ANTÔNIO MARTINS CORPORATE TAX EVASION AND GOVERNMENT PERSUASION: A COMMENT ON A FISCAL MEASURE

**ELIAS SOUKIAZIS** THE CUMULATIVE GROWTH MODEL AS AN ALTERNATIVE APPROACH TO THE CONVERGENCE PROCESS: SOME THEORETICAL AND EMPIRICAL CONSIDERATIONS

PAULO TRIGO PEREIRA / JOÃO ANDRADE E SILVA SUBVENÇÕES PARA OS MUNICÍPIOS: UM NOVO MODELO DE EQUILIBRIO FINANCEIRO

ÓSCAR DOMINGOS LOURENÇO / PEDRO LOPES FERREIRA OS CUSTOS DO ENSINO MÉDICO NO HOSPITAL: UM PRIMEIRO OLHAR QUANTITATIVO

HERMANO RODRIGUES / MÁRIO RUI SILVA INOVAÇÃO E CATCHING UP NO SECTOR BANCÁRIO EM PORTUGAL

JOSÉ VEIGA TORRES A HISTÓRIA COMO HERMENÊUTICA DA IDENTIDADE HUMANA

64





# Os custos do ensino médico no hospital: Um primeiro olhar quantitativo

Oscar Domingos Lourenco / Pedro Lopes Ferreira FEUC / Centro de Estudo e Investigação em Saúde da Universidade de Coimbra

#### resumo

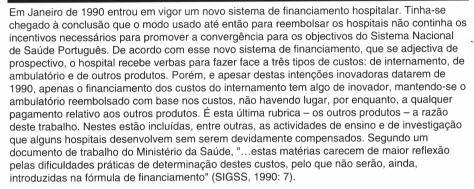
### résumé / abstract

O objectivo deste artigo é estudar o modo como as actividades de ensino que decorrem nos hospitais afectam os seus custos e, consequentemente, a relação entre esta actividade e o financiamento dos hospitais. Como metodologia de trabalho, recorremos ao desenvolvimento de um modelo econométrico, através do qual pretendemos determinar os factores que explicam os custos do hospital relativos ao internamento. Concluímos numa primeira fase que os hospitais escolares têm mais custos, uma maior demora média e um case-mix mais elevado. Quando analisamos o custo médio, considerando os custos totais directos do internamento, concluímos que o ensino tem impacto nesses mesmos custos. Por outro lado, o case-mix também demonstrou ter um grande impacto nos custos.

Cet article se propose d'étudier de quelle manière les activités d'enseignement qui se déroulent dans les hôpitaux ont une influence sur leurs dépenses et, par conséquent, sur le rapport entre ces activités et le financement des hôpitaux. Comme méthodologie de travail, nous avons eu recours au développement d'un modèle économétrique, par l'intermédiaire duquel nous prétendons déterminer les facteurs qui expliquent les coûts de l'hôpital en ce qui concerne l'hospitalisation. Dans un premier temps, nous en concluons que les hôpitaux scolaires ont des dépenses supérieures, une moyenne d'attente plus importante et un case-mix plus élevé. Lorsque nous analysons le coût moyen, au regard des coûts totaux directs de l'hospitalisation, nous en concluons que l'enseignement a un impact sur ces mêmes coûts. Par ailleurs, il s'est également avéré que le case-mix avait un grand impact sur lesdits coûts.

This paper aims at studying how the teaching activities running in the hospitals affect their costs and, consequently, the relationship between this activity and the hospital financing. Methodologically speaking, we developed an econometric model to detect the factors that explain the hospital costs with the inpatients. At a first glance, we concluded that teaching hospitals have higher costs, a higher average length of stay and a higher case-mix. When the average cost was analysed, taking into account the total direct costs of inpatients, we found that the teaching activities have an impact on these costs. On the other hand, the case-mix also revealed a large impact on these costs.

