



EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS HOSPITAIS PORTUGUESES 1997-2004: UMA ANÁLISE (REGIONAL) COM BASE NUM MODELO DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

António Gomes de Menezes - Departamento de Economia e Gestão - Universidade dos Açores - E-mail: menezesa@notes.uac.pt

Marco Forjaz Rendeiro - Director dos Serviços Financeiros e de Aprovisionamento do Hospital
de Santo Espírito de Angra do Heroísmo - E-mail: mfrendeiro@yahoo.com

José Cabral Vieira - Departamento de Economia e Gestão - Universidade dos Açores - E-mail: josevieira@notes.uac.pt

RESUMO:

Este estudo estima um modelo de fronteira estocástica à la Battese e Coelli (1992, 1995) para explicar a função custo variável de um conjunto de 51 hospitais Portugueses para o período 1997-2004. Os resultados obtidos têm forte valor estatístico e interessante significado económico. Entre os diversos resultados inovadores do estudo, de referir que os hospitais SA/EPE e os hospitais com sistemas de gestão de qualidade certificada apresentam custos variáveis superiores aos demais. De referir, ainda, que variáveis de índole regional, como a população da cidade e a região onde se situa o hospital, explicam cerca de 60% da eficiência técnica hospitalar estimada. Estes resultados têm importantes implicações políticas para as questões de localização e concentração dos hospitais Portugueses.

Palavras-chave: Eficiência técnica hospitalar; Modelo de fronteira estocástica; Análise regional

ABSTRACT:

We estimate a stochastic cost function frontier model a la Battese and Coelli (1992, 1995) to learn the determinants of variable costs for a panel of 51 Portuguese hospitals for the years 1997-2004. Our results are statistically significant and are economically meaningful. Among our several novel results, we note that hospitals organized under the "SA/EPE" umbrella, and hospitals with certified quality management systems have, ceteris paribus, higher variable costs. We also show that regional variables, such as the region of location and the population of the city where the hospital is, explain about 60% of the variation in estimated technical efficiency. These results are robust and have important policy implications regarding hospital location and concentration decisions.

Keywords: Stochastic Frontier Models; Hospital Technical Efficiency; Regional Analysis.

1. INTRODUÇÃO

Este estudo analisa a eficiência técnica dum conjunto de 51 hospitais Portugueses no período 1997-2004, através da estimação do modelo paramétrico de fronteira estocástica, aplicado à função custo variável, na sua forma translog híbrida. Esta metodologia tem sido aplicada com reconhecido sucesso na literatura da eficiência técnica, inclusive na literatura da eficiência técnica hospitalar (ver Battese e Coelli (1992, 1995), Rosko (2001, 2004) e Smet (2002), entre outros).

O actual enquadramento económico e orçamental do País promove uma forte atenção relativamente à eficiência da provisão de serviços públicos, em geral, e dos serviços de prestação pública de cuidados de saúde, em particular. À semelhança do que sucede num largo número de países da União Europeia, assistimos, em Portugal, a um aumento do peso da despesa total em saúde no PIB, como se dá conta na tabela abaixo (fonte: OMS e OCDE).

De facto, é de esperar que a despesa total em saúde venha a absorver um peso cada vez maior do esforço financeiro público no futuro próximo. Assim, entende-se que o serviço nacional de saúde (SNS) português viva um período de transição, marcado pela introdução de novas formas de organização das unidades de saúde e da função tutelar, na busca da eficiência da oferta dos serviços públicos em questão.

O subsector hospitalar, por absorver cerca de 50% dos gastos gerais em saúde, é o alvo privilegiado das reformas experimentadas neste período de transição (fonte: Direcção Geral da Saúde – Elementos Estatísticos Saúde 2003).

Dado o esforço orçamental público dirigido ao subsector hospitalar, compreende-se que diversos autores se tenham debruçado sobre a eficiência técnica da produção hospitalar em Portugal.

Nesta linha de investigação, têm surgido contributos interessantes, com o recurso aos chamados métodos paramétricos. Em Portugal, no passado recente, registam-se os contributos de Carreira (1999) e Lima (2003) que estimaram os determinantes dos custos hospitalares com base no modelo da função custo translog, através do método de Zellner, com vista à quantificação de medidas de economias de escala e de gama. Mais recentemente, Franco (2002) estimou a eficiência técnica dos hospitais portugueses, através do modelo de fronteira estocástica, semelhante ao modelo empregue no presente estudo.

Este estudo contribui, pois, para esta literatura – da eficiência técnica dos hospitais em Portugal – pelo menos por três razões. Em primeiro lugar, o nosso estudo centra-se numa amostra de hospitais – 51 hospitais, relativamente homogéneos – e num período

TABELA 1
Peso da Despesa em Saúde no PIB (%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Portugal	8,4	8,7	9,2	9,4	9,3	9,6
União Europeia	8,2	8,3	8,3	8,5	8,7	8,8
Estados Unidos	13,0	13,0	13,1	13,9	14,6	15,0

TABELA 2
Peso do Subsector Hospitalar na Despesa em Saúde (%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Serviço Nacional de Saúde	52,1	50,5	48,4	48,9	51,2	46,4

Fonte: Direcção Geral da Saúde - Elementos Estatísticos Saúde / 2003

deveras recente – 1997-2004 – não estudados até aqui. Por conseguinte, o nosso estudo contribui para a actualidade do nosso conhecimento sobre esta importante matéria. Em segundo lugar, o presente estudo utiliza um conjunto de variáveis explicativas do custo hospitalar não consideradas anteriormente, como a certificação de sistemas de gestão de qualidade, a organização institucional sob a forma de hospital SA/EPE, entre outras. Em terceiro lugar, o estudo debruça-se sobre questões regionais. De facto, é demonstrado que existe uma forte variação na eficiência técnica estimada de região para região. Este resultado tem forte significado estatístico e é deveras robusto a variações na especificação do modelo. Por conseguinte, temos que questões regionais, como a localização dos hospitais ou a dimensão das cidades onde se encontram, são importantes variáveis explicativas da eficiência técnica dos hospitais.

O trabalho está organizado da seguinte maneira. A secção 2 descreve a amostra e os dados utilizados no modelo econométrico. A secção 3 caracteriza o modelo econométrico estimado. A secção 4 discute os resultados encontrados. A secção 5 conclui.

2. AMOSTRA E DADOS

2.1 AMOSTRA

Constitui interesse imediato do trabalho o estudo da eficiência técnica dos hospitais portugueses. Por conseguinte, e tendo presente Rosko (2001, 2004), Folland e Hofer (2001), Kumbhakar (2003) e Zuckerman et al (1994), que sugerem que os hospitais a analisar deverão ter natureza semelhante e tecnologia comum, definiu-se uma amostra de hospitais homogénea. Assim, temos que, intuitivamente, os hospitais incluídos na amostra comungam uma tecnologia comum, pelo que faz sentido estimar uma fronteira de custo comum.

