



Eficiência técnica hospitalar: estudo comparativo

MIGUEL VIEIRA

Com o objectivo de se investigar a existência de uma relação entre o tipo de proprietário do hospital e o seu nível de eficiência técnica, seleccionaram-se 22 hospitais da Região de Lisboa e Vale do Tejo (11 hospitais centrais, 10 hospitais distritais e 1 hospital privado com fins lucrativos), recorrendo-se aos indicadores «demora média de internamento» e «número de doentes saídos por cama». Os resultados obtidos indicam que o hospital privado com fins lucrativos tem uma maior eficiência técnica do que os hospitais públicos estudados e que a eficiência técnica enquanto número de doentes saídos por cama é maior nos hospitais públicos distritais do que nos hospitais centrais. Discute-se se os resultados permitem concluir que os hospitais de menor dimensão têm uma maior eficiência técnica quando considerado um indicador que relacione produção com capital.

1. Eficiência e natureza da propriedade hospitalar

Na literatura americana encontramos diversos estudos que comparam os níveis de eficiência técnica de hospitais com diferentes tipos de proprietários. Os dados disponíveis sugerem que, para um dado *mix* de produção equiparável, os hospitais governamentais norte-americanos tendem a consumir menor quantidade de recursos do que os hospitais privados (Grosskopf e Valdamanis, 1987; Valdamanis 1990), mesmo quando se controlaram as variáveis: (1) região servida pelo hospital; (2) dimensão do mercado; (3) sistema de associação do hospital; (4) dimensão do hospital. Do mesmo modo, quando se utilizaram medidas múltiplas de *output* (*medicare case-mix index*, consultas de ambulatório e em urgência, profissionais em formação) e *input* (capital, trabalho, despesas operacionais), verificou-se que os hospitais governamentais revelavam uma eficiência técnica superior aos hospitais privados sem fins lucrativos e estes maior eficiência técnica do que os hospitais privados com fins lucrativos (Ozcan *et al.*, 1992; Ozcan e Luke, 1993).

É ainda cedo para enunciar um modelo explicativo definitivo, quando encontramos diversas teses que procuram justificar a associação encontrada entre o tipo de propriedade hospitalar e a eficiência técnica, sem que nenhuma delas seja capaz de integrar todos

□

Miguel Vieira é mestre em Gestão.

os dados. Temos aqueles que sustentam que a menor eficiência técnica dos hospitais privados resulta de haver nestes um maior número de linhas de serviços, com maior diversificação, quer na tecnologia utilizada, quer na população servida, enquanto nos hospitais governamentais haveria uma maior focalização tecnológica nas necessidades básicas da população servida, ou mesmo que a política governamental restritiva na distribuição de recursos pelos hospitais públicos poderia funcionar como um incentivo a uma maior eficiência técnica (Valdamanis, 1990). Observou-se ainda que nos hospitais privados com fins lucrativos nos EUA, embora o factor «trabalho» tivesse um aproveitamento mais eficiente, os materiais consumidos e a dimensão tinham utilizações menos eficientes na produção do que nos hospitais governamentais e que os efeitos de escala detectáveis nos hospitais privados sem fins lucrativos não têm lugar nos hospitais privados com fins lucrativos por estes últimos serem habitualmente de menor dimensão (Ozcan *et al.*, 1992).

A realidade americana caracteriza-se pela concorrência entre prestadores de serviços de cuidados de saúde e pela liberdade de escolha por parte dos utentes (Longest, 1988; Enthoven *et al.*, 1989), gerando-se, assim, incentivos e constrangimentos aos prestadores de serviços de saúde nos EUA que não existem no sistema de serviços de saúde português. No entanto, os estudos realizados nos EUA, em conjunto com os trabalhos sobre a eficiência dos hospitais portugueses (Paiva, 1993; Costa *et al.*, 1989), permitem supor que a eficiência técnica, enquanto indicador económico do modo como os recursos são geridos, não é independente do tipo de proprietário do hospital.

2. Estudo comparativo: identificação do problema

Investigou-se de que modo nos hospitais portugueses a natureza da propriedade dos hospitais determina a eficiência técnica da produção de cuidados de saúde a doentes internados. Foram comparados dois tipos de hospitais, (i) hospital público e (ii) hospital privado com fins lucrativos, utilizando indicadores de eficiência técnica, tal como é definida por Pereira (1992), a saber: «Um procedimento é tecnicamente eficiente quando se utiliza a combinação de recursos menos custosa para atingir o resultado desejado. A eficiência técnica é, assim, uma medida da produção de resultados por unidade de recursos utilizados (por exemplo, número de consultas por médico, demora média hospitalar, etc.).»

Assim, neste quadro conceptual, a variável explicativa será a propriedade do hospital e a variável dependente a eficiência técnica com que os cuidados de saúde são produzidos durante um ano de actividade hospitalar.

3. Material e métodos

3.1. Selecção da amostra

Foram estudados 21 hospitais públicos — 10 hospitais gerais centrais e 11 hospitais gerais distritais — pertencentes ao Ministério da Saúde e 1 hospital privado com fins lucrativos. Os dados recolhidos sobre os 22 hospitais dizem respeito a valores acumulados no final do ano de 1992, no período de Janeiro a Dezembro (*Quadro 1*).

Quadro 1
Hospitais públicos e privado com fins lucrativos seleccionados na Região de Lisboa e Vale do Tejo

i) Hospitais públicos centrais gerais	ii) Hospitais públicos distritais gerais	iii) Hospital privado com fins lucrativos
Hospital de Santo António dos Capuchos*	Hospital Distrital de Abrantes	ISU Hospital CUF, S. A.
Hospital de Curry Cabral	Hospital Distrital de Almada	
Hospital de D. Estefânia	Hospital Distrital do Barreiro	
Hospital de Santa Marta	Hospital Distrital das Caldas da Rainha	
Hospital de São José	Hospital Distrital de Cascais	
Hospital de Egas Moniz	Hospital Distrital de Santarém	
Hospital de São Francisco Xavier	Hospital Distrital de Setúbal	
Hospital de Santa Maria	Hospital Distrital de Tomar	
Hospital de Pulido Valente	Hospital Distrital de Torres Novas	
Hospital de Santa Cruz	Hospital Distrital de Torres Vedras	
	Hospital Distrital de Vila Franca de Xira	

* Engloba os valores do Hospital do Desterro e do Hospital de Arroios.