## 1. Introdução<sup>1</sup>



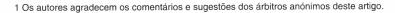
Apesar do desconhecimento dos custos do ensino e da investigação que decorrem nos hospitais públicos portugueses, o Instituto de Gestão Informática e Financeira da Saúde (IGIFS) reconhece a eventual necessidade de atribuição de uma verba extra aos hospitais escolares que cubra os custos indirectos do ensino, por uma questão de equidade no financiamento dos hospitais e para incentivar estes agentes a prestarem serviços de ensino de qualidade, para além da prestação dos cuidados médicos. Corroborando esta opinião e provando-se que o ensino médico é um custo, também nós defendemos que os hospitais escolares deveriam receber um financiamento extra, igual aos custos com a produção de ensino ou em função de alguma medida dessa mesma produção. Para o fazer é então necessário saber qual o custo das actividades de ensino, objectivo deste trabalho.

A questão base tem sido amplamente estudada e debatida a nível internacional, nomeadamente nos Estados Unidos e no Reino Unido. Alguns estudos têm tido como objectivo principal verificar se o ensino médico a decorrer nos hospitais escolares é ou não um custo extra (Anderson e Lave, 1986; Butler, 1995; Lopez e Saez, 1999; Rogowsky e Newhouse, 1992). Em todos estes estudos, os autores concluíram - e concordam nesse ponto - que o ensino médico nos hospitais escolares apresenta um custo adicional. No entanto, quando se passa para a área das conclusões sobre o montante desses custos, não existe consenso.

As razões normalmente apontadas para que o ensino médico nos hospitais seja um custo são de vária ordem. Argumenta-se que são pedidos mais meios auxiliares de diagnóstico, que os hospitais escolares dispõem de tecnologia de ponta, que os médicos tendem a fazer diagnósticos mais precisos, que pode verificar-se uma baixa de produtividade de médicos e enfermeiros que têm funções de ensino, que os hospitais escolares têm de ter um espaço dedicado ao ensino e, finalmente, que poderá existir um maior consumo de material clínico.

O enorme interesse neste assunto compreende-se muito rapidamente se atentarmos que em ambos os países atrás referenciados o modelo de financiamento dos hospitais escolares compreende pelo menos duas rubricas: uma que se destina a cobrir os custos do tratamento aos doentes e uma outra destinada a cobrir os custos indirectos do ensino. Nos Estados Unidos, os políticos decidiram atribuir um subsídio extra aos hospitais escolares, o que actualmente envolve verbas na ordem dos dois biliões de dólares americanos (Anderson e Lave, 1986, Rogowski e Newhouse, 1992). Também no Reino Unido os hospitais escolares são financiados com um subsídio extra que se destina a cobrir os custos do ensino médico.

Nos dois casos atrás referidos, para justificar a atribuição desse subsídio extra aos hospitais escolares, os políticos tiveram necessidade de ter argumentos que lhes permitisse justificar o porquê dessa decisão, bem como justificar o montante do mesmo. Esse apoio, em ambos os







casos, foi encontrado através da realização de estudos e análise de modelos econométricos com o objectivo de determinar o custo extra das actividades de ensino.

De seguida, iremos discutir o conceito de hospital escolar e a sua definição e apresentaremos a metodologia usada, assim como os hospitais que se enquadram nessa definição. Após a escolha dos métodos de trabalho faremos uma análise e uma interpretação dos dados, ao que se segue uma discussão dos resultados obtidos, terminando com uma enumeração das conclusões a que este trabalho nos permitiu chegar.

#### 2. O conceito de hospital escolar

É objectivo deste estudo a análise comparada dos custos entre hospitais escolares e não escolares. Porém, o conceito de hospital escolar continua por definir e mesmo quando está definido na literatura, não o está de uma forma homogénea. No nosso caso o critério que nos vai permitir definir hospital escolar é a existência de actividades de ensino médico. Porém a formação médica que se processa nos hospitais pode ser decomposta em dois níveis: a formação pré-graduada, considerando que se encontram neste tipo de formação todos os indivíduos que frequentam um dos primeiros seis anos de um curso de medicina e a formação pós-graduada, nomeadamente a formação dos internatos, geral e complementar.

