efeitos fixos, ou por efeitos aleatórios.

Para avaliar a relevância estatística dos efeitos não observáveis dos modelos estáticos de dados em painel é utilizado o teste Multiplicador de Lagrange (LM) proposto por Breusch e Pagan (1980).

Este teste baseia-se nos resíduos da estimação por OLS e apresenta como hipóteses a testar.

$$H_0: \sigma_u^2 = 0, \text{ ou } \text{Corr}(\eta_{it}, \eta_{is}) = 0,$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$$

Sendo:

$$(5) \quad LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

Com o teste LM pretende-se testar a hipótese nula dos efeitos individuais não observáveis não serem relevantes na explicação do modelo, contra a hipótese alternativa de relevância estatística desses efeitos.

Assim e caso não se rejeite a hipótese nula, a heterogeneidade dos indivíduos não é significativa, pelo que a estimação por OLS é a forma mais adequada de

estimação. Caso contrário, se a hipótese nula for rejeitada, deve-se proceder à estimação pelo modelo de efeitos aleatórios.

### 3.2.2 Modelo de efeitos fixos, modelo de efeitos aleatórios

Admita-se o seguinte modelo para dados em painel com presença de efeitos individuais não observáveis:

$$Y_{it} = \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (6)$$

Em que  $\alpha_i = \mathbf{z}'_i \boldsymbol{\alpha}$

A principal diferença a notar entre os modelos com efeitos fixos e os modelos com efeitos aleatórios encontra-se na forma como capturam a heterogeneidade dos indivíduos, ou seja, os primeiros consideram que se captam na parte constante, enquanto os segundos consideram que se capta no termo de perturbação.

Assim, o comportamento de “ $\alpha_i$ ” determina qual o melhor modelo a utilizar. Se “ $\alpha_i$ ” é referido como um “efeito aleatório individual”, então assume-se que “ $\alpha_i$ ” não se encontra correlacionado com as variáveis explicativas observáveis “ $x_{it}$ ”, significando que  $Cov(x_{it}, \alpha_i) = 0$  para  $t = 1, 2, \dots, T$ . Caso contrário, se “ $\alpha_i$ ” é referido como um “efeito fixo”, este encontra-se correlacionado com as variáveis “ $x_{it}$ ”, que significa que  $Cov(x_{it}, \alpha_i) \neq 0$  para  $t = 1, 2, \dots, T$ .

A estimação por efeitos fixos assume que as diferenças entre as unidades seccionais podem ser capturadas no termo constante. Assim cada “ $\alpha_i$ ” passa a ser tratado como um parâmetro desconhecido a estimar, dizendo respeito ao efeito individual ou específico de cada “indivíduo”, sendo as estimações para cada unidade seccional obtidas pela introdução de variáveis *dummy*.

Este método de estimação é chamado de *least squares dummy variable* (LSDV) e permite a estimação de uma intersecção diferente para cada “i”.

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}\boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (7)$$

Cada variável *dummy* passa assim a absorver os efeitos particulares de cada unidade seccional.

No entanto e dada a necessidade de uma variável *dummy* para cada unidade seccional faz com que esta abordagem provoque uma perda de graus de liberdade, sendo este caso mais relevante para estudos que envolvam amostras com um elevado número de “indivíduos”.

Como forma de contornar esta questão, a estimação por efeitos fixos, pode ser também realizada por uma transformação *within*, também chamada de transformação por efeitos fixos, que visa a eliminação da variável “ $\alpha_i$ ”, da equação (6), procedendo-se para tal, à realização da média da equação ao longo do tempo para cada “i”, obtendo-se:

$$\bar{y}_i = \beta \bar{x}_i + \alpha + \bar{\varepsilon}_i \quad (8)$$

Se à equação (6) for subtraída a equação (8), obtém-se:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta (x_{it} - \bar{x}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i, t = 1, 2, \dots, T. \quad (9)$$

Em seguida procede-se à estimação da equação (9) pelo método OLS de dados agrupados. Os estimadores serão centrados caso os erros não estejam correlacionados com nenhuma variável explicativa em nenhum dos períodos de tempo.

Deve ser considerado se os termos de perturbação são homoscedásticos e se não apresentam correlação, caso contrário devem ser tidas as devidas correções.

Se a estimação passar pelo método de efeitos aleatórios, admite-se que o comportamento específico dos indivíduos é desconhecido, e que esses efeitos individuais devem ser incluídos no termo de perturbação.

$$\text{Sendo } \eta_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$$

Assim, a estimação passará pela seguinte equação:

$$Y_{it} = \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha + \eta_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (10)$$

Apesar da estimação por mínimos quadrados gerar estimadores consistentes, ela não gera estimadores eficientes e como tal a estimação deve ser realizada pelo método de *feasible generalized least squares* (EGLS).

Embora a distinção de tratamento dos efeitos não observáveis não serem relevantes quando “T” é suficientemente elevado, dado que o estimador LSDV e o GLS convergem para o mesmo valor, quando “T” é finito e “N” elevado, o tipo de efeitos deve ser considerado nas estimações.

Argumenta-se na literatura que a estimação por efeitos fixos se deve realizar quando as observações são obtidas de toda a população e se deseja inferir estatisticamente o comportamento de uma unidade em concreto, enquanto a estimação por efeitos aleatórios se deve realizar quando se parte de uma amostra aleatória de uma dada população.

No entanto, e para se decidir qual o modelo mais apropriado a adotar, se o modelo com efeitos fixos, se o modelo com efeitos aleatórios, passou a ser frequentemente utilizado o teste de Hausman.

Sendo assumido que o termo de perturbação e que as variáveis explicativas não se encontram correlacionadas em todos os períodos temporais, a hipótese nula que o teste de Hausman pretende testar é:

$$H_0: E(\alpha_i/x_{it}) = Cov(x_{it}, \alpha_i) = 0$$

Sendo a hipótese alternativa:

$$H_1: E(\alpha_i/x_{it}) = Cov(x_{it}, \alpha_i) \neq 0$$

Sob a  $H_0$ , os estimadores por efeitos fixos são consistentes mas ineficientes enquanto os estimadores por efeitos variáveis são consistentes e eficientes; sob a  $H_1$ , os

estimadores por efeitos fixos permanecem consistentes, mas os estimadores por efeitos aleatórios tornam-se inconsistentes.

A estatística utilizada para a realização do teste é a seguinte:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{RE}]' [\widehat{Var}_{EF} - \widehat{Var}_{RE}]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{RE}] \sim X^2 \quad (11)$$

Em  $\hat{\beta}_{EF}$  e  $\hat{\beta}_{RE}$  correspondem aos estimadores do modelo com efeitos fixos e com efeitos aleatórios, de forma respetiva, e em que  $\widehat{Var}_{EF}$  e  $\widehat{Var}_{RE}$  se referem à matriz de variâncias e covariâncias dos estimadores  $\hat{\beta}_{EF}$  e  $\hat{\beta}_{RE}$ .

Caso não haja uma diferença significativa entre os dois estimadores, não há portanto evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, logo a correlação entre os efeitos individuais e as variáveis explicativas não é relevante, pelo que a forma mais adequada de estimação passa pelo modelo de efeitos aleatórios (EGLS).

Caso contrário, se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que a correlação é relevante, pelo que a estimação deve passar pelo modelo de efeitos fixos (LSDV).

### 3.3 Hospitais em análise

O estudo desenvolvido será aplicado ao universo de hospitais do SNS, entre o período de 2007 e 2009, inclusive. Cabe referir, que como o estudo em causa se centra na análise da variação não prevista da procura de urgências, que os hospitais integrantes da amostra devem possuir atendimento de urgência para todo o período em causa.

É também de destacar, que no mesmo período, foi sendo verificada a ocorrência de fusões entre entidades hospitalares. Assim e por uma questão de comparabilidade, os dados das referidas entidades antes da ocorrência da fusão são agregados<sup>9</sup>.

Desta forma, e também dada a limitação de dados, a amostra limita-se a 43 entidades hospitalares, como se pode ver na tabela 1, em que também se destaca o serviço de urgência respetivo.

---

<sup>9</sup> Ver procedimento em anexo 1.

TABELA 1

## Hospitais em análise

<b>Entidade Hospitalar*</b>	<b>Nr. Do Hospital na Amostra</b>	<b>Tipo de Urgência**</b>
ULS Alto Minho	1	SUMC
H. Santa Maria Maior, Barcelos	2	SUB
CH Trás-os-Montes e Alto Douro	3	SUP
CH do Nordeste	4	SUMC
CH Povoia de Varzim/Vila do Conde	5	SUMC
CH Médio Ave	6	SUMC
CH Alto Ave	7	SUMC
CH Tâmega e Sousa	8	SUMC
ULS Matosinhos	9	SUMC
CH São João	10	SUP
CH Porto (inclui H Joaquim Urbano)	11	SUP
CH Vila Nova de Gaia/Espinho	12	SUP
CH entre Douro e Vouga	13	SUMC
H. Infante D. Pedro, Aveiro	14	SUMC
H. Águeda	15	SUB
H. S. Teotónio	16	SUP
H. Cândido Figueiredo	17	SUB
ULS Guarda	18	SUMC
CH Cova da Beira	19	SUMC
CH Coimbra	20	SUP
H. Univ. Coimbra	21	SUP
H. Figueira da Foz	22	SUMC
H. Pombal	23	SUB
H. Sto André, Leiria	24	SUMC
ULS Castelo Branco	25	SUMC
CH Médio Tejo	26	SUMC
CH Oeste Norte	27	SUMC
H. Santarém	28	SUMC
CH Torres Vedras	29	SUMC
CH Lisboa Norte	30	SUP
H. Curry Cabral	31	SUMC
Mat. Alfredo da Costa	32	SUMC
CH Lisboa Ocidental	33	SUP
CH Lisboa Central	34	SUP
CH Barreiro/Montijo	35	SUMC
H. Garcia de Orta, Almada	36	SUP

(Continuação)

(Continuação)

Entidade Hospitalar*	Nr. Do Hospital na Amostra	Tipo de Urgência**
CH Setúbal	37	SUMC
H. Espírito Santo, Évora	38	SUP
H. Litoral Alentejano	39	SUMC
ULS Norte Alentejano	40	SUMC
ULS Baixo Alentejo	41	SUMC
CH Barlavento Algarvio	42	SUMC
H. Faro	43	SUP

\*Centro Hospitalar (CH), Hospital (H.), Maternidade (Mat.) e Unidade Local de Saúde (ULS).

\*\*Os serviços de urgência dividem-se em três grupos, serviços de urgência polivalente (SUP), serviços de urgência médico-cirúrgicos (SUMC) e serviços de urgência básicos (SUB).

Como já fora referido o estudo desenvolvido é aplicado, em exclusivo, a hospitais. No entanto, e dada a presença de ULS's na amostra, ou seja, unidades que integram hospitais e agrupamentos de centros de saúde, foram realizados cálculos com o intuito de isolar o efeito dos custos dos hospitais, na referida unidade de saúde.

O cálculo efetuado consiste em fazer uma aproximação de custos, tendo por base o peso dos recursos humanos utilizados no hospital face aos recursos humanos<sup>10</sup> utilizados na respetiva ULS (ver cálculos em anexo 2). Posteriormente aplica-se os pesos relativos obtidos, nos custos das ULS's, de forma a obter uma estimativa dos custos dos hospitais que as integram.

Procedeu-se da seguinte forma, dado o elevado peso da rubrica referente aos custos com pessoal nos custos operacionais, como é apontado no seguinte ponto (ver gráfico 1).

<sup>10</sup> Fonte: Relatório de Contas das ULS's, <http://www.acss.min-saude.pt/DownloadsePublica%C3%A7%C3%B5es/HospitaisEPEeSPA/HospitaisEPEeSPA/Relat%C3%B3rioseContas/tabid/230/language/pt-PT/Default.aspx>.

## **3.4 Dados**

### **3.4.1 Fontes**

Os dados do painel utilizado na estimação foram retirados das estatísticas referentes aos Recursos e Produção do SNS<sup>11</sup> publicadas pela Direção-Geral de Saúde (DGS), e da Base de Dados de Elementos Analíticos<sup>12</sup>, acedível pelo *website* da ACSS.

Foi também necessária a colaboração da ACSS na disponibilização de dados referentes a episódios hospitalares, com periodicidade mensal.

### **3.4.2 Variáveis**

#### **Variável dependente**

A variável dependente do modelo corresponde aos custos operacionais, que incluem as contas 6.1, 6.2, e 6.4 das Demonstrações de Resultados, dizendo respeito respetivamente, aos Custos com Mercadorias Vendidas e Matérias Consumidas (CMVMC), aos custos com Fornecimentos e Serviços Externos (FSE's) e aos Custos com Pessoal. Na primeira conta assume destaque os custos relacionados com os produtos farmacêuticos e os custos referentes ao material de consumo clínico. Na conta 6.2 incluem-se os subcontratos e fornecimentos relacionados com a alimentação de doentes, limpeza, lavandaria entre outros. Por último, na conta relacionada com os custos com pessoal, destacam-se os custos relacionados com a remuneração base do pessoal e os suplementos de remuneração, tais como horas extraordinárias, noites e suplementos.

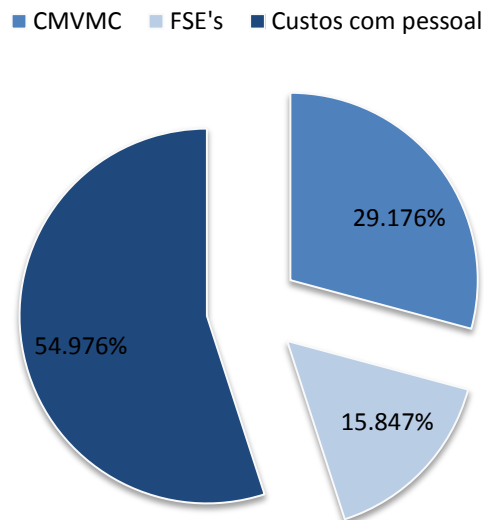
---

<sup>11</sup> Publicações que facultam dados estatísticos relativos aos recursos humanos envolvidos e à sua produção em estabelecimentos que integram o SNS (Centros de Saúde e Unidades Hospitalares) <http://www.dgs.pt/>.