O estudo incidiu sobre hospitais equiparáveis segundo dois critérios:

i) *Região* — hospitais da Região de Lisboa e Vale do Tejo. A selecção da unidade geográfica teve de ser cuidadosa, pois há em Portugal uma deficiente equidade geográfica, quer na distribuição da despesa em hospitais (Giraldes, 1991), quer nos meios de produção de cuidados de saúde instalados (Pereira e Campos, 1991). Há ainda evidência da existência de variações inter-regionais na prática médica, verificando-se que em diferentes locais se recorre a medidas terapêuticas diferentes para os mesmos tipos de casos clínicos (Chassin *et al.*, 1987; Wennberg, 1987).

Dado que foi necessário recorrer a dados provenientes de várias fontes e que se estudou apenas um hospital privado situado em Lisboa, considerou-se que a unidade geográfica mais homogênea com maior capacidade de integrar os dados disponíveis seria a área geográfica de Lisboa e Vale do Tejo;

ii) *Funcionamento* — os hospitais seleccionados obedecem às características: (a) «gerais» e (b) «cobertura médica permanente», de acordo com o documento do DEPS *Estabelecimentos Hospitalares — Portugal, 1992*.

3.2. Operacionalização da eficiência técnica

Decorre da definição de eficiência técnica a necessidade de encontrar indicadores que relacionem o grau de utilização de *inputs* no processo produtivo de cuidados de saúde com os níveis de *output* (produção) realizados (Pereira, 1992; Renn *et al.*, 1985; Mantas *et al.*, 1991).

3.2.1. Inputs

No processo produtivo encontramos três tipos de *inputs* elegíveis para o cálculo da eficiência, a saber: *trabalho, capital e materiais consumidos* (Ozcan e Luke, 1993). Nas organizações prestadoras de cuidados de saúde o factor «trabalho» é uma variável determinante para o nível de eficiência da organização, dado que na estrutura de custos directos dos hospitais representa a parcela mais importante. A título ilustrativo, refira-se que, segundo a publicação *Elementos Estatísticos — Saúde/91* (DEPS), em 1991, nos hospitais centrais, na área do internamento, os custos com pessoal representavam 72,7% do total de custos directos.

Num estudo comparativo entre organizações públicas e privadas, o primeiro objectivo deverá ser o de encontrar dados equiparáveis entre organizações distintas. No entanto, há nos hospitais privados e nos hospitais públicos modelos de gestão de recursos humanos díspares.

Os enfermeiros trabalham habitualmente nos hospitais privados sem vínculo permanente, em regime de turno e com horários alternativos aos respectivos empregos nas organizações públicas, tendo por isso grande rotação nas organizações privadas e raramente trabalham com horários regulares. No grupo dos médicos da área do internamento nos hospitais privados temos dois subgrupos: os que são remunerados por fazerem serviços de residência e aqueles que são responsáveis pelo acompanhamento individualizado de doentes internados. Enquanto o primeiro grupo de médicos trabalha em regime de turnos, pago com base num valor hora de serviços prestados, o segundo grupo de médicos recebe os seus honorários directamente do doente, sendo difícil num estudo rigoroso ponderar exactamente o seu custo ou qual a sua carga horária.

Por fim, verifica-se que nos hospitais públicos os médicos e enfermeiros são, em regra, funcionários assalariados, com relações de trabalho estáveis e com hierarquias claramente definidas, trabalhando nalguns casos com horário em tempo parcial (Ramos *et al.*, 1986).

A ponderação do número de profissionais *equivalente a tempo completo (FTE)*, ou seja, o número de médicos e outros profissionais que a organização teria de contratar se os profissionais a ela se dedicassem com um horário de trabalho de tempo completo, poderia constituir uma alternativa metodologicamente aceitável (Ozcan e Luke, 1993). Contudo, não tendo sido possível garantir que os valores de médicos *FTE* a trabalhar no Hospital CUF correspondiam a um valor equivalente em hospitais públicos, o respeito pelo rigor na utilização dos dados relativos ao pessoal nos diferentes tipos de hospitais impediu o cálculo do custo do factor «trabalho».

O capital pode ter diversas abordagens possíveis:

- a) Dimensão — número de camas (lotação);
- b) Complexidade — número de serviços de diagnóstico e ou terapêutica específicos do hospital;
- c) Custos de construção;
- d) Metros quadrados ocupados com internamento.

Mais uma vez, em obediência ao rigor metodológico, utilizou-se apenas o critério «dimensão», determinado em ordem ao número de camas, tal como vem definido nas estatísticas do Ministério da Saúde, na categoria *lotação* (DEPS, *Elementos Estatísticos — Saúde/91*, p. 192).

Em relação aos materiais consumidos, verificou-se que os dados publicados relativos aos hospitais seleccionados para amostra no âmbito dos hospitais públicos eram escassos, dado que em mais de metade dos hospitais não foi possível encontrar valores relativos à rubrica «Produtos farmacêuticos e outros materiais de consumo clínico» e à rubrica de custos directos «Outros», e não foram utilizados, pois o tratamento destes revelar-se-ia uma tarefa impossível.

3.2.2. Outputs

A avaliação da produção de cuidados de saúde em cada hospital baseou-se nos indicadores:

- Dias de internamento;
- Doentes saídos;

tal como se encontram definidos na publicação do DEPS *Elementos Estatísticos — Saúde/91*.

3.2.2.1. Construção do indicador de produção: *mix de especialidade*

Os valores de produção obtidos foram corrigidos pela ponderação de indicadores de *case-mix*, que permitiram tornar os valores relativos aos dias de internamento e doentes saídos equiparáveis entre os hospitais avaliados. No entanto, a construção de um indicador dependente de categorias de diagnóstico, como aquele que tem sido utilizado na literatura, encontra algumas limitações num estudo comparativo entre hospitais públicos e privados portugueses, dada a escassa informação disponível sobre categorias de diagnóstico de doentes internados em organizações hospitalares privadas portuguesas (Ramos *et al.*, 1986).