Neste contexto, estabeleceu-se como base da amostra o universo dos hospitais distritais portugueses, a que se acrescentaram 5 hospitais de nível 1, 3 hospitais da Região Autónoma dos Açores – Divino Espírito Santo (Ponta Delgada), Santo Espírito de Angra do Heroísmo e Horta – e 8 hospitais centrais, dada a sua proximidade aos hospitais distritais, evidenciada nas características dos seus serviços de internamento, consulta externa, urgência e meios complementares

TABELA 4
Variáveis

Variável	Significado	Obs.
<i>CVT</i>	custo variável total (euros)	variável dependente
<i>Y1</i>	doentes saídos anualmente	<i>DS</i>
<i>Y2</i>	demora média internamento (dias)	<i>DM</i>
<i>Y3</i>	consultas externas	<i>CE</i>
<i>Y4</i>	urgências	<i>UR</i>
<i>W1</i>	preço do trabalho	<i>WP</i>
<i>W2</i>	preço de outros factores	<i>WO</i>
<i>MIX</i>	índice mix de especialidades	-
<i>K</i>	dimensão - lotação de camas	-
<i>RAA</i>	dummy: Região Autónoma dos Açores	-
<i>Q</i>	dummy: hospital com SGQ	-
<i>DivK</i>	dummy: hospital com diversas instalações	-
<i>SA</i>	dummy: hospital SA/EPE	-
<i>POP</i>	população cidade do hospital	-



de diagnóstico e terapêutica, organização, meios e resposta assegurada. Foi efectuada uma análise que demonstrou a inexistência formal de outliers.

Ficaram de fora da amostra, pelas razões já enunciadas, os hospitais centrais com maior diferenciação, em particular os hospitais universitários, para além dos restantes hospitais distritais e dos hospitais especializados, tais como maternidades, IPO, hospitais pediátricos, ortopédicos, psiquiátricos ou outros.

A dimensão da amostra atinge, então, as 408 observações, resultantes de 8 anos de observações – 1997 a 2004 – referentes a 51 hospitais. A Tabela 3, em anexo, identifica os hospitais incluídos na amostra, bem como as respectivas Regiões. Não foi possível obter informação da Região Autónoma da Madeira.

2.2 DADOS

As principais fontes de informação foram as publicações do Instituto de Gestão Informática e Financeira do Ministério da Saúde, da Direcção-Geral da Saúde e os Relatórios e Contas dos diversos hospitais. Para os três hospitais da Região Autónoma dos Açores, utilizou-se a informação publicada pela Direcção Regional da Saúde dos Açores (DRS) e a informação das “Contas de Gerência”, tratada sucessivamente ao longo do tempo pela DRS, pelo Instituto de Gestão Financeira da Saúde dos Açores e, mais recentemente, pela Saudaçor, SA, organismos que se foram sucedendo nesta área de competências.

A definição das variáveis consideradas neste estudo consta da Tabela 4 abaixo. As variáveis de expressão monetária foram ajustadas a preços constantes de 2002 (IPC).

Como variável dependente, recorreu-se ao custo variável, recolhido das demonstrações de resultados líquidos, retirados os valores de amortizações e

provisões do exercício. Como discutido em Smet (2002) - que oferece uma lúcida discussão das diferentes abordagens paramétricas ao estudo dos custos hospitalares - caso existam factores fixos, a variável dependente deverá ser o custo variável (CVT) e não o custo total, devendo-se, ainda, considerar como variável independente o nível dos factores fixos. Ora, consideramos que a capacidade de cada hospital é, no horizonte temporal estudado – 8 anos –, um factor fixo, pelo menos no curto prazo, do prisma dos responsáveis pela gestão dos custos hospitalares. Consideramos como factor fixo o número de camas (K), seguindo o critério empregue em estudos anteriores (Carreira (1999), Lima (2003) e Franco (2002)).

Ainda de acordo com Smet (2002), no modelo adoptado pelo presente estudo – translog híbrido – as variáveis dependentes incluem os *outputs*, os preços dos *inputs* e outras variáveis explicativas, que poderão explicar desvios relativamente ao equilíbrio de longo prazo e que são consideradas variáveis exógenas.

Indiscutivelmente, os hospitais produzem múltiplos *outputs*. Desde logo, temos que a produção hospitalar abrange doentes internos e doentes externos.

Como medidas da assistência a doentes internos, recorreu-se aos indicadores do número de doentes saídos anualmente (DS) e da demora média do internamento (DM). Carreira (1999) aponta as vantagens da utilização destas variáveis, em detrimento da utilização exclusiva do número de doentes saídos, por não reter o tipo e a qualidade dos tratamentos, ou em detrimento do número de dias de internamento, por não reflectir nos custos o efeito do aumento do número de casos tratados.

Consideramos, ainda, um índice de mix de especialidades – case mix (MIX) – proposto por Vieira (1997), que controla a heterogeneidade dos diferentes tratamentos oferecidos a doentes internos:

$$MIX_h = \frac{\sum L_i^s P_i^h}{\sum L_i^s P_i^s}$$

Onde MIX_h é o índice mix de especialidades para um dado hospital h ; L_i^s é a demora média por especialidade i para a amostra completa; P_i^s é a proporção de casos na amostra global para a especialidade i ; P_i^h é a proporção de casos no hospital h para a especialidade i . Se MIX_h for superior a 1, o hospital h presta cuidados de saúde a doentes de especialidades médicas com maiores demoras médias de internamento, relativamente à amostra global. Trata-se dum indicador complementar ao da demora média e deverá ser analisado conjuntamente com a informação dos doentes saídos.

A assistência a doentes externos ou em ambulatório traduz-se nos indicadores referentes ao número de consultas externas (CE) e de urgências (UR) (Carreira (1999), Lima (2003) e Franco (2002) e Rosko (2001, 2004)).

Os encargos com o pessoal representaram sempre mais de metade dos custos variáveis dos hospitais do Serviço Nacional de Saúde, no período em análise, pelo que neste trabalho, tal como em Carreira (1999), Lima (2003) e Franco (2002), optou-se pela divisão dos *inputs* entre custos com o pessoal e outros custos.

Tal como em Carreira (1999), o preço do factor trabalho (WP) é dado pela divisão entre os custos anuais com pessoal e o número de efectivos anuais ao serviço, enquanto que o preço dos outros factores (WO) segue o movimento do preço do cabaz de consumo das famílias, tendo-se recorrido, portanto, ao IPC, base 2002,¹ para indicador do preço dos outros factores.

No conjunto das variáveis consideradas neste estudo, encontram-se ainda 4 variáveis *dummy*, destinadas

a captar efeitos de eficiência técnica associados a grupos distintos de hospitais na amostra.

A variável *dummy* dos hospitais dos Açores capta efeitos característicos dos hospitais da Região Autónoma dos Açores, reflectindo, designadamente, a questão da descontinuidade territorial e do facto das contas de exploração destes hospitais reflectirem os custos associados às deslocações e estadias dos doentes das restantes 6 ilhas açorianas onde não existem hospitais e donde frequentemente emanam doentes para os hospitais localizados em São Miguel, Terceira e Faial. Espera-se, portanto, que esta *dummy* tenha um efeito positivo nos custos variáveis.

A variável *dummy* para a organização institucional capta efeitos de eficiência técnica associados a esta questão, face às duas alternativas existentes em Portugal e que se distinguiram a partir do exercício de 2003: hospitais do Sector Público Administrativo ou hospitais SA/EPE. Esta *dummy* revelará, por conseguinte, se os hospitais SA/EPE apresentam, tudo o resto constante, maiores ou menores custos variáveis do que os restantes hospitais.