<sup>12</sup> Base de dados que reúne elementos da contabilidade analítica (custos e unidades de obra) das instituições hospitalares do SNS, permitindo a sua consulta pública <http://www.acss.min-saude.pt/bdea/>.

No gráfico seguinte encontra-se a estrutura de custos da amostra para o período considerado, discriminando o peso de cada uma das contas referidas.

GRÁFICO 1: Estrutura dos custos



Como se pode constatar pelo gráfico, a conta de custos com pessoal assume especial importância na estrutura de custos dos hospitais, sendo o seu peso de aproximadamente 55% dos custos operacionais.

### Variáveis independentes

Incluem-se como variáveis independentes do modelo, os principais grupos de produção hospitalar reconhecidos pela literatura, isto é, a variável número total de internamentos, obtida pelo número total de doentes saídos, a variável consultas externas, e a variável episódios de urgência<sup>13</sup>.

Também se inclui a variável tempo médio de permanência em internamento, conseguida pelo quociente do número total de dias em internamento pelo número total de doentes saídos, uma vez que Vita (1990) reconhece que esta deve ser incluída nos *outputs*, dado que segundo este autor o hospital pode produzir mais dias de cuidados de

<sup>13</sup> Ver Fournier e Mitchell (1992), Cowing e Holtmann (1983) e Hughes e McGuire (2003), a título de exemplo.

saúde de duas formas, isto é, pelo aumento do número total de dias de internamento, ou pelo aumento do tempo médio de permanência.

Ainda dentro do grupo dos *outputs* opta-se por incluir a variável número total de cirurgias em ambulatório, dado o seu elevado crescimento verificado nos últimos anos, que se deve essencialmente a alterações tecnológicas que permitem uma redução de custos face às cirurgias tradicionais, e também por ser um procedimento rápido que contribui para uma redução das listas de espera.

Como variável preço dos *inputs*, utiliza-se os salários médios (preço do trabalho), obtidos pelo quociente da conta 6.4 de custos com pessoal pelo número de trabalhadores efetivos de cada unidade.

Para capturar o efeito da incerteza no modelo, é introduzida a variável capacidade hospitalar não utilizada, medida pelo inverso da taxa de ocupação, em função da variável que mede as variações inesperadas da procura, questão a que se regressará no ponto seguinte.

São também incluídas variáveis *dummy* que indicam a presença de hospitais com ensino universitário, e o seu tipo de urgência, isto é, serviço de urgência polivalente, serviço de urgência médico-cirúrgico ou urgência básica. Utiliza-se as diferentes variáveis *dummy* com o intuito de captar a existência de hospitais com diferentes características na amostra, e conseqüentemente o seu efeito nos custos.

Nas tabelas seguintes, encontram-se as variáveis do modelo, a sua evolução entre os anos de análise e o sumário das estatísticas, sendo apresentadas de forma respetiva.

TABELA 2

Descrição das variáveis

Nome	Definição das variáveis
$D_t$	Número de episódios de urgências (mensais).
$DV_i$	Variável <i>dummy</i> referente ao hospital $i$ .
$DV_t$	Variável <i>dummy</i> referente ao mês $t$ .
CTV	Custos operacionais anuais (excluindo provisões e amortizações), em milhares de euros.
$ADM_T$	Internamentos totais (anuais).
AMB	Episódios cirúrgicos em ambulatório (valores anuais).
RES	Variável que mede as variações inesperadas da procura (valores anuais).
DEM	Tempo médio de permanência em internamento.
X1	Capacidade hospitalar não utilizada em função da incerteza.
$D_{ensino}$	Variável <i>dummy</i> que representa os hospitais de ensino, assumindo o valor 1, caso o hospital seja universitário, e 0 caso contrário.
$D_{MC}$	Variável <i>dummy</i> , que assume o valor 1, caso o hospital disponha de urgência médico-cirúrgica, e 0 caso contrário.
$D_{UP}$	Variável <i>dummy</i> , que toma o valor 1 caso o hospital disponha de urgência polivalente, e 0 caso contrário.
EXT	Número de consultas externas (anuais).
URG	Números de episódios de urgência (anuais).
W	Remuneração média anual (milhares de euros).
OCUP	Taxa de ocupação.

TABELA 3

Evolução das variáveis entre 2007 e 2009

Variáveis	2007	2009	Taxa de crescimento
CTV	96305.75	104831.68	8.85%
ADMT	19108	17857	-6.55%
AMB	3030	5261	73.62%
DEM	7.277	7.586	4.25%
OCUP	0.78	0.79	1.42%
URG	135496	133174	-1.71%
W	29.25	29.51	0.90%
EXT	190526	213576	12.10%

TABELA 4

Sumário das estatísticas

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	N
$D_t$	11114.49	5499.71	34443.00	1875.00	2580**
CTV*	100233.88	87082.28	375097.38	6422.78	127
ADM <sub>T</sub>	18400.74	12344.27	75923.00	1005.00	129
AMB	4273.385	3686.996	20177	0	129
OCUP	0.78	0.10	1.17	0.38	129
CAMAS	465.42	321.96	1496.00	56.00	129
URG	134240.55	63521.71	335076.00	14945.00	129
W*	29.27	2.33	34.87	21.98	127
EXT	202217.59	169822.10	767879.00	12508.00	129
DMC					81***
DUP					36***
Densino					15***

\* Valores medidos em termos reais, usando um deflator do PIB com base nos preços de 2006 (Fontes/Entidades: INE-BP, PORDATA).

\*\* Observações mensais obtidas no período entre 2007 e 2011.

\*\*\* Equivale ao número de observações em que a respectiva *dummy* toma o valor 1.

Em relação à tabela 3, os valores correspondentes às diversas variáveis e anos, encontram-se em valores médios. Analisando os valores respetivos, observa-se que os custos aumentaram cerca de 9 % no período considerado. Também a variável número de consultas externas segue a mesma tendência, tendo subido de forma significativa. Os salários, tal como a taxa de ocupação crescem mas de forma pouco acentuada. Quanto à taxa de ocupação, a sua subida pode dever-se a um aumento do número de internamentos, bem como a um aumento do tempo médio de permanência em internamento.

Analisando o valor de ambas as variáveis verifica-se que o número de internamentos cai cerca de 6.5% e o tempo médio de permanência cresce cerca de 4.3%.

A diminuição do número de episódios de internamento pode ser resultado de uma diminuição da procura, ou de um aumento de doentes em ambulatório. De facto, e analisando a evolução da variável “AMB”, observa-se que esta apresenta uma elevada taxa de crescimento, crescendo cerca de 70%. Este resultado vai de encontro ao esperado, na medida em que como foi apontado anteriormente, as cirurgias em ambulatório surgem em muitos dos casos como alternativa aos internamentos com propósito cirúrgico, por permitirem uma maior poupança de custos.

Quanto aos valores da tabela 4, verifica-se que tanto os custos totais variáveis, como as restantes variáveis apresentadas, apresentam um elevado desvio face à média. Este facto reflete a grande diferença em termos de dimensão hospitalar, questão que também pode ser observada, ao recorrer à variável camas, e ao observar-se a diferença significativa entre o seu valor máximo e valor mínimo.

Dada a elevada dispersão das variáveis e sendo frequentemente apontado o elevado peso dos internamentos na produção e nos custos hospitalares, considera-se esta variável para a normalização da respetiva variável explicada e variáveis explicativas.

No entanto, este procedimento apresenta a limitação de não ter em conta a complexidade das doenças tratadas, que difere de acordo com o hospital em análise. Para se contornar a questão, as variáveis *dummy* podem ser usadas para captarem a natureza das doenças tratadas em cada hospital, na medida em que é expectável que um hospital com serviço de urgência polivalente apresente o tratamento de doenças mais complexas, do que hospitais com outro tipo de urgência.

As variáveis uniformizadas são as seguintes: variável custos totais, variável consultas externas, variável “RES”, variável cirurgias em ambulatório, e variável episódios de urgência<sup>14</sup>.

Após a normalização dos valores, a variável explicada e explicativas passam a ser interpretadas pelo seu valor correspondente por episódio de internamento.

Na tabela seguinte encontram-se as estatísticas descritivas das variáveis normalizadas.

TABELA 5

Sumário das estatísticas das variáveis normalizadas

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	N
$\overline{CTV}$	5.1613	1.6303	9.1396	2.1651	127.00
$\overline{AMB}$	0.2456	0.1745	1.1033	0.0000	129.00
$\overline{URG}$	9.0822	4.4512	32.5234	2.3281	129.00
$\overline{RES}$	0.5278	0.3822	2.1017	0.0967	129.00
$\overline{EXT}$	10.4913	2.9643	18.7095	4.4665	129.00

<sup>14</sup> A normalização efetuada consiste em dividir cada uma das variáveis referidas pela variável ADMT.

### 3.5 Especificação do Modelo

O estudo realizado tem como ponto de partida o artigo de Hughes e McGuire (2003), em que os autores propõem uma nova forma de estimação com o objetivo de capturar o efeito da incerteza da procura. Utilizam para o efeito um processo autorregressivo AR1, isto é, em que as expectativas da procura estão relacionadas com as procuras anteriores:

$$(12) \quad D_t = \alpha DV_t + \beta DV_i + \rho(D_{t-1} - \alpha DV_{t-1}) + \varepsilon$$

$D_t$  corresponde número de episódios de urgência no período  $t$ ,  $DV_t$  representa uma variável *dummy* referente a cada mês  $t$ , com o intuito de capturar uma eventual sazonalidade,  $DV_i$  representa uma variável *dummy* referente ao hospital  $i$ ,  $\rho$  diz respeito à autocorrelação entre os períodos e  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros a estimar.

No entanto, o modelo apresentado pressupõe que na formação de expectativas se utiliza a informação relativa a todos os hospitais, o que não é realista para o caso português, uma vez que a informação sobre a procura de outros hospitais não se encontra publicamente disponível, nem acessível por parte dos administradores de cada hospital.

Assim, o processo de formação de expectativas deve então passar por incluir informação relativa ao próprio hospital.

Desta forma considera-se uma outra forma de estimação da incerteza, que passa pela estimação de um conjunto  $N$  de equações, cuja especificação se apresenta em seguida.

$$(13) \quad D_t = \alpha DV_t + \rho(D_{t-1} - \alpha DV_{t-1}) + \varepsilon$$

O nível de incerteza corresponde à diferença, em termos absolutos, do valor realmente observado e do valor previsto para os serviços de urgência, valor obtido pela

previsão conseguida a partir da estimação da equação 13, para cada unidade hospitalar  $i$ .

A variável que mede a incerteza é denominada de RES, como já fora referido anteriormente.

O passo seguinte consiste em introduzir a incerteza com um outro conjunto de variáveis no modelo de análise de custos de curto prazo, de forma a explicar os custos.

$$(14) \quad CTV = f(RES, W, K, Y, \theta)$$

Os hospitais são desta forma vistos como uma empresa multiproduto, que utiliza os preços dos *inputs*, tais como o preço do trabalho (W), e utiliza fatores fixos (K), medidos neste caso pelo inverso da taxa de ocupação, para produzir um determinado nível de outputs (Y), leia-se, consultas externas, episódios de urgência, tempo médio de permanência e cirurgias em ambulatório. “ $\theta$ ” corresponde ao grupo de variáveis *dummy* utilizadas.

O procedimento utilizado para a introdução da variável “RES” na função custo será diferente do procedimento utilizado na literatura, em que habitualmente se inclui ambas as variáveis “1/ocup”, “RES” na função custo. No entanto, considera-se que estas variáveis podem estar a medir a mesma grandeza, isto é, um hospital pode não estar a operar na sua plena capacidade, de forma a poder responder a variações inesperadas da procura, e esse facto impor um custo próprio.

Assim, para que não ocorra um múltiplo efeito da incerteza nos custos dos hospitais, tanto pela variável “1/ocup”, como pela variável “RES”, opta-se por incluir a capacidade hospitalar não utilizada em função da incerteza.

Com este procedimento procura-se isolar a parte da capacidade hospitalar não utilizada que se destina a variações inesperadas da procura, e posteriormente analisar de que forma essas variações de capacidade influenciam os custos dos hospitais.

Na seguinte equação verifica-se a especificação utilizada para a estimação da referida variável.

$$(15) \ 1/ocup = \beta_1 + \beta_2 \overline{RES} + \beta_3 \overline{RES}^2 + \beta_4 \overline{RES}^3 + \varepsilon$$

A escolha por uma função cúbica deve-se ao facto de esta ser menos restritiva que uma função linear simples ou quadrática. Não se introduziram fatores de ordem superior, dado que a introdução dessas variáveis não se mostra estatisticamente significativa.

A nova variável criada a partir da especificação anterior, passa a ser considerada como a variável X1.

O passo seguinte consiste em introduzir a variável apresentada na função custo, em conjunto com as restantes variáveis previamente apresentadas. Para a escolha da especificação funcional, são tidas em conta as formas propostas no capítulo anterior, sendo que a escolha se dá entre uma forma funcional tradicional (função de Cobb Douglas) e uma forma funcional flexível (função *translog*).

Apesar de terem sido observados valores nulos em algumas observações da variável “AMB”, opta-se por substituir esses valores por 0.1 como fizera Cowing e Holtmann (1983).