No entanto, foi possível adoptar uma metodologia de recolha de dados semelhante à utilizada por Feldstein (1967), que recorreu a categorias de especialidade para sistematizar a informação respeitante ao movimento assistencial por tipo de doentes, com a identificação dos cuidados de saúde hospitalares prestados por especialidade médica. Este autor elaborou aquilo a que na altura chamou um indicador de *case-mix*, que, por uma questão de rigor terminológico, se denominará *mix de especialidade* (ME), com oito categorias de especialidades médicas mutuamente exclusivas. Na mesma linha metodológica, criámos uma grelha de especialidades que permitiu categorizar a maior parte dos doentes saídos por especialidades segundo as seguintes categorias:

1. Medicina geral;
2. Cirurgia geral;
3. Outras cirurgias;
4. Obstetrícia e ginecologia;
5. Ortopedia e traumatologia;
6. Pediatria;
7. Otorrino;
8. Cardiologia.

As categorias adoptadas resultaram da síntese possível face ao modo como as especialidades são agregadas nas estatísticas do Ministério da Saúde do movimento assistencial nos hospitais centrais e distritais, pelo que têm lugar os seguintes escla- recimentos:

- Na categoria *medicina geral* estão englobados, para além dos valores referentes ao número de

doentes internados nos serviços de medicina interna, valores referentes aos internamentos nos serviços das especialidades de endocrinologia, gastroenterologia, nefrologia, neurologia, pneumologia, dermatologia, hematologia, infecto-contagiosas e urologia;

- Na especialidade *cirurgia geral* encontram-se valores referentes a apenas esta especialidade;
- Na categoria *outras cirurgias* agregaram-se dados do internamento de doentes referenciados às especialidades de neurocirurgia, cirurgia plástica, oftalmologia, cirurgia cardiotorácica, cirurgia maxilofacial, cirurgia pediátrica, cirurgia vascular;
- A categoria *obstetrícia e ginecologia* corresponde ao conjunto de dados referentes aos serviços prestados no âmbito das especialidades de obstetrícia e ginecologia;
- Na categoria *ortopedia e traumatologia* estão integrados dados da ortopedia e fisioterapia;
- A *pediatria* agrega valores referentes ao movimento assistencial em pediatria, neonatologia e berçário;
- A categoria *otorrinolaringologia* corresponde ao movimento de doentes desta especialidade apenas;
- A categoria *cardiologia* corresponde ao movimento de doentes desta especialidade apenas.

Foram excluídas da grelha de análise as seguintes especialidades:

- *Estomatologia* — uma vez que os hospitais distritais e o Hospital CUF não referem qualquer movimento assistencial nesta especialidade e apenas dois hospitais centrais o fizeram;
- *Psiquiatria* — uma vez que a proporção de casos no total de doentes saídos é muito reduzida (0,54% no caso dos hospitais distritais gerais e 0,3% nos hospitais centrais, não existindo esta especialidade na área do internamento do Hospital CUF).

No *Quadro II* é indicada a proporção média de casos por especialidade nos hospitais da amostra estudada. A medicina geral é a especialidade que tem maior peso (0,27), sendo a de menor peso a otorrinolaringologia (0,02). No entanto, os desvios-padrão observados sugerem que há uma variabilidade importante nas proporções de doentes saídos por hospitais em cada categoria de especialidade no total da amostra.

A partir da amostra de 22 hospitais seleccionados construiu-se uma matriz de correlações segundo as proporções de casos por especialidade e por hospital (*Quadro III*). Em 28 correlações realizadas apenas 6 correlações revelaram níveis estatisticamente significativos (valor $p = 5\%$).

Verifica-se que a obstetrícia/ginecologia está correlacionada positivamente com a especialidade de

pediatria, o que se poderá justificar por a neonatologia e o berçário estarem incluídos na categoria *pediatria*. À semelhança das conclusões de Feldstein (1967), também na amostra estudada a ginecologia/obstetrícia e a pediatria estão correlacionadas negativamente com a categoria *medicina geral*, concluindo-se que os hospitais com uma proporção de casos de ginecologia/obstetrícia e pediatria superior à média têm um menor número de casos de medicina geral. Semelhante padrão é encontrado no caso da categoria *outras cirurgias*, que parece ser mais relevante em hospitais com uma menor proporção de casos de pediatria e de ginecologia/obstetrícia.

Da leitura do *Quadro III* constata-se ainda que não há qualquer correlação estatisticamente significativa entre a medicina geral e a cirurgia geral ($r = 0,00703$), tal como observou Feldstein (1967). A inexistência desta correlação é particularmente relevante se se tiver em conta que as duas categorias representam a maior proporção de casos no total de casos da amostra de hospitais estudados (*Quadro II*).

A cardiologia apenas apresenta uma correlação significativa com a categoria *outras cirurgias*, o que poderá indicar que esta categoria tem maior expressão em hospitais que realizam cirurgias mais diferenciadas.

Dos dados recolhidos é possível retirar duas conclusões:

1. Há três categorias de especialidade totalmente independentes das restantes categorias de especialidade, a saber: cirurgia geral, ortopedia/traumatologia e otorrino;
2. As categorias com correlações estatisticamente significativas entre si têm valores de r reduzidos.

3.2.2.2. Cálculo do indicador de mix de especialidade

O índice de *mix de especialidades* (ME) construído procurou ponderar a heterogeneidade de casos nos diferentes hospitais e resultou de uma adaptação da

Quadro II
Proporção de doentes saídos, por especialidade, nos 22 hospitais

	Medicina geral	Cirurgia geral	Outra cirurgia	Obstetrícia/ginecologia	Ortopedia/fisiatria-traumatologia	Pediatria	Otorrinolaringologia	Cardiologia
Média	0,27	0,19	0,08	0,16	0,07	0,14	0,02	0,06
Desvio-padrão	0,18	0,08	0,12	0,14	0,07	0,14	0,03	0,09

Quadro III
Correlações entre proporções de doentes saídos, por especialidade, para a totalidade dos hospitais da amostra