Neste estudo consideramos como hospital escolar aquele hospital que possui formação prégraduada. Esta escolha justifica-se recorrendo a uma teoria de Becker (1964) que trata dos
estágios e estagiários em geral (Becker, 1964), segundo a qual o estagiário suporta o custo total
da sua educação, aceitando um salário mais baixo que o valor da sua contribuição marginal para
a receita da firma e, se isto de facto acontece, então os custos da firma deveriam ser os
mesmos, tivesse essa firma estagiários ou não. Aplicando estes argumentos ao ensino médico
existente nos hospitais podemos concluir que os formandos do internato geral e complementar,
tendo já conhecimentos teóricos, no caso dos primeiros, e teóricos e práticos no caso dos
segundos, contribuem positivamente para o processo de produção do hospital, não
apresentando custos adicionais. Pelo contrário, os alunos pré-graduados, não tendo qualquer
tipo de autonomia, ainda poucos conhecimentos teóricos de Medicina e nenhuma prática, não
contribuem para a produção do hospital, podendo então o seu processo de ensino apresentar

| Universidade de Coimbra       |                                      |
|-------------------------------|--------------------------------------|
| Faculdade de Medicina         | Hospitais da Universidade de Coimbra |
|                               | Centro Hospitalar de Coimbra         |
| Universidade de Lisboa        |                                      |
| Faculdade de Medicina         | Hospital de Santa Maria <sup>1</sup> |
| Universidade Nova de Lisboa   |                                      |
| Faculdade de Ciências Médicas | Hospital Egas Moniz <sup>1</sup>     |
|                               | Hospital Pulido Valente              |
|                               | Hospital de São Francisco Xavier     |

Hospital de São João

Hospital Geral de Santo António<sup>2</sup>

Abel Salazar

Faculdade de Medicina

Instituto de Ciências Biomédicas de

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Estes hospitais não entraram no presente estudo por não existirem, na altura da recolha da informação, dados individualizados sobre este tipo de custos.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Decreto-Lei 311/94, de 21 de Dezembro

custos. Em resumo, consideramos hospitais escolares os hospitais onde existe formação pré--graduada, tendo para isso de existir uma ligação institucional com uma Faculdade de Medicina.



Assim, de acordo com a Portaria n.º 219/91 de 16 Março e o Decreto-Lei n.º 311/94 de 21 de Dezembro, os hospitais apresentados no Quadro 1 estão articulados institucionalmente com Faculdades de Medicina, pelo que serão considerados escolares.

# 3. Material e métodos

Apresentemos agora a metodologia usada para testar a hipótese em estudo. Recordamos que se pretende verificar se o ensino médico pré-graduado tem custos para o hospital, ou posto de outro modo, se os hospitais escolares têm mais custos que os hospitais não escolares, e caso se confirme essa mais elevada estrutura de custos, se estes podem ou não ser imputados às actividades de ensino.

A questão formulada desta maneira, e analisada superficialmente, pode parecer ter uma resposta muito simples. A questão é que, quando se pensa em termos de custos<sup>2</sup> e na determinação dos custos de um produto em particular, somos imediatamente levados a pensar que um contabilista, com as suas técnicas de trabalho, resolveria o problema calculando os custos desse produto. Se assim fosse, a verificação da nossa hipótese não apresentaria quaisquer problemas. O que tinha de se fazer para a verificar, era pedir ao responsável pela contabilidade analítica do hospital para calcular os custos, unitários ou não, do produto ensino. No entanto, este procedimento para a verificação da hipótese, não é exequível, pois "cuidados médicos, ensino e investigação são produzidos conjuntamente nos hospitais escolares e não existe uma maneira precisa de identificar o tempo e o custo para a produção de cada um" (Sloan et al., 1983: 1-2). Citando ainda outro autor relativamente a esta questão, Hadley afirma que "a junção da produção de ensino e de cuidados médicos tornam qualquer abordagem contabilística da afectação de custos completamente arbitrária" (Hadley, 1983: 77). Podemos assim concluir que a produção de cuidados médicos e a produção de ensino, são duas actividades desenvolvidas num processo comum, resultando daí a existência de custos comuns, que não podem ser afectados de um modo preciso e objectivo aos produtos responsáveis pela sua ocorrência. A metodologia alternativa para medir os custos do ensino é estimar, usando métodos econométricos, uma relação entre custos e as variáveis que os determinam.