As funções a considerar e as correspondentes variáveis encontram-se em seguida:

Função Cobb Douglas:

$$(16) \ \ln(\overline{CTV}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\overline{dem}) + \alpha_2 \ln(\overline{ext}) + \alpha_3 \ln(\overline{amb}) + \alpha_4 \ln(\overline{urg}) + \beta_1 \ln(W) + \rho_1 \ln(X_1) + \gamma_1 DMC + \gamma_2 DUP + \gamma_3 Densino + \varepsilon$$

Função *translog*:

$$(17) \ \ln(\overline{CTV}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \ln(y_i) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} \ln(y_i) \ln(y_j) + \beta_1 \ln(W) + \frac{1}{2} \beta_{11} \ln(W)^2 + \sum_{i=1}^4 \delta_{i1} \ln(y_i) \ln(W) + \rho_1 \ln(X_1) + \rho_{11} \ln(X_1)^2 + \gamma_1 DMC + \gamma_2 DUP + \gamma_3 Densino + \varepsilon$$

Em que  $y_i$  representa as variáveis *output* do modelo ( $\overline{AMB}$ ,  $\overline{DEM}$ ,  $\overline{EXT}$ ,  $\overline{URG}$ ).

## **CAPÍTULO 4 - RESULTADOS EMPÍRICOS**

O objetivo deste capítulo consiste em mostrar os resultados das estimações desenvolvidas, encontrando-se dividido em duas partes. Na primeira parte mostram-se as estimações realizadas referentes ao cálculo da incerteza, sendo que na segunda se abordam as problemáticas econométricas da estimação da função, e em que se apresentam os resultados dos efeitos das variáveis na função custo.

Cabe referir que todas as estimações foram desenvolvidas com recurso ao *software* econométrico EViews 7.1.

### **4.1 Resultados do cálculo da incerteza**

Na tabela seguinte encontram-se, em síntese, os resultados da estimação da equação 13, realizada para cada entidade hospitalar. Os desvios-padrão encontram-se corrigidos pelo método de covariância de White. As correspondentes estimações encontram-se em anexo (ver anexo 3).

TABELA 6

Estimação da procura para a entidade hospitalar  $i$ 

$i$	$\alpha$	$\rho$
1	0.015936*	0.598703*
2	0.009277*	0.465361*
3	0.022384*	0.441421*
4	0.009878*	0.392055*
5	0.00985*	0.629468*
6	0.014111*	0.412022*
7	0.017811*	0.043836
8	0.021655*	0.217138**
9	0.010759*	0.874406*
10	0.036204*	0.073266
11	0.017043*	0.316429
12	0.020625*	0.310642*
13	0.023581*	0.584338*
14	0.016021*	0.32516*
15	0.005248*	0.300493**
16	0.017011*	0.150714
17	0.003757*	0.084602
18	0.011388*	0.006348
19	0.010324*	0.725601*
20	0.016043*	-0.297646
21	0.018428*	0.136638
22	0.008826*	-0.185917
23	0.004634*	0.47194*
24	0.017243*	0.217168**
25	0.008563*	0.190737
26	0.021993*	0.445367*

**(Continuação)**

(Continuação)

<b>i</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b><math>\rho</math></b>
27	0.018899*	0.098459
28	0.014255*	0.407311**
29	0.01019*	0.303076**
30	0.034926*	0.867982*
31	0.010195*	0.886851*
32	0.003702*	0.427912*
33	0.020898*	0.275998**
34	0.028829*	0.055365
35	0.020459*	0.46975*
36	0.018086*	0.253923**
37	0.015356*	0.236253
38	0.008699*	0.138456
39	0.006256*	0.248907
40	0.009717*	0.152776
41	0.007356*	0.379379*
42	0.014768*	0.341721
43	0.016217*	0.287958**

\*Estatisticamente significativa a um nível de 1%

\*\*Estatisticamente significativa a um nível de 5%

Com base nas estimações referidas foram obtidos os valores da variável “RES” e consequentemente os valores da variável “ $\overline{RES}$ ”<sup>15</sup>.

O passo seguinte consiste em obter os valores da capacidade hospitalar não utilizada em função da procura estocástica.

A estimação da variável “1/ocup” a depender da variável “ $\overline{RES}$ ” encontra-se na tabela seguinte.

<sup>15</sup> Os valores correspondentes encontram-se no anexo 4.

TABELA 7

Estimação da capacidade hospitalar não utilizada (em função da procura incerta)<sup>16</sup>

<b>Variável dependente: 1/ocup</b>		
Variáveis	Coeficiente	Estatística <i>t</i>
C	1.3476	13.0456*
$\overline{RES}$	-0.4536	-0.7921
$\overline{RES}^2$	0.7051	0.9703
$\overline{RES}^3$	-0.2173	-0.9677
$R^2$	0.1113	
<i>F</i>	5.2177*	
N	129.0000	

\*Estatisticamente significativa a um nível de 1%

Estes resultados mostram que o modelo estimado é estatisticamente significativo para um nível de significância de 1%, e que portanto não existe evidência estatística de que se deve rejeitar a especificação proposta.

Também se observa que a incerteza da procura explica em cerca de 11% a capacidade hospitalar não utilizada, significando que esta depende de outros fatores para além da incerteza.

<sup>16</sup> Ver anexo 5.

## 4.2 Resultados referentes à função custo

Em relação à função custo, e antes de se analisar o comportamento das variáveis, existe uma série de questões econométricas que devem ser abordadas.

Em primeiro caso, deve-se definir qual o método de estimação mais adequado para a função custo. Dada a presença de variáveis *dummy* na estimação, relembre-se variável *dummy* respeitante a hospitais com ensino universitário, e referente aos diversos tipos de urgência, considera-se que o método de estimação deve passar pelo método de efeitos aleatórios.

Foram, no entanto, realizados testes econométricos que procuram testar se a conclusão seria a mesma, caso não se introduzissem essas variáveis na estimação.

Caso os resultados indiquem que a estimação deve passar por efeitos fixos, o próximo passo consiste em analisar se a introdução das *dummy* é estatisticamente significativa. Se não houver evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, isto é, se as *dummy* não forem significativas, então o método de estimação deve realmente passar pelo método de efeitos fixos. Caso contrário, o método de efeitos aleatórios é de facto a melhor opção.

Partindo da função custo *translog* para análise (equação 17), pelo facto de ser uma função menos restritiva do que a função Cobb Douglas, mas não incluindo as variáveis *dummy* na estimação, foram realizados dois testes econométricos para averiguar qual seria o método de estimação mais adequado a adotar.

Primeiro procedeu-se à realização do teste LM<sup>17</sup> (ver equação 5), com o objetivo de avaliar a importância dos efeitos individuais não observáveis no modelo.

Os resultados encontram-se em seguida.

---

<sup>17</sup> Ver cálculos em anexo 6.

TABELA 8

Teste LM

<b>Modelo</b>	<b>Teste</b>	<b>Estatística LM</b>
Função <i>translog</i>	Estimação pelo método de dados agrupados	242.0946*

\*Estatisticamente significativa a um nível de 1%

Após constatação de que os efeitos não observáveis eram de facto relevantes para o modelo de análise de custos, exclui-se a estimação pelo método de OLS *pooled*, uma vez que o modelo passaria a sofrer erros de especificação.

Com este facto, considera-se que a estimação deve passar ou pelo método de efeitos fixos, ou pelo método de efeitos aleatórios.

Para determinar qual o melhor método, realizou-se o teste de Hausman (ver equação 11), para testar se a diferença entre os estimadores obtidos pelo método de efeitos fixos e aleatórios era estatisticamente significativa. Os resultados deste teste encontram-se na tabela seguinte.

TABELA 9

Teste de Hausman<sup>18</sup>

<b>Modelo</b>	<b>Teste</b>	<b>Estatística qui-quadrado</b>	<b>d.f</b>	<b>Prob</b>
Função <i>translog</i>	Estimação por efeitos aleatórios	22.6562	22	0.3635

<sup>18</sup> Ver anexo 7.

Pelo elevado valor associado ao *p-value* do teste de Hausman, conclui-se não haver evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, mostrando que a estimação realmente deve passar pelo método de efeitos aleatórios.

Tendo já sido determinado o método de estimação a adotar, ou seja, o método de estimação por efeitos aleatórios, deve ser definida a especificação mais adequada para a função custo.

Os testes realizados anteriormente foram obtidos usando a especificação *translog*, na medida em que é uma especificação menos restritiva, isto é, mais flexível. No entanto, é realizado em seguida um teste que consiste em analisar se os termos de ordem superior, termos de segunda ordem e que distinguem a função custo Cobb Douglas da função custo *translog*, são estatisticamente significativos.

Cabe também referir que nas posteriores estimações, já se incluem as variáveis *dummy*.

TABELA 10

Teste de especificação da função custo<sup>19</sup>

<b>Modelo</b>	<b>Teste</b>	<b>Valor</b>	<b>d.f</b>	<b>Prob</b>
Teste de significância estatística dos termos de ordem superior	Estatística <i>F</i>	2.4295	(16, 101)	0.0039*

\*Variável estatisticamente significativa a 1%

<sup>19</sup> Ver anexo 8.

Por observação dos valores da estatística  $F$ , de significância estatística dos termos de segunda ordem, verifica-se existir evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, concluindo-se que esses termos são estatisticamente significativos.

Desta forma, considera-se que a especificação mais correta para a função custo dos hospitais deve passar pela função custo *translog*. Estes resultados, entre outras possibilidades, podem indicar a existência de produção conjunta dos vários *outputs* hospitalares, ou a presença de economias de escala (testes a serem realizados posteriormente).

Em seguida, encontra-se a estimação da função custo *translog*, obtida pelo método de efeitos aleatórios. Os desvios-padrão encontram-se corrigidos pelo método de covariância de White.

TABELA 11

Estimação da função custo<sup>20</sup>

<b>Variável dependente: ln(CTV)</b>			
Coefficiente	Variáveis	Coefficiente	Estatística <i>t</i>
$\alpha_0$	C	-18.571	-7.8427*
$\alpha_1$	ln(DEM)	-6.2297	-3.9247*
$\alpha_2$	ln( $\overline{\text{EXT}}$ )	5.9713	4.9502*
$\alpha_3$	ln( $\overline{\text{AMB}}$ )	-0.4813	-0.7459
$\alpha_4$	ln( $\overline{\text{URG}}$ )	1.7017	1.1317
$\beta_1$	ln(W)	9.0713	2.9265*
$(\alpha_{11})^2$	$0.5 * \ln(\text{DEM})^2$	1.1522	2.1245**
$(\alpha_{22})^2$	$0.5 * \ln(\overline{\text{EXT}})^2$	-0.3271	-0.8523
$(\alpha_{33})^2$	$0.5 * \ln(\overline{\text{AMB}})^2$	0.0048	1.3212
$(\alpha_{44})^2$	$0.5 * \ln(\overline{\text{URG}})^2$	0.0265	0.2716
$(\beta_{11})^2$	$0.5 * \ln(\text{W})^2$	-1.266	-0.9094
$\alpha_{12}$	$0.5 * \ln(\text{DEM}) * \ln(\overline{\text{EXT}})$	1.0427	1.5724
$\alpha_{13}$	$0.5 * \ln(\text{DEM}) * \ln(\overline{\text{AMB}})$	-0.6073	-2.1300**
$\alpha_{14}$	$0.5 * \ln(\text{DEM}) * \ln(\overline{\text{URG}})$	-0.0174	-0.1553
$\delta_{11}$	$\ln(\text{DEM}) * \ln(\text{W})$	0.7843	2.0755**
$\alpha_{23}$	$0.5 * \ln(\overline{\text{EXT}}) * \ln(\overline{\text{AMB}})$	0.0827	0.8785
$\alpha_{24}$	$0.5 * \ln(\overline{\text{EXT}}) * \ln(\overline{\text{URG}})$	0.4127	1.9788
$\delta_{21}$	$\ln(\overline{\text{EXT}}) * \ln(\text{W})$	-1.7875	-3.5239*
$\alpha_{34}$	$0.5 * \ln(\overline{\text{AMB}}) * \ln(\overline{\text{URG}})$	-0.1678	-5.3931*
$\delta_{31}$	$\ln(\overline{\text{AMB}}) * \ln(\text{W})$	0.349	2.3206**
$\delta_{41}$	$\ln(\overline{\text{URG}}) * \ln(\text{W})$	-0.6539	-1.4084
$\rho_1$	ln(X1)	0.2385	3.6994*
$(\rho_{11})^2$	$\ln(\text{X1})^2$	-0.181	-3.3190*
$\gamma_1$	DMC	0.1667	1.9910**
$\gamma_2$	DUP	0.3546	7.9161*
$\gamma_3$	DENSINO	0.0284	3.3335*
$R^2$		0.8261	
$F$		19.1913*	
$N$		127	

\*Estatisticamente significativa a um nível de 1%

\*\*Estatisticamente significativa a um nível de 5%

<sup>20</sup> Ver anexo 9.

Analisando o *output* apresentado, observa-se que as variáveis independentes explicam em média, cerca de 82% das variações da variável explicada. Em relação do valor da estatística *F* verifica-se que o modelo é estatisticamente significativo.

Quanto ao comportamento das variáveis explicativas, esse efeito não é direto, nem linear. Pode-se, no entanto, analisar diretamente o efeito das variáveis *dummy* nos custos.

Observando as variáveis *dummy* referentes aos serviços de urgência verifica-se que ambas são estatisticamente significativas e que quanto maior for a complexidade do serviço de urgência maiores são os custos por internamento. Veja-se, hospitais com serviço de urgência polivalente apresentam em média, e com tudo o resto constante, custos superiores em cerca de 35.46% quando comparados com hospitais com serviço de urgência básica. Também os hospitais com serviço de urgência médico-cirúrgica têm custos superiores aos hospitais com serviço de urgência básica, no entanto esse acréscimo de custos é menor, ronda os cerca de 17%.

Este efeito traduz o que seria esperado, na medida em que a complexidade do serviço de urgência se reflete em casos de internamento mais complicados e custosos.

Esta mesma explicação pode ser aplicada aos resultados da variável “Densino”, uma vez que os hospitais com ensino universitário tendem a receber casos mais complexos e dispendiosos, sendo que também dedicam recursos adicionais à educação. Esta variável apresenta um efeito positivo e significativo nos custos por internamento, ou seja, hospitais com ensino universitário, são em média mais dispendiosos em cerca de 2.84% que os restantes.