	Medicina geral	Cirurgia geral	Outras cirurgias	Obstetrícia/ginecologia	Ortopedia e traumatologia	Pediatria	Otorrinolaringologia	Cardiologia
Medicina geral	1,0000							
Cirurgia geral	0,00703	1,0000						
Outras cirurgias	-0,10602	0,00706	1,0000					
Obstetrícia e ginecologia	-0,53392	0,29074	-0,59587	1,0000				
Ortopedia e traumatologia	-0,06652	0,04064	0,00165	-0,06530	1,0000			
Pediatria	-0,50936	-0,23142	-0,51939	0,59335	-0,16527	1,0000		
Otorrinolaringologia	0,11014	-0,25130	0,36746	-0,17650	0,17764	-0,31696	1,0000	
Cardiologia	-0,15304	-0,04438	0,47416	-0,26714	-0,37138	-0,37391	-0,15728	1,0000

Valor crítico ($p = 0,05$) $r = \pm 0,42169$.

fórmula de Hornbrook e Goldfarb (1983) e Hornbrook e Monheit (1985) para o cálculo do *case-mix*. Contudo, dado que o critério de agregação dos casos não foi o grupo de diagnóstico, mas antes a especialidade, foi necessário adaptar o indicador ao seguinte formato:

$$ME_h = \frac{\sum L_i^h P_i^h}{\sum L_i^s P_i^s} \times (100) \quad (a)$$

ME_h é o índice de *mix de especialidade* para um dado hospital h , L_i^h a demora média por especialidade i para a amostra completa, P_i^s a proporção de casos na amostra global para uma dada especialidade i e P_i^h a proporção de casos no hospital h para uma dada especialidade i . Se o valor obtido de ME_h for superior a 100, significará que o hospital presta cuidados de saúde a doentes de especialidades médicas com maiores demoras médias de internamento para uma dada amostra de hospitais de referência.

Uma vez que se procura determinar qual o número de *doentes saídos (DS)* por hospital, o ME servirá para ponderar o valor absoluto da produção dos serviços hospitalares com internamento. Assim, para tornar equiparáveis os valores de DS por hospital criou-se um valor corrigido de doentes saídos (DS^*):

$$DS_h^* = (DS_h) \times (ME_h)/100 \quad (b)$$

DS_h é o número absoluto de doentes saídos por hospital h nos diversos serviços com internamento considerados para a construção da grelha de categorias de especialidade, ME_h o *mix de especialidade* calculado para cada hospital e DS_h^* o número de doentes saídos, depois de ponderado com o índice ME_h .

Um outro indicador definido a partir das categorias de especialidade utilizadas é o da *demora média ponderada (DMP)*, que surge originalmente no trabalho de Hornbrook e Goldfarb (1983) sob a designação de *LSPOLICY* e que determina a demora média específica de um hospital, neutralizando os desvios resultantes da existência de diferentes *case-mix* em diferentes hospitais. Supõe-se que a proporção de casos se mantém constante nos hospitais de uma dada amostra e pretende-se com DMP determinar as diferenças entre hospitais exclusivamente atribuíveis à demora média dos casos:

$$DMP_h = \frac{\sum L_i^h P_i^h}{\sum L_i^s P_i^s} \times (100) \quad (c)$$

L_i^h representa a demora média de internamento por cada tipo i de caso (doente saído) em cada hospital h e P_i^h é a proporção de casos na amostra global para uma dada especialidade i , sendo o denominador semelhante ao existente em ME_h (b). DMP_h permite determinar qual seria a demora média de internamento no hospital h se nele existisse a proporção de casos da amostra s . DMP poderá apresentar valores inferiores ou superiores a 100 em cada hospital: se o hospital

h estiver a cuidar dos doentes com demoras médias de internamento superiores aos restantes hospitais da amostra s , então DMP será maior do que 100; pelo contrário, se o hospital h revelar um valor inferior a 100, poder-se-á concluir que ele consegue prestar cuidados de saúde com demoras médias de internamento inferiores aos hospitais da amostra s .

3.3. Indicadores de eficiência: conclusão

A variável dependente «eficiência técnica da actividade hospitalar de internamento» foi estudada com recurso a dois tipos de indicadores, a saber:

- i) DMP — assume-se que este resultado está correlacionado com a maioria das medidas de utilização de recursos (Pereira, 1992; Costa *et al.*, 1989; Ozcan e Luke, 1993; Hornbrook e Goldfarb, 1983);
- ii) DS^* por cama ($DS^*/cama$) — este *ratio* permite relacionar a produção com o factor «capital».

4. Resultados

Os dados relativos aos hospitais públicos foram recolhidos nas publicações da Direcção-Geral da Saúde e da DGISS do Ministério da Saúde e completados por informações pontuais de administradores dos Hospitais Egas Moniz e São Francisco Xavier. Os dados sobre o Hospital CUF foram disponibilizados pela administração desta instituição, tendo sido autorizada a consulta de estatísticas de actos assistenciais. As diferenças entre os dois grupos de hospitais públicos foram estudadas com a prova estatística *t de student* para amostras não correlacionadas e os dados do hospital privado foram comparados com cada um dos subgrupos de hospitais públicos recorrendo a uma análise de intervalos de confiança com base numa distribuição de *t de student*. Na interpretação dos resultados das provas estatísticas considerou-se que um nível de significância aceitável seria um valor de p menor ou igual a 0,05.

4.1. Variáveis de controle: lotação e *mix de especialidade (ME)*

Os hospitais centrais têm uma dimensão superior à dos hospitais distritais, pois, testando a diferença entre médias de lotação com a prova estatística *t-student* para amostras independentes, é possível recusar a hipótese nula, com $t = 2,629$ e um valor de $p = 8,257 \times 10^{-05}$ (g. l. = 19).

Recorrendo à distribuição de *t-student* para intervalos de confiança, procurou-se saber se o valor da lotação do Hospital CUF divergia significativamente dos valores médios de lotação dos hospitais centrais e distritais para um nível de significância de $p = 0,05$. Quando comparado o número de camas do Hospital

CUF ($N = 105$) com a média do número de camas dos hospitais centrais (441,80), observa-se $t = 3,827$ (g. l. = 9), com $p = 2,022 \times 10^{-03}$, concluindo-se que a lotação do Hospital CUF é significativamente inferior à média da lotação do grupo de hospitais centrais. Do mesmo modo, comparando a lotação do Hospital CUF com a lotação média dos hospitais distritais (208,27), obtém-se $t = 3,649$ (g. l. = 10), o que permite mais uma vez rejeitar a hipótese nula, com $p = 2,235 \times 10^{-03}$.