A variável *dummy* para a infra-estrutura de instalação reflecte efeitos de eficiência associados à concentração ou dispersão das instalações hospitalares dos hospitais da amostra. Assim, é de esperar que os hospitais que laboram em mais do que uma instalação hospitalar (não contíguas) apresentem, tudo o resto igual, maiores custos variáveis.

Considerou-se, ainda, uma última variável *dummy* que identifica os hospitais com sistemas de gestão de qualidade certificados (Programa Nacional de Acreditação de Hospitais - King's Fund). Esta variável *dummy* permite, pois, controlar a qualidade dos *outputs* – como sugere, entre outros, Smet (2002) – e, concomitantemente, estimar o impacto nos

¹ Distinguiu-se o IPC do Continente (fonte: INE) do IPC da Região Autónoma dos Açores (fonte: Serviço de Estatística Regional dos Açores).



custos destes cada vez mais populares e ubíquos sistemas de gestão. A priori, o sinal desta variável *dummy* é ambíguo: mais controlo de custos vs. mais carga administrativa. De notar que optou-se pelo programa King's Fund por ser o único promovido pelo Instituto da Qualidade em Saúde, do Ministério da Saúde, entidade que tutela o Serviço Nacional de Saúde. Trata-se dum programa de incidência global (que pode ser acedido por qualquer hospital) mas de aplicação individualizada. Considerou-se como momento determinante a certificação provisória, porquanto ser este o momento que condiciona de facto a operação hospitalar.

De referir que este estudo inova por considerar 3 variáveis (*dummy*) – organização institucional (SA/EPE), diversas instalações hospitalares e certificação de sistemas de gestão de qualidade – que não foram consideradas nos estudos anteriormente produzidos. A Tabela 5, em anexo, contém estatísticas descritivas das variáveis consideradas no estudo, com destaque para as associadas à dimensão e à produção hospitalar, por tipo de hospital e da sua leitura (auto-explicativa) reforçamos a nossa percepção de estarmos perante uma amostra homogénea.

A Tabela 6, em anexo, por sua vez, apresenta o cálculo das estatísticas descritivas com desagregação por Região de Saúde: Norte; Centro; Lisboa e Vale do Tejo (LVT); Alentejo; Algarve e Açores.

Relativamente à dimensão, medida através da variável lotação, LVT e Algarve registam os valores mais elevados. Os Açores registam o valor mais baixo, bastante inferior à média da amostra.

Na produção hospitalar, o ranking regional varia em função do indicador de output. Ao nível dos doentes saídos, novamente LVT e Algarve registam os valores mais elevados, mas agora com a companhia próxima do Norte. Os Açores registam o valor menor. No que respeita o indicador de output demora média, as regiões com valor mais elevado são agora o Alentejo

e o Algarve, com a proximidade de LVT, estas três acima da média da amostra, ficando as restantes abaixo, com o Norte a apresentar o menor valor. O Algarve e LVT realizaram mais consultas, destacando-se das restantes regiões. O Norte apresenta ainda um indicador superior à média, enquanto as restantes ficam aquém, com os Açores a ocuparem novamente o último lugar. A variável das urgências apresenta novamente o Algarve com mais casos, seguido de LVT e do Norte. Os Açores e o Alentejo, que ocupou desta vez o último lugar, ficam muito abaixo da média da amostra. Regista-se ainda que apenas nos Açores e no Alentejo se observa em média um volume de consultas externas superior ao volume das urgências.

Por fim, de notar que a dimensão hospitalar da amostra registou um crescimento médio residual, o que valida o facto de considerarmos a dimensão um factor quase-fixo no curto prazo.

3. MODELO

Recentemente, vários autores estimaram a eficiência custo hospitalar com base em modelos de fronteira estocástica (ver Rosko (2001, 2004), Franco (2002), entre outros, para aplicações e justificações exaustivas pela opção por esta classe de modelos paramétricos). Neste artigo, seguimos a especificação funcional dominante na literatura, nomeadamente o modelo proposto por Battese e Coelli (1992, 1995), na sua versão translog híbrida.

Começamos por uma breve revisão da essência do modelo de fronteira estocástica, para dados painel e função custo. Num mundo sem erro ou ineficiência, a função custo pode ser escrita da seguinte forma:

$$c_{it} = f(x_{it}, \beta) \quad (1)$$

onde c_{it} representa o custo para o hospital i ($i=1, \dots, n$) no período t ($t=1, \dots, T$); x_{it} é um vector ($k \times 1$) de valores

de funções conhecidas de *outputs*, de preços de *inputs* e de outras variáveis explicativas associadas ao hospital i no período t ; β é um vector $(1 \times k)$ de parâmetros a estimar. Um elemento fundamental do modelo de fronteira estocástica é a existência de ineficiência, o que implica a possibilidade da unidade i ter um custo superior ao custo determinado por (1). A função custo, na presença de ineficiência, assume, agora, a seguinte expressão:

$$c_{it} = f(x_{it}, \beta) \xi_{it} \quad (2)$$

onde ξ_{it} representa o nível de ineficiência da unidade i no período t e é um número não inferior a 1. Na ausência de ineficiência, temos, naturalmente, $\xi_{it} = 1$. Assume-se, ainda, que a função custo está sujeita a choques aleatórios, pelo que a expressão (2) é reescrita de modo a reflectir a existência de um erro estatístico v_{it} :

$$c_{it} = f(x_{it}, \beta) \xi_{it} \exp(v_{it}) \quad (3)$$

Por norma, a função (3) é estimada na sua forma linear, o que é possível através da aplicação de logaritmos:

$$\ln c_{it} = \ln f(x_{it}, \beta) + v_{it} + u_{it} \quad (4)$$

com $u_{it} \equiv \ln \xi_{it}$. Os erros aleatórios v_{it} são distribuídos de forma iid $N(0, \sigma_v^2)$; os termos u_{it} são variáveis aleatórias não-negativas, associadas a ineficiência técnica, distribuídos de forma independente por uma distribuição normal truncada $N^+(\mu, \sigma_u^2)$ e são independentes dos v_{it} . Assim, temos que o erro global $e_{it} \equiv v_{it} + u_{it}$ é decomposto em dois termos: o termo v_{it} está associado a erro estatístico, enquanto que o termo u_{it} , não negativo, quantifica ineficiência técnica ou a distância em relação à fronteira de eficiência. A observação mais eficiente possível apresenta o valor 0 para u_{it} .

Battese e Coelli (1995) propõem que se considere a possibilidade do termo de ineficiência apresentar tendência ao longo do tempo. Intuitivamente, podemos esperar que as organizações promovam esforços no sentido de diminuir os seus níveis de ineficiência ao longo do tempo. Para testar formalmente esta possibilidade, Battese e Coelli (1995) sugerem a seguinte forma funcional para o termo de ineficiência u_{it} :

$$u_{it} = \exp\{-\eta(t - T_i)\} u_i \quad (5)$$

em que T_i é o último período de aparição da unidade i na amostra, η é um parâmetro de tendência de u_{it} e $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ e independente dos v_{it} . Assim, se η for positivo concluímos que a ineficiência tende a diminuir ao longo do tempo.