Quanto às restantes variáveis, para se obter o efeito de cada uma na função custo, é calculada a elasticidade de custo de cada uma delas, sendo aplicada a seguinte equação para as variáveis *outputs*. Usa-se o mesmo raciocínio para a variável “W” e para a variável “X1”.

$$(18) \quad \eta_i = \frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(y_i)}$$

As correspondentes derivações encontram-se em anexo <sup>21</sup>, e em que os coeficientes são substituídos pelos coeficientes estimados e os valores em *logs* das variáveis são substituídos pelas correspondentes médias dos *logs* das respectivas variáveis.

O objetivo deste cálculo consiste em mostrar de que forma os custos variam com um acréscimo individual de 1% em cada uma das variáveis.

Na tabela seguinte encontram, em síntese, os efeitos médios de um acréscimo de 1% em cada uma das variáveis, na variável dependente.

TABELA 12  
Elasticidades de custo

Variáveis	Elasticidade de custo
DEM	0.4212
$\overline{EXT}$	0.5802
$\overline{AMB}$	0.0045
$\overline{URG}$	0.1596
W	0.2259
X1	0.0531

Em relação à variável “DEM” deve-se referir que tanto o seu termo de primeira, como de segunda ordem são estatisticamente significativos, significando que o comportamento desta variável se assemelha ao de uma curva com concavidade voltada para cima.

No entanto, em termos gerais, quando esta variável aumenta em 1%, os custos por internamento aumentam cerca de 0.42%. Este resultado vai de encontro ao que seria esperado, na medida em que quanto maior o tempo de permanência, maior tende a ser o consumo de recursos hospitalares.

<sup>21</sup> Ver anexo 10.

Quanto à variável “ $\overline{EXT}$ ”, quando esta aumenta em 1%, em média e com tudo o resto constante, os custos por internamento aumentam cerca de 0.58%. É também de referir que apenas o seu termo de primeira ordem é estatisticamente significativo. Uma das possíveis explicações para o efeito positivo nos custos, pode-se dever ao facto dos internamentos poderem ser programados por consulta externa e grande parte destes serem de motivação cirúrgica.

Em relação à variável “ $\overline{AMB}$ ”, o seu acréscimo nos custos ronda os cerca de 0.0045%, quando esta aumenta 1%. Esta variável apresenta o sinal esperado, uma vez, que quantas mais se fizerem maiores serão os custos por internamento. No entanto, o seu efeito não é significativo, porque nem o termo de primeira, nem de segunda ordem são estatisticamente significativos.

A variável “ $\overline{URG}$ ” apesar de apresentar o sinal esperado, isto é, quando aumenta 1%, os custos por internamento aumentam 0.1596%, o seu efeito também não é estatisticamente significativo, pela mesma razão que a variável “ $\overline{AMB}$ ”.

A variável “ $W$ ” é estatisticamente significativa no termo de primeira ordem, sendo que em termos gerais, quando aumenta 1%, o seu efeito resulta num aumento dos custos por internamento na ordem dos 0.23%.

Em relação à variável “ $X1$ ”, tanto o seu termo de primeira, como de segunda ordem são estatisticamente significativos, significando que esta variável tem um comportamento idêntico ao de uma curva com a concavidade voltada para baixo. Significa portanto, que quando a variável “ $X1$ ” aumenta até o ponto de 1.93, ponto máximo da curva, que os custos por internamento também aumentam, isto é, um aumento da capacidade de reserva em hospitais com maiores taxas de ocupação, se traduz num aumento dos custos por internamento. Quando a variável “ $X1$ ” passa o ponto 1.93, os custos por internamento diminuem, significando que um aumento de capacidade de reserva em hospitais que operam com maiores capacidades de reserva, resulta numa poupança de custos.

No entanto, em termos gerais, quando a variável “ $X1$ ” aumenta em 1%, os custos por internamento aumentam em cerca de 0.053%.

Dada a natureza da função *translog* foram também testadas outras hipóteses, das quais a possibilidade da função exibir produção conjunta dos vários *outputs* hospitalares e a separabilidade entre produtos e fator produtivo.

Os resultados encontram-se em seguida.

TABELA 13

Análise de hipóteses de produção<sup>22</sup>

<b>Modelo</b>	<b>Teste</b>	<b>Valor</b>	<b>d.f</b>	<b>Prob</b>
Teste de Produção Conjunta		2.3382	(6, 101)	0.0372**
Teste de separabilidade dos <i>outputs</i> do fator produtivo	Estatística <i>F</i>	1.6832	(4, 101)	0.1597

\*\* Significativo a um nível de significância de 5%

Os resultados mostram que de facto os *outputs* hospitalares não são operados de forma isolada, isto é, que existe produção conjunta e que desta forma os custos totais não equivalem às somas isoladas dos custos de produção de cada *output*.

Quanto ao teste de separação entre os produtos e o fator produtivo, conclui-se não haver evidência estatística para a rejeição da hipótese nula, e que portanto não há prova estatística que exista interação entre os *outputs* e preço dos *inputs*.

Uma vez que já foram referidas as elasticidades de custo das diversas variáveis explicativas, considera-se pertinente averiguar o tipo de rendimentos globais que a função custo exhibe.

<sup>22</sup> Ver anexo 11.

Para tal, admita-se a seguinte fórmula geral:

$$(19) \quad EEG_n = \frac{1}{\sum_i^n \eta_i}$$

Em que EEG representa a medida das economias de escala na produção de “n” outputs, e  $\sum_i^n \eta_i$  a soma das elasticidades de custo de cada *output*.

Caso EEG seja superior a 1 significa que se está na presença de economias de escala, se for igual a 1, a função exhibe retornos constantes à escala e caso seja inferior a 1 a função exhibe deseconomias de escala (ver Lima, 2003).

Tendo em conta as elasticidades de custo dos quatro *outputs* presentes na tabela 12, verifica-se que EEG toma um valor inferior a 1. Desta forma conclui-se haver a presença de deseconomias de escala, na medida em que um determinado acréscimo proporcional em todos os *outputs*, resulta num acréscimo mais que proporcional nos custos.

## CAPÍTULO 5 - CONCLUSÃO

Neste trabalho é desenvolvida uma análise de custos para um grupo de 43 hospitais com serviço de urgência do SNS entre 2007 e 2009, em que é introduzido o fator estocástico da procura, de forma a inferir o seu impacto nos custos dos referidos hospitais.

A estimação desenvolvida é realizada em duas etapas. Numa primeira parte estima-se a variável que mede a procura inesperada, usando como ponto de partida a especificação proposta por Hughes e McGuire (2003), mas aplicando-a para cada hospital em específico.

Também, e diferente do procedimento frequentemente utilizado pela literatura, opta-se por incluir a variável que mede a incerteza, ao utilizar uma especificação cuja variável dependente é a capacidade hospitalar não utilizada e a variável independente a procura inesperada. Não existe evidência estatística de que se deva rejeitar a especificação considerada.

A segunda fase consiste em introduzir a variável obtida, ou seja, capacidade hospitalar não utilizada que se destina a variações inesperadas da procura, na função custo *translog*, dada a evidência estatística para rejeitar a especificação da função custo tradicional (função custo Cobb Douglas).

A estimação da função custo é realizada pelo método de efeitos aleatórios e revela que esta variável tem um efeito positivo e significativo nos custos, sendo que quando aumenta em 1%, em média, e permanecendo tudo o resto constante, os custos aumentam em 0.053%.

Este efeito é ainda mais evidente em hospitais que operam com menores reservas de capacidade, dada a concavidade apresentada pela variável em causa.

Assim, e visto que o valor médio da variável se encontra na zona crescente da curva, conclui-se que para os hospitais pouparem nos seus custos, que devem operar com menores capacidades de reserva, isto é, operar com maiores taxas de ocupação.

Apesar dos resultados revelarem que os hospitais devem aumentar de facto as suas taxas de ocupação, é também de referir a necessidade de estes funcionarem com uma margem de capacidade que garanta o atendimento de utentes em picos de procura.

Denotando-se um *trade-off* no que respeita à variável taxa de ocupação, esta deve ser fixada a um nível que permita responder a eventuais variações da procura, mas que esta resposta seja realizada da forma mais eficiente possível.

Ainda nesta temática de incerteza da procura, existe uma ampla margem para desenvolvimento de investigação. Uma das possíveis análises a ser realizada pode passar por estudar de que forma a dimensão dos hospitais e a concentração dos seus serviços influencia o grau de exposição à procura estocástica e conseqüentemente o seu efeito nos custos.

Apesar dos resultados obtidos também mostrarem que para os *outputs* considerados, isto é, tempo médio de permanência, consultas externas, episódios de urgência e cirurgias em ambulatório, a função exhibe em termos gerais deseconomias de escala, também se considera importante analisar futuramente as economias de escala associadas a cada *output* e os possíveis ganhos relacionados com a produção conjunta evidenciada pelos respetivos *outputs*.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACSS, Base de Dados dos Elementos Analíticos, <http://www.acss.min-saude.pt/bdea/>.
- Baker, L. C., C. S. Phibbs, C. Guarino, D. Supina, e J. L. Reynolds (2004), “Within-year variation in hospital utilization and its implications for hospital costs.” *Journal of Health Economics*, 23(1), 191-211.
- Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd edition), Wiley.
- Boutsioli, Z. (2010), “Demand Variability, Demand Uncertainty and Hospital Costs: A Selective Survey of the Empirical Literature.” *Global Journal of Health Science* 2(1), 138-149.
- Boutsioli, Z. (2011), “Hospital Costs and Unexpected Demand: The case of Greece.” *The Open Economics Journal*, 4, 49-58.
- Box, G. E. P. e D. R. Cox (1964), “An analysis of transformations.” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 26(2), 211-252.
- Breusch, T. S. e A. R. Pagan (1980), “The LM test and its applications to model specification in Econometrics.” *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Breyer, F. (1987), “The specification of a hospital cost function. A comment on the recent literature.” *Journal of Health Economics*, 6(2), 147–157.
- Brown, R. S., D. W. Caves e L. R. Christensen (1979), "Modelling the Structure of Cost and Production for Multiproduct Firms." *Southern Economic Journal* 46(1), 256-273.
- Butler, J. R. G. (1995), *Hospital Cost Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht/Boston/London.
- Carey, K. (1998), “Stochastic demand for hospitals and optimizing “excess” bed capacity.” *Journal of Regulatory Economics*, 14(2), 165-187.

- Carreira, C. (1999), “Economias de escala e de gama nos hospitais públicos portugueses: uma aplicação da função de custo variável Translog.” *Estudos do GEMF, 1, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.*
- Caves, D. W., L. R. Christensen., M. W. Tretheway (1980), “Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms.” *The Review of Economics and Statistics*, 62(3), 477-481.
- Conrad, R. F. e R. P. Strauss (1983), “A multiple-output multiple-input model of the hospital industry in North Carolina.” *Applied Economics* 15(3), 341-352.
- Cowing, T. G. e A. G. Holtmann (1983), “Multiproduct Short-Run Hospital Cost Functions: Empirical Evidence and Policy Implications from Cross-Section Data.” *Southern Economic Journal*, 49(3), 637-653.
- Cowing, T. G., A. G. Holtmann e S. Powers (1983), “Hospital cost analysis: a survey and evaluation of recent studies.” *Advances in Health Economics and Health Services Research*, 4, 257-303.
- DGS (2007), Centros de Saúde e Hospitais: Recursos e Produção do SNS.
- DGS (2008), Centros de Saúde e Unidades Hospitalares: Recursos e Produção do SNS.
- DGS (2009), Centros de Saúde e Unidades Hospitalares: Recursos e Produção do SNS.
- Duncan, G. M. (1990), “The effect of probabilistic demands on the structure of cost functions.” *Journal of Risk and Uncertainty* 3(3), 211-220.
- Ellis, R. P. (1991), “Hospital cost function estimation when firms may not try to minimize total costs.” *Working Paper, Boston University, Boston.*
- Eurostat (2011), Europe in figures: Eurostat Yearbook 2011. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Feldstein, P. J. (1993), Health Care Economics (4th edition), Delmar Publishers.

- Fournier, G. M. e J. M. Mitchell (1992), “Hospital Costs and Competition for Services: A Multiproduct Analysis.” *The Review of Economics and Statistics*, 74 (4), 627-634.
- Franco, F., M. Fortuna (2003), “O método da Fronteira Estocástica na medição da eficiência dos serviços hospitalares: uma revisão bibliográfica.” *Documento de Trabalho n.º2, da Associação Portuguesa de Economia da Saúde*.
- Friedman, B. e M. Pauly (1981), “Cost functions for a service firm with variable quality and stochastic demand: the case of hospitals.” *The Review of Economics and Statistics*, 63(4), 620-624.
- Friedman, B e M. Pauly (1983), “A new approach to hospital costs functions and some issues in revenue regulation.” *Health Care Financing Review*, 4(3), 105-114.
- Gaynor, M. e G. F. Anderson (1995), “Uncertain demand, the structure of hospital costs and the cost of empty hospital beds.” *Journal of Health Economics*, 14(3), 291–317.
- Given, R. S. (1996), “Economies of scale and scope as an explanation of merger and output diversification activities in the health maintenance organization industry.” *Journal of Health Economics*, 15(6), 685-713.
- Grannemann, T. W., R. S. Brown e M. V. Pauly (1986), “Estimating hospital costs. A multiple-output analysis.” *Journal of Health Economics*, 5(2), 107–127.
- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis* (5th edition), Prentice Hall.
- Holthausen, D. M. (1976) “Input Choices and Uncertain Demand.” *The American Economic Review*, 66(1), 94-103.
- Hsiao (2003), *Analysis of Panel Data* (2nd edition), Cambridge University Press.
- Hughes, D. e A. McGuire (2003), “Stochastic demand, production responses and hospital costs.” *Journal of Health Economics*, 22(6), 999-1010.