O valor de t obtido para a diferença de médias de *ME* entre os dois grupos de hospitais públicos é de $t = 3,055$ (g. l. = 19), o que permite rejeitar a hipótese nula a um nível de significância de $p = 2,261 \times 10^{-03}$, concluindo-se que a média de *ME* dos hospitais centrais é significativamente superior à dos hospitais distritais.

A comparação dos valores de *ME* do Hospital CUF com os valores médios, quer dos hospitais distritais, quer dos hospitais centrais, permite em ambos os casos rejeitar a hipótese nula. Se se comparar o valor *ME* do Hospital CUF com a média de *ME* dos hospitais centrais, obtém-se um valor de $t = -3,953$ (g. l. = 9), que, com um grau de significância de $p = 1,669 \times 10^{-03}$ permite afirmar que a média de *ME* do grupo de hospitais centrais é inferior ao valor de *ME* do Hospital CUF ($ME = 105$). Idêntica conclusão se obtém quando se compara o valor médio de *ME* dos hospitais distritais com o valor de *ME* do Hospital CUF. Neste caso, com $t = -20,521$ (g. l. = 10) e um nível de significância de $p = 8,345 \times 10^{-10}$, conclui-se que, relativamente aos hospitais distritais, o Hospital CUF tem um *ME* superior.

Finalmente, testou-se o grau de correlação entre as variáveis «lotação» e *ME* para a totalidade da amostra de 22 hospitais e os valores encontrados foram $R^2 = 0,1022$, $r = 0,3196$, com $p = 0,147$ (g. l. = 20). Podemos então concluir que não há uma correlação entre a variável independente «lotação» e a variável dependente *ME*, pois o valor encontrado não mostrou ser estatisticamente significativo.

4.2. Indicadores de eficiência técnica

4.2.1. DMP

Foi testada inicialmente a hipótese nula para a diferença entre as médias de *DMP* dos hospitais distritais e centrais. O valor de t encontrado para diferenças entre médias de grupos independentes foi $t = 0,041$, com $p = 0,484$ (g. l. = 19), pelo que o valor da diferença entre os dois grupos não atingiu um nível estatisticamente significativo, permitindo rejeitar a hipótese nula.

A comparação do valor de *DMP* do Hospital CUF com os valores médios dos hospitais centrais (*Quadro IV*) resulta num valor de $t = 3,528$ (g. l. = 9), tornando-se significativa a diferença entre a média do grupo de hospitais centrais e o valor de *DMP* do

Hospital CUF, com $p = 3,217 \times 10^{-3}$, pelo que é possível afirmar que o valor de *DMP* do Hospital CUF é significativamente inferior ao valor médio de *DMP* dos hospitais centrais. Do mesmo modo, verifica-se que o valor de *DMP* do Hospital CUF é inferior à média de *DMP* dos hospitais distritais (v. *Quadro IV*), pois $t = 4,353$ (g. l. = 10), sendo significativo, com um valor de $p = 7,188 \times 10^{-4}$.

Quanto ao nível de associação entre a *DMP* e a lotação por hospital, fez-se um teste de correlação, com a lotação a assumir o papel de variável explicativa e a *DMP* a variável dependente. Os valores de $R^2 = 0,1774$ e de $r = 0,4212$, com $p = 0,05092$ (g. l. = 20), sugerem a existência de uma correlação entre as duas variáveis para a totalidade dos 22 hospitais estudados, embora seja no limiar do nível de significância considerado aceitável.

Quadro IV
Valores de *ME*, *DMP* e lotação de cada hospital

	Lotação*	Mix de especialidade (<i>ME</i>)	<i>DMP</i>
Hospitais centrais:			
Média	441,80	107,90	85,40
Desvio-padrão	278,27	18,51	21,84
Hospitais distritais:			
Média	208,27	89,71	85,04
Desvio-padrão	93,87	6,68	18,30
Hospital CUF	105	131,04	61,03

* Fonte: Ministério da Saúde (DGFSS): ISU Hospital CUF, S. A.

4.2.2. *DS*/cama*

No *Quadro V* estão expressos os valores calculados para cada hospital, considerando o número de doentes saídos em valor absoluto e o número de doentes saídos em valor relativo. Quando *ME/100* for diferente da unidade, o valor de *DS** poderá ser maior ou menor do que o valor de *DS* bruto; por exemplo, no caso do Hospital CUF, o valor de *DS** é superior ao de *DS*, dado que *ME* é superior a 100 (v. *Quadros IV e V*).

A diferença entre médias de *DS** dos grupos de hospitais públicos distritais e centrais, com recurso ao *t* de *student* é significativa, com $t = 2.432$ (g. l. = 19) e $p = 0.0125$, pelo que o número *DS** médio dos hospitais centrais é significativamente superior ao de *DS** dos hospitais distritais. O valor de *DS** para o Hospital CUF apresenta uma diferença estatisticamente significativa em relação à média dos valores de *DS** dos hospitais centrais, com $t = 3.526$ (g. l. = 9) e $p = 3,227 \times 10^{-3}$. Nos hospitais distritais a diferença entre a média de *DS** e o valor do Hospital CUF é igualmente estatisticamente significativa, com $t = 4.585$ (g. l. = 10) e $p = 5.012 \times 10^{-4}$, podendo concluir-se que o Hospital CUF tem um menor número de *DS** do que os hospitais públicos, sejam estes centrais ou distritais.

Do tratamento estatístico do *ratio DS*/cama* não resultou uma diferença significativa entre as médias apuradas nos hospitais distritais e centrais, com $t = -1.138$ (g. l. = 19) e $p = 0.1380$. Deste modo, é possível afirmar que os hospitais distritais não têm, em média, um número de doentes saídos por cama diferente dos hospitais centrais após correcção do *DS* com o *ME*. Da comparação do valor de *DS*/cama* do Hospital CUF com a média dos hospitais centrais conclui-se que o desvio do valor do Hospital CUF é estatisticamente significativo, com $t = -2.831$ (g. l. = 9) e $p = 9.851 \times 10^{-2}$, ou seja, o número de *DS*/cama* é aparentemente maior no Hospital CUF do que nos hospitais centrais. Entretanto, a diferença entre o valor de *DS*/cama* do Hospital CUF e o valor médio de *DS*/cama* dos hospitais distritais resulta num valor de $t = -0.076$ (g. l. = 10), com $p = 0.4704$, verificando-se, assim, que o Hospital CUF não tem um número de doentes saídos por cama superior à média dos hospitais distritais aqui estudados (*Quadro VI*).