Para tornar a equação (4) operacional há que assumir uma forma funcional para a função $f()$ e especificar o vector de regressores x . Quanto à primeira questão, da forma funcional, seguimos a literatura mais recente (ver Rosko (2004, 2001), Smet (2002), Franco (2002), Carreira (1994) e Lima (1994)) e assumimos a seguinte forma translog:

$$\begin{aligned} \ln CVT_{it} = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \delta_j \ln Y_{jit} + \\ & + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln W_{kit} + \pi_1 \ln MIX_{it} + \pi_2 \ln K_{it} + \\ & + 0.5 \sum_{j=1}^J \sum_{l=1}^J \delta_{jl} \ln Y_{jit} \ln Y_{lit} + \\ & + 0.5 \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^K \gamma_{km} \ln W_{kit} \ln W_{mit} + \\ & + 0.5 \pi_{11} \ln^2 MIX_{it} + 0.5 \pi_{22} \ln^2 K_{it} + \\ & + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \rho_{jk} \ln Y_{jit} \ln W_{kit} + \\ & + \sum_{j=1}^J \psi_j \ln Y_{jit} \ln MIX_{it} + \\ & + \sum_{j=1}^J \omega_j \ln Y_{jit} \ln K_{it} + \\ & + \sum_{k=1}^K \zeta_k \ln W_{kit} \ln MIX_{it} + \\ & + \sum_{k=1}^K \phi_k \ln W_{kit} \ln K_{it} + \\ & + \ln MIX_{it} \ln K_{it} + \\ & + \tau RAA_{it} + \kappa DivK_{it} + q Q_{it} + v SA_{it} + u_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad (6)$$



Smet (2002) oferece uma lúcida exposição das diferentes abordagens paramétricas ao estudo das características dos custos hospitalares. De acordo com Smet, a equação (6) classifica-se como uma função translog híbrida pois adiciona ao conjunto de regressores indicadores de *output*, preços de *inputs* e factores fixos outras variáveis que eventualmente expliquem desvios em relação ao custo variável mínimo teórico. Ainda de acordo com Smet, se existirem factores fixos, como o nível de capital, a variável explicativa deve ser o custo variável que, por sua vez, dependerá explicitamente do nível de capital, como acontece na expressão (6). Assim, temos que o custo variável é explicado, como usual na literatura, pelos níveis dos *outputs*, preços dos *inputs*, *case-mix* (que pondera heterogeneidade da produção), capacidade. O nosso estudo considera, ainda, os seguintes regressores. A variável RAA_{it} é uma variável *dummy* que assume o valor 1 para os hospitais da Região Autónoma dos Açores, incluída na regressão por razões anteriormente expostas. Consideramos, ainda, uma variável *dummy*, $DivK_{it}$, para o caso dos hospitais a laborar em diversos edifícios hospitalares, pois é de esperar que tais hospitais, tudo o resto igual, apresentem custos variáveis superiores. Incluímos uma variável *dummy* para controlar o efeito dos hospitais SA/EPE. Por fim, e para ir ao encontro da necessidade de controlar não apenas a quantidade do *output* mas também a respectiva qualidade, incluímos uma *dummy* para os hospitais com certificação de qualidade. Por conseguinte, procuramos quantificar o efeito nos custos variáveis do hospital ser certificado, o que, à partida, pode ser ambíguo: mais controlo de gestão vs. mais carga administrativa.

4. RESULTADOS

4.1 ESTIMAÇÃO DO MODELO DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

O modelo (6) foi estimado por Máxima Verosimilhança, com recurso ao *package* STATA, v. 8.0. De notar que a equação (6) configura uma expansão de segunda ordem numa função que se crê flexível mas não necessariamente analiticamente tratável (ver Smet (2002)). Por conseguinte, estimou-se a equação (6) sujeita às seguintes restrições: $\delta_{jl} = \delta_{lj}$ e $\gamma_{jm} = \gamma_{mj}$. A Tabela 7 contém os principais resultados do modelo estimado.

Os valores apresentados entre parêntesis são as estatísticas-t. O modelo apresenta relevante poder explicativo, dada a estatística χ^2 . De referir, ainda, que dos 48 regressores considerados, 24 são estatisticamente significativos.

Os resultados qualitativos são, em geral, os esperados. Contudo, há excepções. Em 3 dos 4 *outputs*, temos que maior produção implica maiores custos variáveis. Contudo, um aumento da produção de urgências tem um impacto negativo nos custos, embora sem significado estatístico.²

De facto, o indicador de *output* das urgências apresenta, por norma, baixa relevância estatística. Posto isto, testamos se o conjunto de regressores associado às urgências pode ser considerado estatisticamente igual a zero, com base num teste $\chi^2(9)=21.29$ e respectivo p-value de 0.0114. Por conseguinte, para um nível de confiança de 1% não rejeitamos a hipótese nula de todos os termos associados a urgências não terem poder explicativo, enquanto que para níveis de confiança de 5%

² Em 7 das 408 observações, o valor das urgências foi de 0. Por conseguinte, seguiu-se a tradição na literatura (ver Smet (2002)), e substitui-se estes raros casos de valor 0 para as urgências por um valor de 0.1 de modo a poder aplicar os logaritmos.