- Joseph, H. e S. Folland (1972), “Uncertainty and Hospital Costs.” *Southern Economic Journal*, 267-273.
- Joskow, P. L. (1980), “The effects of competition and regulation on hospital bed supply and the reservation quality of the hospital.” *The Bell Journal of Economics*, 11(2), 421-447.
- Keeler, T. E. e J. S. Ying (1996), “Hospital costs and excess bed capacity: a statistical analysis.” *The Review of Economics and Statistics* 78 (3), 470–481.
- Leland, H. E. (1972), “Theory of the Firm Facing Uncertain Demand.” *The American Economic Review* 62(3), 278-291.
- Lima, E. (2003), “A produção e a estrutura de custos dos hospitais públicos, uma aplicação de um modelo translogarítmico.” *Revista Portuguesa de Saúde Pública* 3, 19-26.
- Long, M. F. e P. J. Feldstein (1967), “Economics of hospital systems: peak loads and regional coordination.” *American Economic Review* 57, 119–129.
- Lovell, C. A. K., A. Rodríguez-Alvarez e A. Wall (2009), “The effects of stochastic demand and expense preference behaviour on public hospital costs and excess capacity.” *Health Economics*, 18(2), 227-235.
- Lynk, W. J. (1995), “The creation of economic efficiencies in hospital mergers.” *Journal of Health Economics* 14(5), 507-530.
- OECD (2012), “OECD Health Data: Health care resources”, *OECD Health Statistics* (database).
- Pauly, M. V. e P. Wilson (1986), “Hospital output forecasts and the cost of empty hospital beds.” *Health Services Research*, 21(3), 403-428.
- Pordata, Base de Dados de Portugal Contemporâneo, <http://www.pordata.pt/>

- Ribeiro, J. M. (2004), “Reforma do sector público hospitalar: programa de empresarialização de 34 hospitais portugueses.” *Revista Portuguesa de Saúde Pública* 4, 65-77.
- Rodríguez-Alvarez, A., C. A. Knox Lovell (2004), “Excess capacity and expense preference behaviour in National Health Systems: an application to the Spanish public hospitals.” *Health Economics* 13(2), 157-169.
- Scuffham, P. A., N. J. Devlin e M. Jaforullah (1996), “The structure of costs and production in New Zealand public hospitals: an application of the transcendental logarithmic variable cost function.” *Applied Economics* 28(1), 75-85.
- Shepard, D. S., D. Hodgkin, Y. Anthony (2000), *Analysis of hospital costs: a manual for manager*. Geneva: World Health Organization.
- Smet, M. (2002), “Cost characteristics of hospitals.” *Social Science and Medicine*, 55(6), 895-906.
- Smet, M. (2007), “Measuring performance in the presence of stochastic demand for hospital services: an analysis of Belgian general care hospitals.” *Journal of Productivity Analysis*, 27(1), 13-29.
- Thorpe, K. (1988), “Why are urban hospital costs so high? The relative importance of patient source of admission, teaching, competition, and case mix.” *Health Services Research* 22(6), 821-836.
- Vita, M. G. (1990), “Exploring hospital production relationships with flexible functional forms.” *Journal of Health Economics*, 9(1), 1-21.
- Vitaliano, D. F. (1987), “On the estimation of hospital cost functions.” *Journal of Health Economics* 6 (4), 305–318.

## ANEXOS

### Anexo 1

<b>Entidades Hospital Pré-fusão</b>	<b>Entidade Integrada</b>
H. de Chaves H. de Lamego CH Vila Real / Peso da Régua	CH Trás-os-Montes Alto Douro
H. de Famalicão H. de Santo Tirso	CH do Médio Ave
H. de Guimarães H. de Fafe	CH do Alto Ave
H. de Amarante H. do Vale do Sousa	CH do Tâmega e Sousa
H. São João H. de Valongo	CH de São João
H. Maria Pia H. Joaquim Urbano H. Sto. António Mat. Júlio Dinis	CH do Porto
H. de Vila Nova de Gaia H. de Espinho	CH de Vila Nova de Gaia/Espinho
H. de Oliveira de Azeméis H. de Sta. Maria da Feira H. de São João da Madeira	CH Entre Douro e Vouga
H. da Guarda H. de Seia	ULS da Guarda
CH de Caldas da Rainha H. de Alcobaça H. de Peniche	CH Oeste Norte
H. Pulido Valente H. Sta. Maria	CH Lisboa Norte
H. Dona Estefânia H. Sta. Marta CH de Lisboa (zona central)	CH Lisboa Central
H. do Barreiro H. do Montijo	CH do Barreiro/ Montijo
H. de Elvas H. de Portalegre	ULS do Norte Alentejo

Os dados das entidades pré-fusão foram agregados da seguinte forma:

$$CTV_{EI} = \sum_{i=1}^n CTV_i$$

$$ADMT_{EI} = \sum_{i=1}^n ADMT_i$$

$$AMB_{EI} = \sum_{i=1}^n AMB_i$$

$$URG_{EI} = \sum_{i=1}^n URG_i$$

$$EXT_{EI} = \sum_{i=1}^n EXT_i$$

$$DEM_{EI} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Nr total de dias em internamento}_i}{\sum_{i=1}^n ADMT_i}$$

$$W_{EI} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{Custos com pessoal}_i}{\sum_{i=1}^n \text{Nr total de trabalhadores efetivos}_i}$$

$$D_{EI} = \sum_{i=1}^n D_i$$

$$OCUP_{EI} = \frac{\sum_{i=1}^n (ADMT * DEM)_i}{\sum_{i=1}^n (CAMAS * \text{dias do ano})_i}$$

Sendo que “n” diz respeito ao número de entidades hospitalares existentes antes da ocorrência da fusão e que passam a fazer parte da entidade integrada “EI”.

Anexo 2

<b>Entidade Hospitalar</b>	<b>Ano</b>	<b>Recursos Humanos</b>	<b>% Total</b>	
ULS Alto Minho	2008	H. Viana do Castelo + H. Ponte de Lima	1649	63.86%
		Total	2582	
	2009	H. Viana do Castelo + H. Ponte de Lima	1487	56.73%
		Total	2621	
ULS Matosinhos	2007	Hospital Pedro Hispano	1657	79.20%
		Total	2115	
	2008	Hospital Pedro Hispano	1640	76.89%
		Total	2133	
	2009	Hospital Pedro Hispano	1693	76.81%
		Total	2204	
ULS Guarda	2008	H. Guarda + H. Seia	1012	61.52%
		Total	1645	
	2009	H. Guarda + H. Seia	1090	67.16%
		Total	1623	
ULS Castelo Branco	2009	H. Amato Lusitano	787	48.49%
		Total	1623	
ULS Norte Alentejano	2007	H. Elvas + H. Portalegre	1040	62.73%
		Total	1658	
	2008	H. Elvas + H. Portalegre	1098	65.87%
		Total	1667	
	2009	H. Elvas + H. Portalegre	1136	66.43%
		Total	1710	
ULS Baixo Alentejo	2008	H. Beja + H. Serpa	1127	63.49%
		Total	1775	
	2009	H. Beja + H. Serpa	1151	63.14%
		Total	1767	

### Anexo 3 – Estimação das procuras individuais:

- ULS Alto Minho

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 18:00  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.015936	0.000504	31.62079	0.0000
C(2)	0.598703	0.132380	4.522598	0.0000
R-squared	0.363907	Mean dependent var		11693.47
Adjusted R-squared	0.352747	S.D. dependent var		1420.211
S.E. of regression	1142.589	Akaike info criterion		16.95329
Sum squared resid	74414031	Schwarz criterion		17.02372
Log likelihood	-498.1221	Hannan-Quinn criter.		16.98078
Durbin-Watson stat	2.279495			

- H. Santa Maria Maior. Barcelos

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 18:22  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009277	0.000169	54.96034	0.0000
C(2)	0.465361	0.104011	4.474133	0.0000
R-squared	0.239312	Mean dependent var		6839.559
Adjusted R-squared	0.225967	S.D. dependent var		580.7123
S.E. of regression	510.9058	Akaike info criterion		15.34356
Sum squared resid	14878410	Schwarz criterion		15.41398
Log likelihood	-450.6350	Hannan-Quinn criter.		15.37105
Durbin-Watson stat	2.073609			

- CH Trás-os-Montes e Alto Douro

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 18:30  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.022384	0.000365	61.36006	0.0000
C(2)	0.441421	0.107582	4.103110	0.0001
R-squared	0.216569	Mean dependent var		16517.58
Adjusted R-squared	0.202825	S.D. dependent var		1331.087
S.E. of regression	1188.456	Akaike info criterion		17.03201
Sum squared resid	80508381	Schwarz criterion		17.10243
Log likelihood	-500.4442	Hannan-Quinn criter.		17.05950
Durbin-Watson stat	2.301771			

- CH do Nordeste

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:33  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009878	0.000181	54.65509	0.0000
C(2)	0.392055	0.120547	3.252294	0.0019
R-squared	0.182031	Mean dependent var		7283.186
Adjusted R-squared	0.167680	S.D. dependent var		706.0168
S.E. of regression	644.1101	Akaike info criterion		15.80693
Sum squared resid	23648036	Schwarz criterion		15.87735
Log likelihood	-464.3043	Hannan-Quinn criter.		15.83442
Durbin-Watson stat	2.366638			

- CH Povia de Varzim/Vila do Conde

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:36  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009850	0.000314	31.36186	0.0000
C(2)	0.629468	0.104319	6.034087	0.0000
R-squared	0.492491	Mean dependent var		7386.373
Adjusted R-squared	0.483588	S.D. dependent var		1003.811
S.E. of regression	721.3573	Akaike info criterion		16.03346
Sum squared resid	29660312	Schwarz criterion		16.10388
Log likelihood	-470.9870	Hannan-Quinn criter.		16.06095
Durbin-Watson stat	2.214387			

- CH Médio Ave

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:38  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.014111	0.000291	48.42406	0.0000
C(2)	0.412022	0.138799	2.968472	0.0044
R-squared	0.177824	Mean dependent var		10363.73
Adjusted R-squared	0.163400	S.D. dependent var		1051.871
S.E. of regression	962.1029	Akaike info criterion		16.60943
Sum squared resid	52761592	Schwarz criterion		16.67986
Log likelihood	-487.9782	Hannan-Quinn criter.		16.63692
Durbin-Watson stat	2.070534			

- CH Alto Ave

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:44  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.017811	0.000136	130.7104	0.0000
C(2)	0.043836	0.101880	0.430268	0.6686
R-squared	-0.005325	Mean dependent var		13069.90
Adjusted R-squared	-0.022962	S.D. dependent var		724.4898
S.E. of regression	732.7604	Akaike info criterion		16.06482
Sum squared resid	30605451	Schwarz criterion		16.13525
Log likelihood	-471.9123	Hannan-Quinn criter.		16.09232
Durbin-Watson stat	1.983126			

- CH Tâmega e Sousa

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 20:22  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.021655	0.000216	100.0698	0.0000
C(2)	0.217138	0.087008	2.495618	0.0155
R-squared	0.059279	Mean dependent var		15912.78
Adjusted R-squared	0.042775	S.D. dependent var		978.3644
S.E. of regression	957.2109	Akaike info criterion		16.59924
Sum squared resid	52226408	Schwarz criterion		16.66966
Log likelihood	-487.6774	Hannan-Quinn criter.		16.62673
Durbin-Watson stat	2.000217			

- ULS Matosinhos

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:50  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010759	0.000753	14.29572	0.0000
C(2)	0.874406	0.069909	12.50784	0.0000
R-squared	0.864956	Mean dependent var		8777.729
Adjusted R-squared	0.862587	S.D. dependent var		1700.733
S.E. of regression	630.4501	Akaike info criterion		15.76406
Sum squared resid	22655636	Schwarz criterion		15.83448
Log likelihood	-463.0396	Hannan-Quinn criter.		15.79155
Durbin-Watson stat	2.331548			

- CH São João

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:56  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.036204	0.000282	128.2252	0.0000
C(2)	0.073266	0.122667	0.597276	0.5527
R-squared	0.006324	Mean dependent var		26566.76
Adjusted R-squared	-0.011109	S.D. dependent var		1468.717
S.E. of regression	1476.853	Akaike info criterion		17.46652
Sum squared resid	1.24E+08	Schwarz criterion		17.53695
Log likelihood	-513.2625	Hannan-Quinn criter.		17.49402
Durbin-Watson stat	1.785101			

- CH Porto

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 19:59  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.017043	0.000173	98.54185	0.0000
C(2)	0.316429	0.158773	1.992967	0.0511
R-squared	0.083135	Mean dependent var		12529.12
Adjusted R-squared	0.067050	S.D. dependent var		651.0377
S.E. of regression	628.8331	Akaike info criterion		15.75892
Sum squared resid	22539572	Schwarz criterion		15.82934
Log likelihood	-462.8881	Hannan-Quinn criter.		15.78641
Durbin-Watson stat	1.978245			

- CH Gaia/Espinho

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 20:01  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.020625	0.000232	89.04165	0.0000
C(2)	0.310642	0.112232	2.767848	0.0076
R-squared	0.149015	Mean dependent var		15183.25
Adjusted R-squared	0.134086	S.D. dependent var		972.3663
S.E. of regression	904.8308	Akaike info criterion		16.48668
Sum squared resid	46666970	Schwarz criterion		16.55711
Log likelihood	-484.3572	Hannan-Quinn criter.		16.51417
Durbin-Watson stat	1.975843			

- CH entre Douro e Vouga

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 20:03  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.023581	0.000586	40.25682	0.0000
C(2)	0.584338	0.138052	4.232747	0.0001
R-squared	0.507483	Mean dependent var		17623.19
Adjusted R-squared	0.498842	S.D. dependent var		2115.613
S.E. of regression	1497.696	Akaike info criterion		17.49455
Sum squared resid	1.28E+08	Schwarz criterion		17.56498
Log likelihood	-514.0893	Hannan-Quinn criter.		17.52204
Durbin-Watson stat	1.777272			

- H. Infante D. Pedro

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 20:06  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.016021	0.000200	79.97670	0.0000
C(2)	0.325160	0.116429	2.792766	0.0071
R-squared	0.118487	Mean dependent var		11766.49
Adjusted R-squared	0.103022	S.D. dependent var		800.5840
S.E. of regression	758.2246	Akaike info criterion		16.13315
Sum squared resid	32769558	Schwarz criterion		16.20357
Log likelihood	-473.9278	Hannan-Quinn criter.		16.16064
Durbin-Watson stat	2.058108			