5. Discussão

O recurso a *ME* visa ponderar o peso de casos de diferentes categorias de especialidade com diferentes demoras médias de internamento por hospital. No entanto, a utilização de categorias de especialidade para a construção de um indicador de produção poder-se-á considerar menos rigorosa do que o recurso a um indicador de *case-mix* baseado em categorias de diagnóstico, mas, não estando disponível informação equiparável sobre o número de casos por categorias

Quadro V
Valores de doentes saídos* e doentes saídos após correcção com *ME*

	Doentes saídos (DS)	Doentes saídos* (DS*)	DS*/ cama
Hospitais centrais:			
Média	14 516	15 390,00	35,24
Desvio-padrão	9 676	10 067,96	4,94
Hospitais distritais:			
Média	8 649	7 759,80	39,42
Desvio-padrão	2 826	2 600,90	10,60
Hospital CUF	3 178	4 164	39,66

Quadro VI
Resumo dos resultados dos valores de *t* encontrados e respectivos níveis de significância

	Hosp. centrais vs Hosp. distritais	Hosp. centrais vs Hosp. CUF	Hosp. distritais vs Hosp. CUF
Lotação	2,629 **	3,827 **	3,649 **
<i>ME</i>	3,055 **	-3,953 **	-20,521 ***
<i>DAP</i>	0,041 n. s.	3,528 **	4,353 **
<i>DS*</i>	2,432 **	3,526 **	4,585 ***
<i>DS*/cama</i>	-1,138 n. s.	-2,831 **	-0,076 n. s.

** — nível de significância estatística para $p = 0.05$.

** — nível de significância estatística para $p = 0.01$.

*** — nível de significância estatística para $p = 0.001$.

n. s. — não foi detectada a presença de diferenças significativas.

de diagnóstico nos hospitais públicos e no Hospital CUF, optou-se por agregar os utentes dos serviços hospitalares da área do internamento por grupos de especialidades médicas. Com esta decisão corre-se o risco de nalguns casos o critério de classificação dos doentes por especialidade ser influenciado pelo modo de organização dos serviços hospitalares e não tanto pelo tipo de patologia do doente internado. Por outro lado, a metodologia utilizada é incapaz de controlar as características dos doentes, seja a idade, o sexo, a patologia, ou mesmo a complexidade da situação clínica no momento do internamento (Costa, 1991). Finalmente, dentro de uma mesma especialidade podem ter lugar intervenções terapêuticas muito diversas, com consumos e outros custos muito variados, decorrentes da existência de diferentes tipos de doentes por especialidade.

Uma segunda dificuldade à interpretação dos dados resulta da definição de *doentes saídos*, pois não foi possível diferenciar os doentes tratados dos falecidos ou dos simplesmente transferidos para outros hospitais. No entanto, a categoria *doentes saídos* é a que mais se aproxima da utilizada por Hornbrook e Goldfarb (1983), uma vez que estes autores trabalharam com a categoria *doentes internados*, independentemente de se saber se esses doentes seriam mais tarde transferidos, se morreriam ou se teriam alta para o domicílio.

A análise dos resultados de *ME* sugere que o Hospital CUF tem doentes com demoras médias de internamento superiores às dos restantes hospitais públicos estudados. Numa perspectiva estrita da eficiência técnica, verifica-se que os valores médios de *DMP* dos hospitais públicos são tendencialmente superiores aos do Hospital CUF e não diferem significativamente entre os dois subgrupos de hospitais públicos. Assim, a metodologia de investigação utilizada permite indicar que, apesar de se encontrarem no Hospital CUF doentes que exigem tempos de internamento mais prolongados, os cuidados de saúde são prestados de um modo mais eficiente do que nos hospitais públicos (centrais e distritais). Recorre-se aqui à *DMP* como indicador genérico de eficiência técnica, supondo-se que todos os hospitais estudados teriam a mesma proporção de casos e que os mais eficientes seriam aqueles hospitais que apresentassem valores mais baixos de *DMP* (Hornbrook e Goldfarb, 1983). Com esta simulação é possível observar que o Hospital CUF tem um valor de *DMP* mais baixo do que os valores médios dos hospitais centrais e distritais, donde se infere que este hospital é o mais eficiente na prestação de cuidados de saúde a doentes internados.

Os resultados de *ME* são contraditórios com os de Freund *et al.* (1985) e Ramos *et al.* (1986), que encontraram evidência de *desnatação* nos hospitais privados, onde havia maior concentração de casos com patologias menos complexas, um maior número de casos com cuidados de saúde menos dispendiosos e um maior número de casos com tempos médios de

internamento menores, o que não se verificou no caso do Hospital CUF, em que os dados indicaram que os doentes tinham tempos médios de internamentos mais prolongados do que nos hospitais públicos. A explicação para a aparente contradição poderá encontrar-se no facto de Ramos *et al.* (1986) terem recolhido os dados sobre a hospitalização privada nas entidades financiadoras de cuidados de saúde ADSE e ARS de Lisboa, enquanto, no nosso caso, os dados foram recolhidos junto do hospital privado estudado, abrangendo toda a população que foi atendida, independentemente de estar ou não coberta por um sistema de terceiro pagador.

De facto, encontramos evidência na literatura de uma associação entre o sistema de financiamento de cuidados de saúde de terceiro pagador (por exemplo, a Medicare) e um menor nível de eficiência técnica dos hospitais (Ozean e Luke, 1993). Deste modo, os hospitais privados portugueses poderão ter desenvolvido mecanismos de defesa, de que a selecção de casuística é apenas um exemplo, ou seja, sugere-se que a selecção de casuística seria um comportamento hospitalar com doentes com os cuidados de saúde pagos pela ADSE e ARS, mas que não teria expressão no conjunto dos doentes atendidos no hospital privado. O nosso estudo não responde a esta questão, mas parece justificar uma linha de investigação em que se procure responder à seguinte questão: nos hospitais privados a selecção de casuística está relacionada com o tipo de pagador dos cuidados de saúde prestados?