TABELA 7
Estimação Modelo Fronteira Estocástica

Coeficiente	Variável	Estatística		Coeficiente	Variável	Estatística	
α_0	constante	***-66.55	(-3.31)	ρ_{11}	$\ln DS \ln WP$	***-0.897	(-2.94)
δ_1	$\ln DS$	**6.915	(1.89)	ρ_{12}	$\ln DS \ln WO$	0.722	(1.18)
δ_2	$\ln DM$	***10.63	(2.61)	ρ_{21}	$\ln DM \ln WP$	***-1.649	(-5.04)
δ_3	$\ln CE$	1.584	(1.00)	ρ_{22}	$\ln DM \ln WO$	***1.731	(2.61)
δ_4	$\ln UR$	-0.397	(-0.94)	ρ_{31}	$\ln CE \ln WP$	-0.097	(-0.81)
β_1	$\ln WP$	***11.20	(4.71)	ρ_{32}	$\ln CE \ln WO$	0.465	(1.31)
β_2	$\ln WO$	-9.144	(-1.22)	ρ_{41}	$\ln UR \ln WP$	0.006	(0.27)
π_1	$\ln MIX$	-1.322	(-0.28)	ρ_{42}	$\ln UR \ln WO$	0.019	(0.18)
π_2	$\ln K$	***-9.257	(-2.36)	ω_1	$\ln DS \ln K$	***-0.870	(-2.48)
δ_{11}	$\frac{1}{2} \ln^2 DS$	0.461	(1.39)	ω_2	$\ln DM \ln K$	***-1.520	(-3.57)
δ_{12}	$\ln DS \ln DM$	***1.160	(2.85)	ω_3	$\ln CE \ln K$	***0.376	(2.27)
δ_{13}	$\ln DS \ln CE$	0.042	(0.30)	ω_4	$\ln UR \ln K$	0.074	(1.01)
δ_{14}	$\ln DS \ln UR$	0.016	(0.21)	ζ_1	$\ln WP \ln MIX$	0.356	(0.83)
δ_{22}	$\frac{1}{2} \ln^2 DM$	***1.594	(2.92)	ζ_2	$\ln WO \ln MIX$	*2.195	(1.80)
δ_{23}	$\ln DM \ln CE$	0.010	(0.06)	ϕ_1	$\ln WP \ln K$	***1.117	(3.63)
δ_{24}	$\ln DM \ln UR$	0.062	(1.13)	ϕ_2	$\ln WO \ln K$	***-1.621	(-2.60)
δ_{33}	$\frac{1}{2} \ln^2 CE$	-0.215	(-1.47)	ψ_1	$\ln DS \ln MIX$	-0.182	(-0.54)
δ_{34}	$\ln CE \ln UR$	-0.026	(-0.44)	ψ_2	$\ln DM \ln MIX$	0.117	(0.25)
δ_{44}	$\frac{1}{2} \ln^2 UR$	0.001	(0.18)	ψ_3	$\ln CE \ln MIX$	0.246	(0.69)
γ_{11}	$\frac{1}{2} \ln^2 WP$	***-0.498	(-2.60)	ψ_4	$\ln UR \ln MIX$	-0.295	(-1.36)
γ_{12}	$\ln WP \ln WO$	0.337	(0.54)	ι	$\ln MIX \ln K$	0.876	(0.54)
γ_{22}	$\frac{1}{2} \ln^2 WO$	***-19.60	(-8.38)	τ	RAA	***0.545	(6.29)
π_{11}	$\frac{1}{2} \ln^2 MIX$	*3.062	(1.77)	u	SA	**0.025	(1.94)
π_{22}	$\frac{1}{2} \ln^2 K$	*0.749	(1.76)	κ	$DivK$	***0.337	(6.10)
				q	Q	***0.070	(2.38)
μ		***0.252	(2.46)	η		***0.026	(3.93)
$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$		0.086		$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$		0.969	
χ^2		***4672.62		$\text{Log} - L$		501.066	

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

ou superiores, rejeitamos esta hipótese nula. De notar, ainda, que estimamos um modelo alternativo excluindo, para o efeito, os termos relacionados com as urgências. Deste novo modelo obtemos uma nova série de valores previstos e de resíduos associados à eficiência técnica, com coeficientes de correlação de 0.9982 e de 0.9864 relativamente às séries homólogas do modelo acima, respectivamente, pelo que concluímos, necessariamente, que os resultados obtidos são robustos à consideração ou não de termos associados ao indicador do *output* de urgências.

Enquanto que o preço do trabalho influi, como seria de esperar, de modo positivo e estatisticamente significativo nos custos variáveis, o mesmo não se passa com o preço dos outros factores, que não tem efeito estatisticamente significativo. De notar que a origem deste resultado inesperado pode residir, porventura, na fraca qualidade da proxy utilizada para o preço de factores produtivos variáveis que não o trabalho, nomeadamente, o IPC, que implica que todos os hospitais enfrentam o mesmo custo destes outros factores.



Tal como se esperava, o facto dos hospitais se situarem na Região Autónoma dos Açores tem um efeito positivo nos custos variáveis.

Os hospitais que operam a partir de diversas infra-estruturas hospitalares sofrem um agravamento estatisticamente significativo dos custos variáveis, tal como se esperava.

O facto dos hospitais se organizarem como SA/EPE tem um efeito positivo nos custos variáveis. O mesmo sucede com a certificação de sistemas de gestão de qualidade.

Não rejeitamos a hipótese do modelo exibir homogeneidade de grau 1 relativamente aos preços. De facto, o teste da $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1$ origina uma $\chi^2(1) = 0.03$ com p-value de 0.8645.

O teste da especificação funcional correcta ser Cobb-Douglas é veemente rejeitado, pelo que a especificação translog justifica-se.

A especificação normal-truncada, para o termo u_{it} , encontra suporte no facto de μ ser estatisticamente significativo.

O facto de γ ser um número elevado reflecte a importância da componente de eficiência técnica para o erro global.

O intervalo de confiança a 95% para σ_u^2 é [0.012;0.144], o que valida a escolha do modelo de fronteira estocástica em detrimento da alternativa OLS.

Por fim, de referir que η é um valor estatisticamente significativo e positivo, pelo que não se rejeita a hipótese da componente de eficiência técnica exibir uma tendência crescente ao longo do tempo.

É possível estimar a componente da eficiência técnica através do cálculo de $ET_{it} = E(\exp(u_{it})|e_{it})$ que é um valor não inferior a 1 e que aumenta com a ineficiência técnica. Como usual na literatura, normalizamos o valor da eficiência técnica estimada, através da utilização do inverso aritmético de ET_{it} , que, naturalmente, se confina ao intervalo entre 0 e 1. A Tabela 8 contém os valores médios do período 1997-2004 de $EN_i = \sum_{t=1997}^{2004} (1/(E(\exp(u_{it})|e_{it}))) / 8$, isto é, a eficiência técnica média do período para cada hospital, normalizada para pertencer a intervalo [0,1], sendo o mais eficiente o hospital que apresentar o valor de EN_i mais próximo de 1. De notar que o ranking é robusto a alterações na especificação do modelo.³

4.2 ANÁLISE REGIONAL

Nesta secção investigamos o modo como ET_{it} varia de região para região. Estamos interessados em saber se as regiões possuem características próprias que condicionam a eficiência técnica hospitalar, o que, a verificar-se, pode implicar importantes questões políticas como, por exemplo, políticas relacionadas com a localização e a integração dos hospitais. Consideramos 5 regiões: Lisboa e Vale do Tejo; Norte; Centro; Alentejo; Algarve e Região Autónoma dos Açores. Consideramos, ainda, como variável explicativa da eficiência técnica o valor da população da cidade onde o hospital se encontra. Intuitivamente, é de esperar que cidades maiores facultem à gestão hospitalar mais graus de liberdade (ex.: maior competição entre os fornecedores; maior possibilidade de outsourcing; etc.).

A variável dependente é, agora, ET_{it} . As variáveis explicativas são *dummies* por região – Norte, Centro, Alentejo, Algarve e Região Autónoma dos

³ Foram efectuadas análises de sensibilidade através da exclusão / inclusão de variáveis no modelo, não reportadas por parcimónia de texto. A título de exemplo, e como mencionado acima, de referir que a exclusão dos termos relacionados com a variável urgências produziu uma nova série do termo de eficiência técnica estimada que apresenta um coeficiente de correlação de 0.99 com a série relativa ao modelo base descrito na Tabela 7.

TABELA 9
Análise Regional

Variável	Estatística	
População	*** 1.43e – 06	(15.25)
Norte	*** – 0.3089	(– 8.22)
Centro	*** – 0.1898	(– 4.95)
Alentejo	*** 0.2035	(3.68)
Algarve	*** 0.0521	(0.76)
Região Autónoma dos Açores	*** – 0.2511	(– 4.06)
Constante	*** 1.3699	(34.02)
N	408	
F(6, 401)	*** 99.00	
R ²	0.5970	
–		
R ²	0.5910	

Nota: *** significante a 1%.