- H. Águeda

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:15  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.005248	7.70E-05	68.18629	0.0000
C(2)	0.300493	0.126533	2.374829	0.0209
R-squared	0.085318	Mean dependent var		3854.915
Adjusted R-squared	0.069270	S.D. dependent var		316.6056
S.E. of regression	305.4431	Akaike info criterion		14.31471
Sum squared resid	5317842.	Schwarz criterion		14.38514
Log likelihood	-420.2841	Hannan-Quinn criter.		14.34221
Durbin-Watson stat	1.898516			

- H. S. Teotónio

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/23/12 Time: 20:10  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.017011	0.000139	122.0431	0.0000
C(2)	0.150714	0.104919	1.436480	0.1563
R-squared	0.026597	Mean dependent var		12484.66
Adjusted R-squared	0.009519	S.D. dependent var		676.5925
S.E. of regression	673.3644	Akaike info criterion		15.89576
Sum squared resid	25844918	Schwarz criterion		15.96619
Log likelihood	-466.9249	Hannan-Quinn criter.		15.92325
Durbin-Watson stat	2.004539			

- H. Cândido Figueiredo

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:06  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.003757	5.12E-05	73.44785	0.0000
C(2)	0.084602	0.206569	0.409561	0.6837
R-squared	0.004463	Mean dependent var		2757.475
Adjusted R-squared	-0.013003	S.D. dependent var		254.7128
S.E. of regression	256.3634	Akaike info criterion		13.96438
Sum squared resid	3746165.	Schwarz criterion		14.03480
Log likelihood	-409.9492	Hannan-Quinn criter.		13.99187
Durbin-Watson stat	2.079594			

- ULS Guarda

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:01  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.011388	0.000162	70.26599	0.0000
C(2)	0.006348	0.173892	0.036508	0.9710
R-squared	-0.005375	Mean dependent var		8355.017
Adjusted R-squared	-0.023013	S.D. dependent var		888.2405
S.E. of regression	898.4027	Akaike info criterion		16.47242
Sum squared resid	46006266	Schwarz criterion		16.54285
Log likelihood	-483.9365	Hannan-Quinn criter.		16.49992
Durbin-Watson stat	2.023000			

- CH Cova da Beira

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:09  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010324	0.000431	23.95068	0.0000
C(2)	0.725601	0.086089	8.428504	0.0000
R-squared	0.548414	Mean dependent var		7801.203
Adjusted R-squared	0.540492	S.D. dependent var		979.0072
S.E. of regression	663.6400	Akaike info criterion		15.86667
Sum squared resid	25103829	Schwarz criterion		15.93709
Log likelihood	-466.0667	Hannan-Quinn criter.		15.89416
Durbin-Watson stat	2.325159			

- CH Coimbra

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:45  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.016043	0.000214	74.99270	0.0000
C(2)	-0.297646	0.195283	-1.524179	0.1330
R-squared	0.089334	Mean dependent var		11761.71
Adjusted R-squared	0.073357	S.D. dependent var		1609.018
S.E. of regression	1548.878	Akaike info criterion		17.56176
Sum squared resid	1.37E+08	Schwarz criterion		17.63218
Log likelihood	-516.0719	Hannan-Quinn criter.		17.58925
Durbin-Watson stat	2.070150			

- H. Univ. Coimbra

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:11  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.018428	0.000177	103.9587	0.0000
C(2)	0.136638	0.094540	1.445300	0.1538
R-squared	0.026114	Mean dependent var		13521.24
Adjusted R-squared	0.009029	S.D. dependent var		861.2522
S.E. of regression	857.3554	Akaike info criterion		16.37889
Sum squared resid	41898326	Schwarz criterion		16.44932
Log likelihood	-481.1773	Hannan-Quinn criter.		16.40638
Durbin-Watson stat	2.028615			

- H. Figueira da Foz

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:13  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.008826	0.000108	81.50130	0.0000
C(2)	-0.185917	0.227314	-0.817884	0.4168
R-squared	0.033367	Mean dependent var		6471.559
Adjusted R-squared	0.016408	S.D. dependent var		736.6623
S.E. of regression	730.5937	Akaike info criterion		16.05890
Sum squared resid	30424726	Schwarz criterion		16.12933
Log likelihood	-471.7376	Hannan-Quinn criter.		16.08639
Durbin-Watson stat	2.012229			

- H. Pombal

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:39  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.004634	0.000113	41.05043	0.0000
C(2)	0.471940	0.101222	4.662429	0.0000
R-squared	0.231475	Mean dependent var		3428.153
Adjusted R-squared	0.217992	S.D. dependent var		384.1468
S.E. of regression	339.7056	Akaike info criterion		14.52735
Sum squared resid	6577795.	Schwarz criterion		14.59777
Log likelihood	-426.5567	Hannan-Quinn criter.		14.55484
Durbin-Watson stat	2.386240			

- H. Sto. André. Leiria

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:16  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.017243	0.000183	94.42676	0.0000
C(2)	0.217168	0.098775	2.198615	0.0320
R-squared	0.039856	Mean dependent var		12658.80
Adjusted R-squared	0.023011	S.D. dependent var		816.9209
S.E. of regression	807.4671	Akaike info criterion		16.25899
Sum squared resid	37164176	Schwarz criterion		16.32942
Log likelihood	-477.6403	Hannan-Quinn criter.		16.28648
Durbin-Watson stat	2.084895			

- ULS Castelo Branco

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:19  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.008563	9.45E-05	90.59060	0.0000
C(2)	0.190737	0.097209	1.962128	0.0546
R-squared	0.038251	Mean dependent var		6292.051
Adjusted R-squared	0.021378	S.D. dependent var		430.3531
S.E. of regression	425.7283	Akaike info criterion		14.97879
Sum squared resid	10330939	Schwarz criterion		15.04921
Log likelihood	-439.8743	Hannan-Quinn criter.		15.00628
Durbin-Watson stat	2.188421			

- CH Médio Tejo

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:20  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.021993	0.000359	61.28672	0.0000
C(2)	0.445367	0.106631	4.176726	0.0001
R-squared	0.191849	Mean dependent var		16188.25
Adjusted R-squared	0.177671	S.D. dependent var		1228.760
S.E. of regression	1114.268	Akaike info criterion		16.90309
Sum squared resid	70770833	Schwarz criterion		16.97352
Log likelihood	-496.6413	Hannan-Quinn criter.		16.93058
Durbin-Watson stat	2.116470			

- CH Oeste Norte

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:22  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.018899	0.000188	100.2702	0.0000
C(2)	0.098459	0.123180	0.799311	0.4274
R-squared	0.008458	Mean dependent var		13868.69
Adjusted R-squared	-0.008937	S.D. dependent var		965.2193
S.E. of regression	969.5230	Akaike info criterion		16.62480
Sum squared resid	53578564	Schwarz criterion		16.69522
Log likelihood	-488.4315	Hannan-Quinn criter.		16.65229
Durbin-Watson stat	1.990767			

- H. Santarém

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:23  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.014255	0.000198	72.07265	0.0000
C(2)	0.407311	0.157804	2.581125	0.0124
R-squared	0.170885	Mean dependent var		10466.63
Adjusted R-squared	0.156339	S.D. dependent var		725.8807
S.E. of regression	666.7287	Akaike info criterion		15.87595
Sum squared resid	25338046	Schwarz criterion		15.94638
Log likelihood	-466.3406	Hannan-Quinn criter.		15.90344
Durbin-Watson stat	2.052455			

- CH Torres Vedras

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:25  
 Sample (adjusted): 2007M03 2011M12  
 Included observations: 58 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010190	0.000120	85.10103	0.0000
C(2)	0.303076	0.120944	2.505912	0.0151
R-squared	0.091939	Mean dependent var		7488.414
Adjusted R-squared	0.075724	S.D. dependent var		488.3910
S.E. of regression	469.5355	Akaike info criterion		15.17524
Sum squared resid	12345961	Schwarz criterion		15.24629
Log likelihood	-438.0819	Hannan-Quinn criter.		15.20291
Durbin-Watson stat	2.088382			

- CH Lisboa Norte

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:29  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.034926	0.003127	11.16795	0.0000
C(2)	0.867982	0.076188	11.39257	0.0000
R-squared	0.756742	Mean dependent var		24793.22
Adjusted R-squared	0.752474	S.D. dependent var		4107.102
S.E. of regression	2043.364	Akaike info criterion		18.11589
Sum squared resid	2.38E+08	Schwarz criterion		18.18632
Log likelihood	-532.4188	Hannan-Quinn criter.		18.14338
Durbin-Watson stat	2.508329			

- H. Curry Cabral

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:32  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010195	0.001619	6.296831	0.0000
C(2)	0.886851	0.181652	4.882132	0.0000
R-squared	0.507799	Mean dependent var		7950.237
Adjusted R-squared	0.499163	S.D. dependent var		721.4391
S.E. of regression	510.5610	Akaike info criterion		15.34221
Sum squared resid	14858335	Schwarz criterion		15.41263
Log likelihood	-450.5951	Hannan-Quinn criter.		15.36970
Durbin-Watson stat	2.561702			

- Maternidade Alfredo da Costa

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:34  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.003702	5.22E-05	70.94572	0.0000
C(2)	0.427912	0.119509	3.580575	0.0007
R-squared	0.180219	Mean dependent var		2718.068
Adjusted R-squared	0.165837	S.D. dependent var		183.8149
S.E. of regression	167.8828	Akaike info criterion		13.11772
Sum squared resid	1606524.	Schwarz criterion		13.18814
Log likelihood	-384.9727	Hannan-Quinn criter.		13.14521
Durbin-Watson stat	1.990686			

- CH Lisboa Ocidental

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:36  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.020898	0.000248	84.34241	0.0000
C(2)	0.275998	0.121626	2.269240	0.0271
R-squared	0.075800	Mean dependent var		15344.31
Adjusted R-squared	0.059586	S.D. dependent var		1045.281
S.E. of regression	1013.661	Akaike info criterion		16.71383
Sum squared resid	58567939	Schwarz criterion		16.78426
Log likelihood	-491.0581	Hannan-Quinn criter.		16.74133
Durbin-Watson stat	2.071903			

- CH Lisboa Central

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:52  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.028829	0.000361	79.82201	0.0000
C(2)	0.055365	0.151798	0.364730	0.7167
R-squared	0.001759	Mean dependent var		21152.20
Adjusted R-squared	-0.015754	S.D. dependent var		1902.373
S.E. of regression	1917.300	Akaike info criterion		17.98853
Sum squared resid	2.10E+08	Schwarz criterion		18.05896
Log likelihood	-528.6617	Hannan-Quinn criter.		18.01602
Durbin-Watson stat	2.029723			

- CH Barreiro/Montijo

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:54  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.020459	0.000319	64.20685	0.0000
C(2)	0.469750	0.155840	3.014315	0.0038
R-squared	0.205837	Mean dependent var		15054.07
Adjusted R-squared	0.191904	S.D. dependent var		1069.189
S.E. of regression	961.1385	Akaike info criterion		16.60742
Sum squared resid	52655871	Schwarz criterion		16.67785
Log likelihood	-487.9190	Hannan-Quinn criter.		16.63492
Durbin-Watson stat	2.058107			

- H. Garcia de Orta

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:55  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.018086	0.000162	111.3635	0.0000
C(2)	0.253923	0.112098	2.265185	0.0273
R-squared	0.047842	Mean dependent var		13281.53
Adjusted R-squared	0.031138	S.D. dependent var		692.6255
S.E. of regression	681.7568	Akaike info criterion		15.92053
Sum squared resid	26493163	Schwarz criterion		15.99096
Log likelihood	-467.6557	Hannan-Quinn criter.		15.94802
Durbin-Watson stat	2.150939			

- CH de Setúbal

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:56  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.015356	0.000167	92.14080	0.0000
C(2)	0.236253	0.133695	1.767107	0.0826
R-squared	0.060878	Mean dependent var		11262.58
Adjusted R-squared	0.044402	S.D. dependent var		736.3779
S.E. of regression	719.8438	Akaike info criterion		16.02926
Sum squared resid	29535979	Schwarz criterion		16.09968
Log likelihood	-470.8631	Hannan-Quinn criter.		16.05675
Durbin-Watson stat	2.082128			

- H. de Évora

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:13  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.008699	7.58E-05	114.8229	0.0000
C(2)	0.138456	0.108213	1.279475	0.2059
R-squared	0.016500	Mean dependent var		6383.237
Adjusted R-squared	-0.000755	S.D. dependent var		364.0879
S.E. of regression	364.2253	Akaike info criterion		14.66673
Sum squared resid	7561624.	Schwarz criterion		14.73716
Log likelihood	-430.6686	Hannan-Quinn criter.		14.69422
Durbin-Watson stat	2.018340			

- H. Litoral Alentejano

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 18:59  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.006256	0.000102	61.61224	0.0000
C(2)	0.248907	0.149048	1.669984	0.1004
R-squared	0.065182	Mean dependent var		4588.627
Adjusted R-squared	0.048782	S.D. dependent var		439.7455
S.E. of regression	428.8857	Akaike info criterion		14.99357
Sum squared resid	10484748	Schwarz criterion		15.06399
Log likelihood	-440.3103	Hannan-Quinn criter.		15.02106
Durbin-Watson stat	1.992106			

- ULS Norte Alentejo

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:01  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009717	0.000249	38.97824	0.0000
C(2)	0.152776	0.128424	1.189628	0.2391
R-squared	0.025955	Mean dependent var		7127.102
Adjusted R-squared	0.008867	S.D. dependent var		1198.536
S.E. of regression	1193.211	Akaike info criterion		17.03999
Sum squared resid	81153874	Schwarz criterion		17.11042
Log likelihood	-500.6798	Hannan-Quinn criter.		17.06748
Durbin-Watson stat	2.040859			