A inferência de que o Hospital CUF é mais produtivo do que os hospitais públicos considerados sai reforçada na análise do *ratio DS*/cama*, uma vez que, apesar de os hospitais centrais serem aqueles que têm maior número de *DS**, são igualmente os hospitais centrais que apresentam um número mais reduzido de *DS*/cama*, por contraste com o Hospital CUF e os hospitais distritais, que, apesar de terem um número menor de *DS**, têm um número de *DS*/cama* mais elevado.

Os valores médios de *DMP* e *DS*/cama* são indicativos de uma maior eficiência técnica e poderão ser justificados por uma menor dispersão de tipos de cuidados de saúde prestados nos hospitais distritais e no Hospital CUF, havendo nestes hospitais um *mix de linhas de serviços* menos amplo que resulta em ganhos de eficiência (Estaugh, 1992; Farley, 1990). Refira-se, a título ilustrativo, que nos hospitais centrais há uma maior dispersão de tipos de actos cirúrgicos praticados do que nos hospitais distritais ou no Hospital CUF.

Do tratamento estatístico da variável «lotação» foi possível retirar que os hospitais centrais têm uma lotação média superior aos hospitais distritais e estes têm, em média, um maior número de camas do que o Hospital CUF. No entanto, a partir da análise das correlações conduzidas concluiu-se que a lotação não explica as diferenças de *ME* entre hospitais e que a *DMP* tem uma correlação estatisticamente significativa

com a lotação, embora o valor da correlação obtida não seja elevado. A associação entre as variáveis *DMP* e «lotação» são concordantes com as diferenças detectadas entre hospitais, pois são os hospitais centrais que têm maior lotação no conjunto dos hospitais seleccionados para amostra e a *DMP* tende a aumentar com o crescimento do número de camas, encontrando-se aqui mais uma justificação para que se investigue se nos hospitais com maior dimensão e com maior grau de diversificação haverá tendência para os cuidados de saúde serem prestados com menor eficiência técnica.

Afirmar que o Hospital CUF tem maior eficiência técnica do que os hospitais públicos é defender um resultado contraditório com os trabalhos de Ozcan *et al.* (1992) e Ozcan e Luke (1993), ou mesmo de Freund *et al.* (1985), para quem os hospitais privados (com fins lucrativos e sem fins lucrativos) têm níveis de eficiência técnica inferiores aos dos hospitais públicos. Contudo, a extrapolação destes resultados para a realidade portuguesa não pode deixar de ter presente que em Portugal os hospitais públicos não competem entre si, estando integrados num sistema de saúde piramidal, que vai do *centro de saúde*, na sua base, ao *hospital central*, no seu topo, e que o doente tem pouca liberdade de escolha do prestador de cuidados de saúde. Assim, fica por ponderar de que modo a eficiência técnica dos hospitais públicos é influenciada pela sua integração na rede de cuidados de saúde do SNS, ela própria indutora de selecção de casuística nos hospitais públicos como se pode verificar a partir das diferenças de valores médios de *ME* obtidos nos hospitais distritais e centrais.

Por outro lado, devido à reduzida dimensão da amostra estudada, também não foi possível separar os hospitais com actividades educativas a nível graduado e pós-graduado daqueles que as não têm. Há evidência de que os hospitais onde se pratica ensino médico os custos de funcionamento são superiores devido ao *case-mix* e às necessidades específicas do ensino (Sloan *et al.*, 1983). Na realidade portuguesa, o estudo do contributo do ensino para a eficiência técnica observada teria um interesse acrescido, pois, em regra, esta formação é organizada em hospitais públicos, permitindo, assim, determinar de que modo a formação de profissionais de saúde condiciona o nível de eficiência técnica de alguns hospitais públicos.

A investigação conduzida permitiu sugerir que no Hospital CUF há uma maior eficiência técnica do que nos hospitais públicos (centrais e distritais), quando avaliada pelo *DMP* e pelo indicador *DS*/cama*, e que nos hospitais distritais há uma maior eficiência técnica do que nos hospitais centrais segundo o rácio *DS*/cama*. Assim, quando considerada a eficiência técnica medida a partir de um indicador geral (*DMP*), o tipo de proprietário do hospital surge como uma característica determinante na explicação das diferenças encontradas, mas, quando se aborda a eficiência técnica a partir de uma relação da produção com a

variável capital (*DS*/cama*), a característica dimensão hospitalar aparece como a variável mais credível para explicar as diferenças encontradas entre os diferentes tipos de hospitais. Os resultados encontrados deverão ser aferidos por outras investigações em que se alargue o âmbito da amostra estudada, de modo que sejam incluídos mais hospitais privados com fins lucrativos, em que sejam estudados igualmente os hospitais privados sem fins lucrativos e, finalmente, em que se utilize um indicador de *case-mix* baseado em categorias de diagnóstico.

□ Agradecimentos

1. Ao Prof. Vasco Reis e Dr. Carlos Costa, pelos comentários e sugestões ao manuscrito.
2. À JNICT — Junta Nacional de Investigação Científica e Tecnológica, pela atribuição de uma bolsa de mestrado ao autor deste trabalho (BM/2280/91 — RO).

□ Publicações consultadas

INSTITUTO NACIONAL DE ESTATÍSTICA
Estatísticas da saúde 1991-1992.

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS E PLANEAMENTO DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Estabelecimentos hospitalares — Portugal, 1992.

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS E PLANEAMENTO DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Normas para o planeamento de equipamentos de saúde, 1989.

DEPARTAMENTO DE ESTUDOS E PLANEAMENTO DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Elementos estatísticos saúde/91.

DIRECÇÃO-GERAL DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Indicadores estatísticos — 1992 (hospitais distritais gerais).

DIRECÇÃO-GERAL DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Indicadores estatísticos — 1992 (hospitais centrais gerais e hospitais especializados).

INSTITUTO DE GESTÃO INFORMÁTICA E FINANCEIRA DA SAÚDE DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Hospitais distritais — custos, 1992.