Açores, sendo a classe excluída a região de Lisboa e Vale do Tejo – e a população. O modelo é o dos mínimos quadrados simples. A Tabela 9 apresenta os resultados.

A variável explicada na regressão OLS subjacente à Tabela 9 é $ET_{it} = E(\exp(uit)|eit)$, que tem valor mínimo teórico de 1: eficiência técnica máxima. Assim, quanto maior for $E(\exp(uit)|eit)$ mais ineficiente tecnicamente será o hospital i . Em primeiro lugar, de referir que o modelo apresenta interessante poder explicativo da variação de ET_{it} , a julgar pela estatística $F(6,401)=99.00$ e respectivo p-value de 0.0000. Em segundo lugar, a variação das variáveis incluídas na regressão explicam uma larga percentagem da variação da eficiência técnica na amostra: cerca de 59%. Este valor do R^2 ajustado é robusto a variações na especificação do modelo, não reportadas aqui por economia de texto.

De notar que um aumento da população da cidade onde se situa o hospital causa um aumento da ineficiência técnica. Este efeito é diminuto em termos económico – baixo coeficiente da variável população – mas tem elevado significado estatístico – estatística t superior a 15. Este resultado não se deve à presença de *outliers*.

Os hospitais do Norte e do Centro são mais eficientes do que os de LVT. O contrário acontece com os hospitais do Alentejo e do Algarve. As *dummys* regionais têm elevado significado estatístico, salvo a *dummy* relativa ao Algarve.



CONCLUSÕES

Este estudo estimou um modelo de fronteira estocástica aplicado à função custo variável para um painel de 51 hospitais portugueses para o período 1997-2004. Os resultados sugerem que o modelo de fronteira estocástica é adequado para explicar o fenómeno em análise.

Entre os diversos resultados inovadores do estudo, de destacar o facto dos dados sugerirem que a organização institucional dos hospitais sob a forma SA/EPE causar um aumento dos custos variáveis. O mesmo se poderá dizer em relação à certificação de sistemas de gestão de qualidade. Contudo, há que considerar a possibilidade do efeito de causalidade ser o inverso dada a possível endogeneidade destas variáveis. Hospitais menos eficientes poderão ter sido, por esta condição de menor eficiência, escolhidos como alvos de reformas e sujeitos à condição de hospitais SA/EPE ou objecto de implementação de sistemas de gestão de qualidade. Por conseguinte, investigação futura deverá analisar o sentido da causalidade desta relação de modo a que as implicações de política sejam conclusivas.

Os hospitais que laboram em diversas instalações não contíguas bem como os hospitais Açorianos exibem, tudo o resto igual, maiores custos variáveis. Por fim, de notar que larga parte da variação da medida de eficiência técnica estimada – cerca de 60% – é explicada por variação em variáveis de índole regional, como a região e a população da cidade onde se situa o hospital. Este resultado é robusto a variações na especificação do modelo e à presença de *outliers* na amostra. Dada a forte capacidade explicativa de variáveis de índole regional deste importante fenómeno – eficiência hospitalar – investigação futura deverá desvendar que características regionais estão por trás desta robusta relação de modo a que implicações políticas, sobre questões como a localização e a concentração hospitalar, possam ser extraídas de modo contundente.

BIBLIOGRAFIA

- [1] Battese, G., Coelli, T. (1992), "Frontier production functions, technical efficiency and panel data with application to paddy farmers in India" in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, pp. 153-169.
- [2] Battese, G., Coelli, T. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data" in *Empirical Economics*, Vol. 20, pp. 325-332.
- [3] Carreira, C. (1999), "Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função Custo Variável Translog" in *Estudos do GEMF*, Vol. 1, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra.
- [4] Folland, S., Hoffer, R. (2001), "How reliable are hospital efficiency estimates? Exploiting the dual to homothetic production" in *Health Economics*, Vol. 10, pp 638-698.
- [5] Franco, F. (2002), "Eficiência Comparada dos Serviços Hospitalares: o Método de Fronteira Estocástica", Dissertação de Mestrado em Gestão Pública, Departamento de Economia e Gestão da Universidade dos Açores.
- [6] Kumbhakar, S., Tsionas, E., (2002), "Non-parametric Stochastic frontier models", Manuscript, Department of Economics, University of New York.
- [7] Lima, E. (2003), "A Produção e a Estrutura de Custos dos Hospitais Públicos: Uma Aplicação de Um Modelo Translogarítmico" in *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, Vol. 3, pp. 19-28.
- [8] Rosko, M. (2001), "Cost Efficiency of US Hospitals: A Stochastic Frontier Approach" in *Health Economics*, Vol. 10, pp. 539-551.
- [9] Rosko, M. (2004), "Performance of US Teaching Hospitals: A Panel Analysis of Cost Inefficiency" in *Health Care Management Science*, Vol. 7, pp. 7-16.
- [10] Smet, M. (2002), "Cost Characteristics of Hospitals" in *Social Science and Medicine*, Vol. 55, pp. 895-906.
- [11] Vieira, M. (1997), "Eficiência Técnica Hospitalar: Estudo Comparativo" in *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, Vol. 15, pp. 53-63.
- [12] Zuckerman, S., Hadley, J., Iezzoni, L., (1994), "Measuring Hospital Efficiency with Frontier Cost Functions" in *Journal of Health Economics*, Vol. 13, pp. 255-280.