- ULS Baixo Alentejo

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:03  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.007356	9.66E-05	76.16287	0.0000
C(2)	0.379379	0.094757	4.003711	0.0002
R-squared	0.139285	Mean dependent var		5400.780
Adjusted R-squared	0.124185	S.D. dependent var		360.4069
S.E. of regression	337.2868	Akaike info criterion		14.51305
Sum squared resid	6484454.	Schwarz criterion		14.58348
Log likelihood	-426.1351	Hannan-Quinn criter.		14.54055
Durbin-Watson stat	2.166691			

- CH Barlavento Algarvio

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:04  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1))-C(1)*DV(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.014768	0.000314	46.95789	0.0000
C(2)	0.341721	0.183165	1.865650	0.0672
R-squared	0.111144	Mean dependent var		10864.59
Adjusted R-squared	0.095550	S.D. dependent var		1298.763
S.E. of regression	1235.157	Akaike info criterion		17.10909
Sum squared resid	86959919	Schwarz criterion		17.17952
Log likelihood	-502.7183	Hannan-Quinn criter.		17.13659
Durbin-Watson stat	1.884651			

- H. Faro

Dependent Variable: D  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/26/12 Time: 19:05  
 Sample (adjusted): 2007M02 2011M12  
 Included observations: 59 after adjustments  
 Convergence achieved after 1 iteration  
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance  
 $D=C(1)*DV+C(2)*(D(-1)-C(1)*DV(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.016217	0.000240	67.43238	0.0000
C(2)	0.287958	0.125240	2.299245	0.0252
R-squared	0.089388	Mean dependent var		11902.03
Adjusted R-squared	0.073412	S.D. dependent var		1009.559
S.E. of regression	971.7958	Akaike info criterion		16.62948
Sum squared resid	53830064	Schwarz criterion		16.69990
Log likelihood	-488.5696	Hannan-Quinn criter.		16.65697
Durbin-Watson stat	2.117930			

Anexo 4

	<b>RES</b>	<b><math>\overline{\text{RES}}</math></b>
1 - 07	7827.4104	0.3816
1 - 08	8351.7105	0.3810
1 - 09	7148.8471	0.3359
2 - 07	3402.2679	0.6206
2 - 08	5220.6674	1.0545
2 - 09	5929.2640	1.1385
3 - 07	12800.0494	0.4397
3 - 08	12170.4095	0.4024
3 - 09	9958.5234	0.3431
4 - 07	6541.0205	0.3903
4 - 08	5755.7580	0.3569
4 - 09	7453.4674	0.4680
5 - 07	8084.4878	1.1313
5 - 08	8694.0859	1.2211
5 - 09	4756.6745	0.6567
6 - 07	7005.0949	0.4878
6 - 08	13363.0628	0.9370
6 - 09	8436.1209	0.6129
7 - 07	4542.1342	0.1806
7 - 08	5305.5123	0.2046
7 - 09	8394.0001	0.3626
8 - 07	6156.2260	0.2736
8 - 08	9736.2239	0.4386
8 - 09	10136.7105	0.4476
9 - 07	7821.3966	0.4197
9 - 08	5674.8622	0.3095
9 - 09	6194.7050	0.3426
10 - 07	12011.0250	0.2788
10 - 08	11643.7734	0.2645
10 - 09	16569.6909	0.3721
11 - 07	4865.6071	0.1442
11 - 08	3976.1310	0.1232
11 - 09	6710.2189	0.2053
12 - 07	11046.0306	0.4273
12 - 08	8866.9019	0.3491
12 - 09	7672.0411	0.2990

**(Continuação)**

(Continuação)

	<b>RES</b>	<b><math>\bar{RES}</math></b>
13 - 07	15074.7746	0.5719
13 - 08	14039.7208	0.5516
13 - 09	14368.4378	0.6177
14 - 07	6556.3310	0.4177
14 - 08	9942.0599	0.6004
14 - 09	7657.3870	0.4411
15 - 07	2366.4498	0.7494
15 - 08	3320.6734	1.0258
15 - 09	2226.9268	0.6899
16 - 07	5138.0811	0.1941
16 - 08	6307.4915	0.2623
16 - 09	6862.9777	0.3024
17 - 07	1491.4871	0.7700
17 - 08	3250.6323	1.8190
17 - 09	1718.2422	1.7097
18 - 07	1491.4871	0.1136
18 - 08	3250.6323	0.2635
18 - 09	1718.2422	0.1524
19 - 07	7026.2431	0.5509
19 - 08	5552.5601	0.4270
19 - 09	5709.7332	0.4341
20 - 07	16149.0811	0.7147
20 - 08	10211.7620	0.4507
20 - 09	13765.8564	0.6499
21 - 07	7066.6777	0.1464
21 - 08	9879.7244	0.2114
21 - 09	7495.3709	0.1628
22 - 07	3750.3725	0.7892
22 - 08	10500.1203	2.1017
22 - 09	4745.8666	0.9863
23 - 07	3214.3070	1.6944
23 - 08	3230.3044	1.7339
23 - 09	2941.2073	1.9478
24 - 07	4621.5088	0.2404
24 - 08	7867.1071	0.3821
24 - 09	8375.0171	0.4100

(Continuação)

(Continuação)

	<b>RES</b>	<b><math>\overline{RES}</math></b>
25 - 07	3813.0235	0.3206
25 - 08	3720.7745	0.3259
25 - 09	4450.6288	0.4377
26 - 07	7656.9294	0.3716
26 - 08	10735.3060	0.5417
26 - 09	8510.4120	0.4509
27 - 07	6906.7249	0.6691
27 - 08	10176.2382	0.9708
27 - 09	9651.8652	1.0816
28 - 07	6274.7844	0.3908
28 - 08	6940.6977	0.4006
28 - 09	6645.3612	0.3958
29 - 07	3195.7793	0.3463
29 - 08	4417.7028	0.4744
29 - 09	4112.6064	0.4461
30 - 07	11875.9680	0.1564
30 - 08	12415.5695	0.2555
30 - 09	24177.0861	0.4823
31 - 07	3504.0370	0.2924
31 - 08	3884.3084	0.3201
31 - 09	4955.6506	0.3637
32 - 07	1380.7881	0.0967
32 - 08	2221.0616	0.2548
32 - 09	936.5921	0.1152
33 - 07	6890.2687	0.2463
33 - 08	8799.4062	0.3326
33 - 09	10167.3147	0.3798
34 - 07	17068.9687	0.3975
34 - 08	14105.4987	0.3546
34 - 09	26099.4451	0.7003
35 - 07	4781.4668	0.2890
35 - 08	8668.2156	0.5406
35 - 09	9322.5615	0.6227
36 - 07	5040.3432	0.2325
36 - 08	6148.7143	0.2411
36 - 09	6389.3640	0.2488

(Continuação)

	<b>RES</b>	<b><math>\overline{\text{RES}}</math></b>
37 - 07	7639.0726	0.4980
37 - 08	7655.2205	0.5244
37 - 09	5246.9000	0.3610
38 - 07	2252.1555	0.1888
38 - 08	4118.2986	0.3320
38 - 09	2560.4695	0.2102
39 - 07	3727.8797	1.1006
39 - 08	4050.0744	1.0125
39 - 09	3307.6050	0.6817
40 - 07	9494.2017	0.9835
40 - 08	3680.0154	0.3969
40 - 09	4279.5968	0.4702
41 - 07	2826.0178	0.2913
41 - 08	3073.5583	0.3332
41 - 09	3541.9254	0.3985
42 - 07	9082.4295	0.6705
42 - 08	11500.8250	0.8649
42 - 09	9647.2368	0.7726
43 - 07	7848.7095	0.3908
43 - 08	9080.3612	0.4578
43 - 09	10196.4473	0.5075

## Anexo 5 – Estimação da capacidade hospitalar não utilizada em função da incerteza

Dependent Variable: 1/OCUP  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 08/31/12 Time: 12:02  
 Sample: 2007 2009  
 Periods included: 3  
 Cross-sections included: 43  
 Total panel (balanced) observations: 129  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.347571	0.103297	13.04559	0.0000
RESNORM	-0.453604	0.572674	-0.792082	0.4298
RESNORM^2	0.705112	0.726725	0.970260	0.3338
RESNORM^3	-0.217316	0.224566	-0.967715	0.3351
R-squared	0.111288	Mean dependent var		1.300312
Adjusted R-squared	0.089959	S.D. dependent var		0.195338
S.E. of regression	0.186345	Akaike info criterion		-0.491917
Sum squared resid	4.340558	Schwarz criterion		-0.403241
Log likelihood	35.72864	Hannan-Quinn criter.		-0.455886
F-statistic	5.217668	Durbin-Watson stat		1.029611
Prob(F-statistic)	0.001990			

Anexo 6 – Cálculos auxiliares para a estatística LM

	<b>RESID</b>	<b>Quadrado dos resíduos</b>	<b>Valor médio dos resíduos para a entidade i</b>
1 - 07	-0.235184	0.055312	
1 - 08	0.108161	0.011699	-0.111893
1 - 09	-0.208657	0.043538	
2 - 07	-0.024517	0.000601	
2 - 08	-0.055890	0.003124	-0.047937
2 - 09	-0.063404	0.004020	
3 - 07	-0.101157	0.010233	
3 - 08	0.146630	0.021500	0.014407
3 - 09	-0.002252	0.000005	
4 - 07	-0.154889	0.023991	
4 - 08	-0.077819	0.006056	-0.121133
4 - 09	-0.130690	0.017080	
5 - 07	-0.018272	0.000334	
5 - 08	-0.010577	0.000112	-0.027496
5 - 09	-0.053639	0.002877	
6 - 07	-0.109543	0.012000	
6 - 08	-0.123735	0.015310	-0.095641
6 - 09	-0.053646	0.002878	
7 - 07	-0.155682	0.024237	
7 - 08	-0.177848	0.031630	-0.188021
7 - 09	-0.230532	0.053145	
8 - 07	-0.361758	0.130869	
8 - 08	-0.298353	0.089015	-0.322495
8 - 09	-0.307375	0.094479	
9 - 07	-0.078677	0.006190	
9 - 08	-0.158128	0.025004	-0.113209
9 - 09	-0.102821	0.010572	
10 - 07	0.066786	0.004460	
10 - 08	0.035907	0.001289	0.036631
10 - 09	0.007200	0.000052	
11 - 07	0.066263	0.004391	
11 - 08	0.026883	0.000723	0.090336
11 - 09	0.177863	0.031635	
12 - 07	0.076203	0.005807	
12 - 08	0.035715	0.001276	0.013038
12 - 09	-0.072803	0.005300	

(Continuação)

(Continuação)

	<b>RESID</b>	<b>Quadrado dos resíduos</b>	<b>Valor médio dos resíduos para a entidade i</b>
13 - 07	-0.110950	0.012310	
13 - 08	-0.048400	0.002343	-0.068612
13 - 09	-0.046487	0.002161	
14 - 07	-0.121375	0.014732	
14 - 08	-0.142819	0.020397	-0.138375
14 - 09	-0.150931	0.022780	
15 - 07	-0.033993	0.001156	
15 - 08	-0.051324	0.002634	-0.047379
15 - 09	-0.056820	0.003229	
16 - 07	0.022559	0.000509	
16 - 08	-0.071946	0.005176	-0.058087
16 - 09	-0.124874	0.015594	
17 - 07	-0.239726	0.057469	
17 - 08	-0.244279	0.059672	-0.103948
17 - 09	0.172161	0.029639	
18 - 07	0.194554	0.037851	
18 - 08	0.189874	0.036052	0.127146
18 - 09	-0.002991	0.000009	
19 - 07	-0.138143	0.019083	
19 - 08	-0.145697	0.021228	-0.159165
19 - 09	-0.193655	0.037502	
20 - 07	0.073653	0.005425	
20 - 08	0.102869	0.010582	0.052492
20 - 09	-0.019047	0.000363	
21 - 07	0.029596	0.000876	
21 - 08	-0.041798	0.001747	-0.022234
21 - 09	-0.054500	0.002970	
22 - 07	-0.044538	0.001984	
22 - 08	-0.027208	0.000740	-0.034278
22 - 09	-0.031088	0.000966	
23 - 07	-0.028278	0.000800	
23 - 08	-0.092654	0.008585	-0.100249
23 - 09	-0.179815	0.032333	
24 - 07	-0.311592	0.097090	
24 - 08	-0.316712	0.100306	-0.323112
24 - 09	-0.341033	0.116304	

(Continuação)

(Continuação)

	<b>RESID</b>	<b>Quadrado dos resíduos</b>	<b>Valor médio dos resíduos para a entidade i</b>
25 - 07	0.043816	0.001920	
25 - 08	0.088389	0.007813	0.060618
25 - 09	0.049649	0.002465	
26 - 07	0.097662	0.009538	
26 - 08	0.132014	0.017428	0.130569
26 - 09	0.162032	0.026254	
27 - 07	0.139652	0.019503	
27 - 08	0.221871	0.049227	0.180762
27 - 09	(-)	(-)	
28 - 07	0.016205	0.000263	
28 - 08	0.028924	0.000837	0.004271
28 - 09	-0.032317	0.001044	
29 - 07	-0.098561	0.009714	
29 - 08	-0.085729	0.007349	-0.050911
29 - 09	0.031558	0.000996	
30 - 07	0.067507	0.004557	
30 - 08	-0.025439	0.000647	0.013427
30 - 09	-0.001788	0.000003	
31 - 07	-0.103602	0.010733	
31 - 08	-0.055685	0.003101	-0.042880
31 - 09	0.030647	0.000939	
32 - 07	0.024166	0.000584	
32 - 08	-0.056905	0.003238	-0.023882
32 - 09	-0.038908	0.001514	
33 - 07	-0.044221	0.001955	
33 - 08	-0.093929	0.008823	-0.073620
33 - 09	-0.082710	0.006841	
34 - 07	0.110490	0.012208	
34 - 08	0.030274	0.000917	0.052837
34 - 09	0.017747	0.000315	
35 - 07	0.280362	0.078603	
35 - 08	0.015072	0.000227	0.147717
35 - 09	(-)	(-)	
36 - 07	0.188792	0.035642	
36 - 08	0.193097	0.037286	0.209582
36 - 09	0.246857	0.060938	