INSTITUTO DE GESTÃO INFORMÁTICA E FINANCEIRA DO MINISTÉRIO DA SAÚDE
Hospitais centrais gerais — custos, 1992.

□ Bibliografia

- CHASSIN, M. R., et al.
Does inappropriate use explain geographic variations in the use of health care services?
«JAMA», 13 de Novembro de 1987, vol. 258, n.º 18, pp. 2533-2537.
- COSTA, C.
A severidade da doença — identificação e caracterização de alguns sistemas de classificação.
«Revista Portuguesa de Saúde Pública», vol. 9, n.º 1, Janeiro-Março de 1991, pp. 37-44.
- COSTA, C., et al.
Relação entre as características dos doentes e o consumo de recursos num hospital.
«Revista Portuguesa de Saúde Pública», vol. 7, n.º 4, Outubro-Dezembro de 1989, pp. 27-40.
- EASTAUGH, S. R.
Hospital specialization and cost efficiency: benefits of trimming products lines.
«Hospital & Health Services Administration», 37, 2, 1992.
- ENTHOVEN, A., e KRONICK, R.
A consumer-choice health plan for the 1990's.
«The New England J. of Medicine», vol. 320, n.º 1, 1989, 29-37.
- FARLEY, D. E., e HOGAN, C.
Case-mix specialization in the market for hospital services.
«Health Services Research», 25, 5, Dezembro de 1990, pp. 757-783.
- FELDSTEIN, M. S.
Economics analysis for health service efficiency: econometrics studies of the British National Health Service, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1967.
- FREUND, D., et al.
Analysis of length-of-stay differences between investor-owned and voluntary hospitals.
«Inquiry», vol. xxii, 1985, 33-44.
- GIRALDES, M. R.
Desigualdades no financiamento de cuidados de saúde primários.
In *Desigualdades e saúde em Portugal*, coord. de João Pereira, Maria do Rosário Giraldes e António Correia de Campos, Instituto de Estudos para o Desenvolvimento, 1991, caderno 19, pp. 101-116.
- GROSSKOPF, S., e VALDAMANIS, V.
Measuring hospital performance.
«Journal of Health Economics», 1987, 6, 89-107.
- HORNBROOK, M. C., e GOLDFARB, M. G.
A partial test of a hospital behavioral model.
«Soc. Sic. Med.», 1983, vol. 17, n.º 10, pp. 667-680.
- HORNBROOK, M. C., e MONHEIT, A. C.
The contribution of case-mix severity to the hospital cost-output relation.
«Inquiry», vol. xxii, 1985, pp. 259-271.
- LONGEST, B. B.
American health policy in the year 2000.
«Hospital & Health Services Administration», 33, 4, 1988.
- MANTAS, A., et al.
Equidade e eficiência no financiamento hospitalar.
In *Desigualdades e saúde em Portugal*, coord. de João Pereira, Maria do Rosário Giraldes e António Correia de Campos, Instituto de Estudos para o Desenvolvimento, 1991, caderno 19, pp. 117-142.
- OZCAN, Y. A., e LUKE, R. D.
A national study of the efficiency of hospitals in urban markets.
«Health Services Research», 27, 6, 1993, pp. 719-739.

- OZCAN, Y. A., et al.
Ownership and organizational performance.
«Medical Care», Setembro de 1992, vol. 30, n.º 9.
- PAIVA, R. L.
Eficiência técnica e eficiência de afectação no sistema hospitalar português.
In *III Encontro da Associação Portuguesa de Economia da Saúde*, Lisboa.
- PEREIRA, J.
Economia da saúde. Glossário de termos e conceitos. Associação Portuguesa de Economia da Saúde, documento de trabalho n.º 17/93, Setembro.
- PEREIRA, J., e CAMPOS, C.
A geografia da saúde em Portugal.
In *Desigualdades e saúde em Portugal*, coord. de João Pereira, Maria do Rosário Giraldes e António Correia de Campos, Instituto de Estudos para o Desenvolvimento, caderno 19, pp. 75-100.
- RAMOS, F., et al.
O mercado hospitalar português, documento de trabalho n.º 3/86 da Associação Portuguesa de Economia da Saúde.
- RENN, S. C., et al.
The effects of ownership and system affiliation on the economic performance of hospitals.
«Inquiry», vol. xxii, 1985, pp. 219-236.
- SLOAN, F. A., et al.
Effects of teaching on hospital costs.
«Journal of Health Economics», 2, 1983, pp. 1-28.
- VALDAMANIS, V. G.
Ownership and technical efficiency of hospitals.
«Medical Care», 1990, vol. 28, n.º 6, 552-560.
- WENNBERG, J. E.
The paradox of appropriate care.
«JAMA», 13 de Novembro de 1987, vol. 258, n.º 18, pp. 2568-2569.

□ Résumé

Avec le but de rechercher l'existence d'un rapport entre le genre de propriétaire des hôpitaux et son niveau d'efficacité technique, on a choisi 22 hôpitaux de la région de Lisbonne et de la Vallée du Tage (11 hôpitaux centraux, 10 hôpitaux de la région et un hôpital prouvé de but lucratif) on a utilisé les indicateurs suivants: le temps moyen d'internation et le numéro des malades sortis par lit. Les résultats obtenus indiquent que l'hôpital privé, avec un but lucratif, a une meilleure efficacité technique que les hôpitaux publics étudiés et que l'efficacité technique sur le nombre de malades sortis par lit est plus grande dans les hôpitaux de la région que dans les hôpitaux centraux. On discute si les hôpitaux d'une dimension plus réduite ont une plus grande efficacité technique, quand on considère un indicateur pour établir un rapport direct entre la production et le capital.

□ Summary

With the purpose of searching the existence of a relationship between the kind of hospital ownership and its level of technical efficiency, 22 hospitals had been selected both in Lisbon as Tagus Valley (11 central hospitals, 10 district hospitals and 1 private hospital with a profit target), using indicators such as: average length of time for admission and number of patients who left hospital beds. The results obtained show that private hospitals with a profit target are technically more efficient than district public hospitals, while the number of patients who left hospital beds is bigger in district public hospitals than in central ones. It is up to discussion whether the outcome enable us to come to the conclusion that smaller hospitals are technically more efficient, when it is considered an indicator which clearly relates production with capital.