ANEXOS

TABELA 3
Lista de Hospitais

Índice	Designação	Região	Sub-Região	Lotação	MIX
1	CH Alto Minho	Norte	Viana do Castelo	524	1,03
2	H Santa Maria Maior de Barcelos	Norte	Braga	182	0,93
3	H São Marcos - Braga	Norte	Braga	546	0,96
4	H São João de Deus - Famalicão	Norte	Braga	213	0,92
5	H Senhora da Oliveira - Guimarães	Norte	Braga	431	0,95
6	H Chaves	Norte	Vila Real	216	1,01
7	CH Vila Real / Peso da Régua	Norte	Vila Real	395	1,04
8	H Bragança	Norte	Bragança	239	1,07
9	H Mirandela	Norte	Bragança	110	0,94
10	CH P. Varzim / V. Conde	Norte	Porto	155	0,96
11	H Santo Tirso	Norte	Porto	129	0,95
12	H São Gonçalo - Amarante	Norte	Porto	163	0,96
13	H Padre Américo - Vale do Sousa	Norte	Porto	243	0,95
14	CH Vila Nova de Gaia	Norte	Porto	509	0,94
15	H São Sebastião - S.ta Maria da Feira	Centro	Aveiro	219	0,90
16	H Dr. Francisco Zagalo - Ovar	Centro	Aveiro	87	1,06
17	H São João da Madeira	Centro	Aveiro	92	1,13
18	H São Miguel - Oliveira de Azeméis	Centro	Aveiro	98	0,92
19	H Infante D. Pedro - Aveiro	Centro	Aveiro	425	0,98
20	H Lamego	Centro	Viseu	155	1,00
21	H São Teotónio - Viseu	Centro	Viseu	597	0,97
22	H Águeda	Centro	Aveiro	101	1,13
23	H Sousa Martins - Guarda	Centro	Guarda	330	0,99
24	CH Coimbra	Centro	Coimbra	603	0,93
25	H Figueira da Foz	Centro	Coimbra	183	1,07
26	CH Cova da Beira	Centro	Castelo Branco	337	1,10
27	H Amato Lusitano - Castelo Branco	Centro	Castelo Branco	310	1,06
28	H Santo André - Leiria	Centro	Leiria	436	0,99
29	CH Caldas da Rainha	Centro	Leiria	125	0,90
30	CH Médio Tejo	LVT	Santarém	437	1,05
31	H Santarém	LVT	Santarém	406	1,05
32	CH Torres Vedras	LVT	Lisboa	278	1,01
33	H Reinaldo dos Santos - V. Franca de Xira	LVT	Lisboa	202	0,98
34	CH Cascais	LVT	Lisboa	247	1,02
35	H S. Francisco Xavier	LVT	Lisboa	296	0,90
36	H Egas Moniz	LVT	Lisboa	422	1,13
37	H Curry Cabral	LVT	Lisboa	475	1,34
38	H Pulido Valente	LVT	Lisboa	305	1,26
39	H Garcia de Orta - Almada	LVT	Setubal	481	0,96
40	H Nossa Senhora do Rosário - Barreiro	LVT	Setubal	400	0,93
41	H Montijo	LVT	Setubal	127	1,16
42	H São Bernardo - Setúbal	LVT	Setubal	335	0,94
43	H José Maria Grande - Portalegre	Alentejo	Portalegre	238	1,01
44	H Santa Luzia - Elvas	Alentejo	Portalegre	106	1,17
45	H Espírito Santo - Évora	Alentejo	Évora	371	0,93
46	CH Baixo Alentejo	Alentejo	Beja	296	1,02
47	CH Barlavento Algarvio	Algarve	Faro	259	0,98
48	H Faro	Algarve	Faro	491	0,98
49	H Divino Espírito Santo	Açores	Ilha de S. Miguel	349	0,97
50	H Santo Espírito de Angra do Heroísmo	Açores	Ilha Terceira	221	0,98
51	H Horta	Açores	Ilha do Faial	97	1,00

Nota: Lotação (n.º de camas) e Índice MIX de Especialidades – médias da amostra.

TABELA 5
Estatísticas Descritivas das Variáveis

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
CVT (1.000 euros)	39.429,59	6.634,61	124.047,48
H Centrais	73.144,62	29.615,49	124.047,48
H Distritais	35.951,79	6.689,78	111.989,16
H Regionais	33.876,74	12.556,40	64.794,02
H Nível 1	13.161,81	6.634,61	23.758,68
N.º de Camas (CM)	294	66	661
H Centrais	425	229	631
H Distritais	293	75	661
H Regionais	222	94	369
H Nível 1	132	66	205
Doentes Saídos (DS; N.º Doentes)	10.841	2.310	24.547
H Centrais	14.343	7.680	24.054
H Distritais	11.139	2.558	24.547
H Regionais	7.624	3.152	14.228
H Nível 1	5.081	2.310	7.983
Demora Média Internamento (DM; Dias)	7,2	4,1	13,4
H Centrais	8,2	4,9	13,4
H Distritais	7,0	4,1	10,6
H Regionais	7,0	6,1	8,2
H Nível 1	6,8	5,1	11,5
Consultas Externas (CE; N.º Consultas)	76.698	13.459	284.276
H Centrais	130.076	56.442	284.276
H Distritais	72.821	14.581	198.712
H Regionais	50.171	27.533	100.709
H Nível 1	34.345	13.459	59.613
Urgências (UR; N.º Doentes)	88.340	0	217.603
H Centrais	102.777	0	202.134
H Distritais	91.056	24.504	217.603
H Regionais	49.820	13.230	77.186
H Nível 1	69.341	46.587	125.102

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Continua)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
CVT (1.000 euros)	39.429,59	6.634,61	124.047,48
Norte	34.867,13	9.978,97	115.892,53
Viana do Castelo	58.321,41	43.877,13	68.734,95
Braga	37.668,52	12.542,34	81.741,66
Vila Real	33.214,89	16.209,61	51.215,84
Bragança	18.523,45	9.978,97	25.865,59
Porto	35.133,55	10.183,47	115.892,53
Centro	31.777,47	6.634,61	124.047,48
Aveiro	18.231,37	6.634,61	48.645,25
Viseu	35.410,91	9.885,27	74.029,36
Guarda	29.326,50	21.360,83	37.653,43
Coimbra	64.760,57	18.138,60	124.047,48
Castelo Branco	32.959,88	19.290,05	48.338,62
Leiria	35.842,27	17.977,02	54.694,71
Lisboa e V. do Tejo	53.622,00	8.101,99	111.989,16
Santarém	53.819,50	36.716,57	78.603,45
Lisboa	53.034,22	21.443,11	104.397,75
Setúbal	54.551,88	8.101,99	111.989,16
Alentejo	33.190,90	9.112,86	63.097,87
Portalegre	20.447,10	9.112,86	31.405,75
Évora	53.706,63	41.449,56	63.097,87
Beja	38.162,76	27.558,32	47.892,87
Algarve	57.313,60	19.067,13	87.316,54
Faro	57.313,60	19.067,13	87.316,54
Açores	33.876,74	12.556,40	64.794,02
Ponta Delgada	52.590,86	40.244,69	64.794,02
Angra do Heroísmo	33.276,77	26.921,23	40.594,01
Horta	15.762,59	12.556,40	19.203,76

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Continuação)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
N.º de Camas (CM)	294	66	661
Norte	290	100	597
Viana do Castelo	524	451	597
Braga	343	172	587
Vila Real	305	216	441
Bragança	175	100	276
Porto	240	120	534
Centro	273	66	661
Aveiro	170	66	457
Viseu	376	139	661
Guarda	330	315	342
Coimbra	393	176	631
Castelo Branco	323	295	363
Leiria	280	112	471
Lisboa e V. do Tejo	339	90	488
Santarém	421	390	464
Lisboa	318	185	487
Setúbal	336	90	488
Alentejo	253	100	398
Portalegre	172	100	266
Évora	371	343	398
Beja	296	282	310
Algarve	375	186	543
Faro	375	186	543
Açores	222	94	369
Ponta Delgada	349	314	369
Angra do Heroísmo	221	206	236
Horta	97	94	100

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Continuação)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
Doentes Saídos (DS; N.º Doentes)	10.841	2.310	24.547
Norte	11.566	4.386	24.547
Viana do Castelo	17.062	15.040	18.401
Braga	14.450	6.912	24.547
Vila Real	10.872	7.394	13.994
Bragança	6.646	4.386	9.092
Porto	10.404	5.259	20.946
Centro	10.291	2.344	24.280
Aveiro	7.064	2.344	17.160
Viseu	13.271	4.558	24.280
Guarda	11.024	10.637	11.485
Coimbra	14.531	6.248	24.054
Castelo Branco	11.094	8.783	12.509
Leiria	11.580	5.755	19.018
Lisboa e V. do Tejo	11.847	2.310	22.467
Santarém	16.497	13.734	19.928
Lisboa	10.059	7.033	16.562
Setúbal	12.649	2.310	22.467
Alentejo	8.325	2.811	13.032
Portalegre	5.178	2.811	7.695
Évora	12.075	11.228	13.032
Beja	10.869	9.888	12.053
Algarve	13.215	7.300	19.201
Faro	13.215	7.300	19.201
Açores	7.624	3.152	14.228
Ponta Delgada	12.740	11.162	14.228
Angra do Heroísmo	6.748	6.542	7.061
Horta	3.383	3.152	3.827