(Continuação)

	<b>RESID</b>	<b>Quadrado dos resíduos</b>	<b>Valor médio dos resíduos para a entidade i</b>
37 - 07	0.118390	0.014016	
37 - 08	0.133055	0.017704	0.137829
37 - 09	0.162043	0.026258	
38 - 07	0.056626	0.003207	
38 - 08	-0.069754	0.004866	0.002978
38 - 09	0.022063	0.000487	
39 - 07	0.014569	0.000212	
39 - 08	0.065750	0.004323	0.024963
39 - 09	-0.005430	0.000029	
40 - 07	0.151995	0.023102	
40 - 08	0.230092	0.052942	0.166507
40 - 09	0.117434	0.013791	
41 - 07	0.372845	0.139013	
41 - 08	0.510131	0.260234	0.420004
41 - 09	0.377036	0.142156	
42 - 07	0.275512	0.075907	
42 - 08	0.296889	0.088143	0.293529
42 - 09	0.308186	0.094979	
43 - 07	0.065388	0.004276	
43 - 08	0.238730	0.056992	0.204408
43 - 09	0.309106	0.095547	

$$\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2 = 3.0749$$

$$\sum_{i=1}^n (T\bar{e}_i)^2 = 7.9771$$

Estatística LM= 242.0946

## Anexo 7 – Teste de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test  
Equation: EQ12  
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	23.656234	22	0.3655

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(DEM)	-4.869646	-6.959176	3.594205	0.2704
LOG(EXTNORM)	4.923537	6.174191	1.737329	0.3427
LOG(AMBNORM)	-0.626225	-0.576155	0.063563	0.8426
LOG(URGNORM)	0.755183	1.975121	0.311369	0.0288
LOG(W)	5.435050	8.886208	5.956762	0.1574
0.5*LOG(DEM)^2	1.036513	1.058360	0.024210	0.8883
0.5*LOG(EXTNORM)^2	-0.264916	-0.253778	0.024577	0.9434
0.5*LOG(AMBNORM)^2	0.007913	0.004289	0.000002	0.0215
0.5*LOG(URGNORM)^2	-0.065770	0.119840	0.009031	0.0508
0.5*LOG(W)^2	-0.424347	-1.207291	0.485806	0.2613
0.5*LOG(DEM)*LOG(EXTNORM)	0.776207	1.296365	0.272049	0.3186
0.5*LOG(DEM)*LOG(AMBNORM)	-0.748465	-0.638473	0.023473	0.4728
0.5*LOG(DEM)*LOG(URGNORM)	-0.559691	-0.135470	0.099422	0.1785
LOG(DEM)*LOG(W)	0.606785	0.996714	0.278862	0.4603
0.5*LOG(EXTNORM)*LOG(AMBNORM)	0.069648	0.047905	0.001908	0.6187
0.5*LOG(EXTNORM)*LOG(URGNORM)	0.805933	0.231070	0.036885	0.0028
LOG(EXTNORM)*LOG(W)	-1.570606	-1.900351	0.130483	0.3613
0.5*LOG(AMBNORM)*LOG(URGNORM)	-0.204220	-0.152636	0.001166	0.1308
LOG(AMBNORM)*LOG(W)	0.452880	0.390359	0.005746	0.4095
LOG(URGNORM)*LOG(W)	-0.275491	-0.718795	0.039673	0.0260
LOG(X11)	0.232588	0.237348	0.001461	0.9009
LOG(X11)^2	-0.183877	-0.182529	0.000620	0.9568

Anexo 8 – Teste de especificação da função custo

Redundant Variables Test

Equation: EQ12

Specification: LOG(CTVNORM) C LOG(DEM) LOG(EXTNORM)

LOG(AMBNORM) LOG(URGNORM) LOG(W) 0.5\*LOG(DEM)^2 0.5  
 \*LOG(EXTNORM)^2 0.5\*LOG(AMBNORM)^2 0.5\*LOG(URGNORM)^2  
 0.5\*LOG(W)^2 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(EXTNORM) 0.5\*LOG(DEM)  
 \*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(URGNORM) LOG(DEM)  
 \*LOG(W) 0.5\*LOG(EXTNORM)\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(EXTNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(EXTNORM)\*LOG(W) 0.5\*LOG(AMBNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(AMBNORM)\*LOG(W) LOG(URGNORM)  
 \*LOG(W) LOG(X11) LOG(X11)^2 DMC DUP DENSINO

Redundant Variables: 0.5\*LOG(DEM)^2 0.5\*LOG(EXTNORM)^2 0.5  
 \*LOG(AMBNORM)^2 0.5\*LOG(URGNORM)^2 0.5\*LOG(W)^2 0.5  
 \*LOG(DEM)\*LOG(EXTNORM) 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(AMBNORM) 0.5  
 \*LOG(DEM)\*LOG(URGNORM) LOG(DEM)\*LOG(W) 0.5  
 \*LOG(EXTNORM)\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(EXTNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(EXTNORM)\*LOG(W) 0.5\*LOG(AMBNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(AMBNORM)\*LOG(W) LOG(URGNORM)  
 \*LOG(W) LOG(X11)^2

	Value	df	Probability
F-statistic	2.429531	(16, 101)	0.0039

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.098313	16	0.006145
Restricted SSR	0.353752	117	0.003024
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529

## Anexo 9 – Estimação da função custo

Dependent Variable: LOG(CTVNORM)  
 Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 08/31/12 Time: 12:37  
 Sample: 2007 2009  
 Periods included: 3  
 Cross-sections included: 43  
 Total panel (unbalanced) observations: 127  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-18.57060	2.367869	-7.842749	0.0000
LOG(DEM)	-6.229711	1.587328	-3.924651	0.0002
LOG(EXTNORM)	5.971311	1.206270	4.950228	0.0000
LOG(AMBNORM)	-0.481327	0.645293	-0.745906	0.4575
LOG(URGNORM)	1.701664	1.503650	1.131689	0.2604
LOG(W)	9.071251	3.099724	2.926471	0.0042
0.5*LOG(DEM)^2	1.152246	0.542370	2.124464	0.0361
0.5*LOG(EXTNORM)^2	-0.327097	0.383798	-0.852264	0.3961
0.5*LOG(AMBNORM)^2	0.004771	0.003611	1.321249	0.1894
0.5*LOG(URGNORM)^2	0.026513	0.097613	0.271617	0.7865
0.5*LOG(W)^2	-1.266049	1.392202	-0.909386	0.3653
0.5*LOG(DEM)*LOG(EXTNORM)	1.042685	0.663115	1.572404	0.1190
0.5*LOG(DEM)*LOG(AMBNORM)	-0.607341	0.285131	-2.130044	0.0356
0.5*LOG(DEM)*LOG(URGNORM)	-0.017418	0.112182	-0.155263	0.8769
LOG(DEM)*LOG(W)	0.784336	0.377910	2.075457	0.0405
0.5*LOG(EXTNORM)*LOG(AMBNORM)	0.082692	0.094134	0.878452	0.3818
0.5*LOG(EXTNORM)*LOG(URGNORM)	0.412657	0.208537	1.978819	0.0506
LOG(EXTNORM)*LOG(W)	-1.787535	0.507257	-3.523925	0.0006
0.5*LOG(AMBNORM)*LOG(URGNORM)	-0.167834	0.031120	-5.393092	0.0000
LOG(AMBNORM)*LOG(W)	0.349014	0.150395	2.320646	0.0223
LOG(URGNORM)*LOG(W)	-0.653878	0.464265	-1.408414	0.1621
LOG(X11)	0.238539	0.064481	3.699354	0.0004
LOG(X11)^2	-0.180982	0.054529	-3.319028	0.0013
DMC	0.166702	0.083727	1.991015	0.0492
DUP	0.354645	0.044801	7.916050	0.0000
DENSINO	0.028373	0.008512	3.333497	0.0012

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.189749	0.9332
Idiosyncratic random		0.050751	0.0668

Weighted Statistics			
R-squared	0.826096	Mean dependent var	0.244769
Adjusted R-squared	0.783051	S.D. dependent var	0.108367
S.E. of regression	0.050290	Sum squared resid	0.255440
F-statistic	19.19126	Durbin-Watson stat	2.451571
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.692810	Mean dependent var	1.592948
Sum squared resid	3.746342	Durbin-Watson stat	0.167157

Anexo 10 – Cálculo das elasticidades

- Derivações parciais

$$\frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(\overline{dem})} = \alpha_1 + \alpha_{11} \ln(\overline{dem}) + 0.5 * \alpha_{12} \ln(\overline{ext}) + 0.5 * \alpha_{13} \ln(\overline{amb}) + 0.5 * \alpha_{14} \ln(\overline{urg}) + \delta_{11} \ln(w)$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(\overline{ext})} = \alpha_2 + \alpha_{22} \ln(\overline{ext}) + 0.5 * \alpha_{12} \ln(\overline{dem}) + 0.5 * \alpha_{23} \ln(\overline{amb}) + 0.5 * \alpha_{24} \ln(\overline{urg}) + \delta_{21} \ln(w)$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(\overline{amb})} = \alpha_3 + \alpha_{33} \ln(\overline{amb}) + 0.5 * \alpha_{13} \ln(\overline{dem}) + 0.5 * \alpha_{23} \ln(\overline{ext}) + 0.5 * \alpha_{34} \ln(\overline{urg}) + \delta_{31} \ln(w)$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(\overline{urg})} = \alpha_4 + \alpha_{44} \ln(\overline{urg}) + 0.5 * \alpha_{14} \ln(\overline{dem}) + 0.5 * \alpha_{24} \ln(\overline{ext}) + 0.5 * \alpha_{34} \ln(\overline{amb}) + \delta_{41} \ln(w)$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{ctv})}{\partial \ln(w)} = \beta_1 + \beta_{11} \ln(w) + \delta_{11} \ln(\overline{dem}) + \delta_{21} \ln(\overline{ext}) + \delta_{31} \ln(\overline{amb}) + \delta_{41} \ln(\overline{urg})$$

$$\frac{\partial \ln(ctv)}{\partial \ln(X1)} = \rho_1 + 2 * \rho_{11} * \ln(X1)$$

- Valores médios

$$\bar{\ln}(\text{dem}) = 1.9811$$

$$\bar{\ln}(\text{ext}) = 2.3129$$

$$\bar{\ln}(\text{amb}) = -1.7619$$

$$\bar{\ln}(\text{urg}) = 2.1117$$

$$\bar{\ln}(w) = 3.3735$$

$$\bar{\ln}(X1) = 0.5122$$

- Substituição dos coeficientes estimados e dos valores médios

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(\text{dem})} = 0.4212$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(\text{ext})} = 0.5802$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(\text{amb})} = 0.0045$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(\text{urg})} = 0.1596$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(w)} = 0.2259$$

$$\frac{\partial \ln(\overline{\text{ctv}})}{\partial \ln(X1)} = 0.0531$$

## Anexo 11 – Testes de hipóteses de produção

- Teste de produção conjunta

Redundant Variables Test

Equation: EQ12

Specification: LOG(CTVNORM) C LOG(DEM) LOG(EXTNORM)

LOG(AMBNORM) LOG(URGNORM) LOG(W) 0.5\*LOG(DEM)^2 0.5

\*LOG(EXTNORM)^2 0.5\*LOG(AMBNORM)^2 0.5\*LOG(URGNORM)^2

0.5\*LOG(W)^2 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(EXTNORM) 0.5\*LOG(DEM)

\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(URGNORM) LOG(DEM)

\*LOG(W) 0.5\*LOG(EXTNORM)\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(EXTNORM)

\*LOG(URGNORM) LOG(EXTNORM)\*LOG(W) 0.5\*LOG(AMBNORM)

\*LOG(URGNORM) LOG(AMBNORM)\*LOG(W) LOG(URGNORM)

\*LOG(W) LOG(X11) LOG(X11)^2 DMC DUP DENSINO

Redundant Variables: 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(EXTNORM) 0.5\*LOG(DEM)

\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(URGNORM) 0.5

\*LOG(EXTNORM)\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(EXTNORM)

\*LOG(URGNORM) 0.5\*LOG(AMBNORM)\*LOG(URGNORM)

	Value	df	Probability
F-statistic	2.338248	(6, 101)	0.0372

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.035482	6	0.005914
Restricted SSR	0.290922	107	0.002719
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529

- Teste de separabilidade entre produção e fator produtivo

Redundant Variables Test

Equation: EQ12

Specification: LOG(CTVNORM) C LOG(DEM) LOG(EXTNORM)

LOG(AMBNORM) LOG(URGNORM) LOG(W) 0.5\*LOG(DEM)^2 0.5  
 \*LOG(EXTNORM)^2 0.5\*LOG(AMBNORM)^2 0.5\*LOG(URGNORM)^2  
 0.5\*LOG(W)^2 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(EXTNORM) 0.5\*LOG(DEM)  
 \*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(DEM)\*LOG(URGNORM) LOG(DEM)  
 \*LOG(W) 0.5\*LOG(EXTNORM)\*LOG(AMBNORM) 0.5\*LOG(EXTNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(EXTNORM)\*LOG(W) 0.5\*LOG(AMBNORM)  
 \*LOG(URGNORM) LOG(AMBNORM)\*LOG(W) LOG(URGNORM)  
 \*LOG(W) LOG(X11) LOG(X11)^2 DMC DUP DENSINO

Redundant Variables: LOG(DEM)\*LOG(W) LOG(EXTNORM)\*LOG(W)  
 LOG(AMBNORM)\*LOG(W) LOG(URGNORM)\*LOG(W)

	Value	df	Probability
F-statistic	1.683204	(4, 101)	0.1597

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.017028	4	0.004257
Restricted SSR	0.272467	105	0.002595
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529
Unrestricted SSR	0.255440	101	0.002529