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Continuação)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
Demora Média Internamento (DM; Dias)	7,18	4,10	13,40
Norte	6,39	4,80	8,30
Viana do Castelo	7,92	7,50	8,30
Braga	6,22	4,90	7,50
Vila Real	7,14	6,30	8,16
Bragança	6,30	5,20	8,20
Porto	5,97	4,80	7,80
Centro	6,95	4,10	10,00
Aveiro	6,37	4,10	10,00
Viseu	7,40	6,40	8,40
Guarda	7,91	7,50	8,20
Coimbra	7,35	5,60	9,00
Castelo Branco	7,26	6,00	9,40
Leiria	7,03	4,70	9,70
Lisboa e V. do Tejo	7,91	4,10	13,40
Santarém	6,86	5,70	7,50
Lisboa	8,42	4,90	13,40
Setúbal	7,54	4,10	11,50
Alentejo	8,07	6,42	10,60
Portalegre	8,45	7,30	10,60
Évora	8,31	7,50	8,80
Beja	7,07	6,42	7,64
Algarve	8,13	6,64	10,00
Faro	8,13	6,64	10,00
Açores	6,96	6,06	8,18
Ponta Delgada	6,91	6,70	7,15
Angra do Heroísmo	7,72	7,06	8,18
Horta	6,25	6,06	6,76

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Continuação)

Variáveis	Média	Mínimo	Máximo
Consultas Externas (CE; N.º Consultas)	76.698	13.459	284.276
Norte	81.151	25.879	284.276
Viana do Castelo	137.381	101.220	169.348
Braga	85.532	31.889	169.770
Vila Real	75.152	33.720	128.947
Bragança	37.747	25.879	47.014
Porto	86.160	31.786	284.276
Centro	65.658	15.037	211.669
Aveiro	50.580	15.037	181.324
Viseu	68.396	24.638	146.042
Guarda	46.335	36.360	59.516
Coimbra	121.889	51.998	211.669
Castelo Branco	57.445	41.868	100.270
Leiria	69.796	28.571	122.205
Lisboa e V. do Tejo	93.533	13.459	198.712
Santarém	104.717	78.268	146.366
Lisboa	88.770	40.600	195.533
Setúbal	96.276	13.459	198.712
Alentejo	57.544	14.581	129.198
Portalegre	32.310	14.581	47.678
Évora	107.324	85.425	129.198
Beja	58.234	43.509	76.832
Algarve	96.993	34.195	157.865
Faro	96.993	34.195	157.865
Açores	50.171	27.533	100.709
Ponta Delgada	74.249	58.542	100.709
Angra do Heroísmo	46.738	42.872	51.136
Horta	29.526	27.533	35.763

TABELA 6
Estatísticas Descritivas por Região
(Conclusão)

<u>Variáveis</u>	<u>Média</u>	<u>Mínimo</u>	<u>Máximo</u>
Urgências (UR; N.º Doentes)	88.340	0	217.603
Norte	94.567	33.593	202.134
Viana do Castelo	117.625	109.000	125.483
Braga	103.072	69.787	151.663
Vila Real	85.304	55.288	114.060
Bragança	42.122	33.593	52.334
Porto	107.835	46.587	202.134
Centro	89.900	40.024	176.141
Aveiro	79.887	40.024	176.141
Viseu	104.400	62.326	154.671
Guarda	52.564	45.443	56.716
Coimbra	100.818	72.228	131.217
Castelo Branco	98.100	70.018	141.089
Leiria	104.988	61.840	144.718
Lisboa e V. do Tejo	99.611	0	217.603
Santarém	142.114	91.121	217.603
Lisboa	83.264	0	166.625
Setubal	106.967	48.560	180.789
Alentejo	45.130	24.504	64.367
Portalegre	34.421	24.504	45.363
Évora	59.833	56.971	64.367
Beja	51.847	44.419	63.503
Algarve	103.993	84.257	129.386
Faro	103.993	84.257	129.386
Açores	49.820	13.230	77.186
Ponta Delgada	62.321	41.832	77.186
Angra do Heroísmo	64.385	53.075	73.297
Horta	22.754	13.230	31.218

TABELA 8
Ranking dos Hospitais

Identificação	Nome	Eficiência	Ranking
35	H S. Francisco Xavier	.3953764	51
39	H Garcia de Orta - Almada	.4126432	50
37	H Curry Cabral	.4439431	49
38	H Pulido Valente	.4527301	48
42	H São Bernardo - Setúbal	.4593386	47
36	H Egas Moniz	.4622543	46
48	H Faro	.4906552	45
45	H Espírito Santo - Évora	.4986859	44
43	H José Maria Grande - Portalegre	.5120324	43
27	H Amato Lusitano - Castelo Branco	.5499294	42
31	H Santarém	.556769	41
23	H Sousa Martins - Guarda	.5598912	40
40	H Nossa Senhora do Rosário - Barreiro	.5700173	39
3	H São Marcos - Braga	.5768397	38
24	CH Coimbra	.6045445	37
33	H Reinaldo dos Santos - Vila Franca de Xira	.6149677	36
8	H Bragança	.6190102	35
21	H São Teotónio - Viseu	.6252285	34
29	CH Caldas da Rainha	.6542889	33
19	H Infante D. Pedro - Aveiro	.6738982	32
28	H Santo André - Leiria	.6768602	31
6	H Chaves	.6773193	30
46	CH Baixo Alentejo	.6780294	29
25	H Figueira da Foz	.680639	28
44	H Santa Luzia - Elvas	.6812217	27
14	CH Vila Nova de Gaia	.7096872	26
34	CH Cascais	.7126073	25
15	H São Sebastião - S.ta Maria da Feira	.715881	24
5	H Senhora da Oliveira - Guimarães	.7194769	23
9	H Mirandela	.7367547	22
47	CH Barlavento Algarvio	.737021	21
49	H Divino Espírito Santo	.7372727	20
4	H São João de Deus - Famalicão	.7415389	19
41	H Montijo	.7515405	18
50	H Santo Espírito de Angra do Heroísmo	.7726989	17
13	H Padre Américo - Vale do Sousa	.7793949	16
18	H São Miguel - Oliveira de Azeméis	.8079239	15
32	CH Torres Vedras	.8207035	14
30	CH Médio Tejo	.8307378	13
2	H Santa Maria Maior de Barcelos	.8395021	12
11	H Santo Tirso	.8552505	11
12	H São Gonçalo - Amarante	.87857	10
20	H Lamego	.8814611	9
17	H São João da Madeira	.8971506	8
1	CH Alto Minho	.9156049	7
7	CH Vila Real / Peso da Régua	.9259056	6
51	H Horta	.9551591	5
16	H Dr. Francisco Zagalo - Ovar	.9713676	4
10	CH P. Varzim / V. Conde	.9730818	3
26	CH Cova da Beira	.9770761	2
22	H Águeda	.9809949	1