Assim, alguns autores chamam função custo a essa relação estimada. Evans (1971), por exemplo, refere que apenas podemos interpretar os resultados empíricos obtidos como meras relações custo-output "comportamentais", descritivas do modo como os hospitais se comportaram no ano a que dizem respeito os dados.

Passemos então a expor brevemente os modelos alternativos que vamos usar para testar a hipótese. Como variável dependente usamos o custo médio (CMC), pois a sua utilização, ao reduzir a variância da variável dependente, vai diminuir a possibilidade de existência de heterocedasticidade. Este tem sido um procedimento que a generalidade dos autores segue quanto efectua estudos semelhantes: em vez de estimarem uma função custo total estimam uma função custo médio.

Na sequência deste procedimento, para calcular o valor da variável dependente, dividimos os custos totais do internamento de cada hospital pelo respectivo número de doentes. No entanto, neste trabalho considerámos dois tipos de custos médios, conforme se pode observar no Quadro 2.

<sup>2</sup> Estamos a pensar em termos de custos contabilisticos e não em custos económicos e, muito menos, em termos de custos para os doentes.

| 6 | 3 | ٤ | 3 |  |
|---|---|---|---|--|
| 6 | 3 | ζ | ) |  |



| Quadro 2 - Varáveis dependentes usadas |   |      |  |  |
|--|---|------|--|--|
| Variável dependente                    | Custo total utilizado   | Ano  |  |  |
| СМТ                                    | Custo médio, considerando os custos totais no serviço de internamento   | 1994 |  |  |
| CMD                                    | Custo médio, considerando os custos directos no serviço de internamento | 1994 |  |  |

A razão principal por que usámos estes dois tipos de custo médio é por não dispormos de uma variável totalmente fiável que indique os custos totais do internamento.

Analisaremos agora as variáveis com as quais vamos tentar abrir um pouco a "caixa negra" dos custos hospitalares. Como referem Anderson e Lave (1986), Butler (1995), Evans (1971), Dor e Farley (1996), os custos do hospital dependem de um conjunto de factores, divididos em três grupos: factores de output (tipo e volume de doentes), factores estruturais (tamanho do hospital, intensidade de utilização das instalações, presença ou ausência de ensino e/ou investigação) e outros factores (poder de mercado do hospital, preços dos factores de produção, localização do hospital). Deste modo, as variáveis explicativas a usar neste estudo são aquelas que operacionalizam estes factores explicativos dos custos. Por outro lado, e para além dos factores referidos, existem outros que influenciam os custos do hospital, nomeadamente a qualidade dos cuidados prestados e a complexidade ou gravidade dos casos tratados. Devido a problemas em operacionalizar estes factores não os vamos considerar.

Conforme se pode ver no Quadro 3, como variável representante dos factores de output explicativos dos custos do hospital, vamos usar a variável índice *case-mix* (ICM).

| ipo de factor | Código da<br>variável | Descrição                               |
|---------------|-----------------------|---|
| Output        | ICM                   | Índice case-mix                         |
|               | LOT                   | Lotação do hospital                     |
|               | NCA                   | Número de camas por ano                 |
| Estrutural    | ROT                   | Rotação de doentes por ano              |
|               | DM                    | Demora média                            |
|               | TXO                   | Taxa de ocupação                        |
|               | ESC                   | 1 se hospital escolar; 0 caso contrário |

Para medir o tamanho do hospital, usamos a lotação (**LOT**). Pode-se argumentar, em termos teóricos, que esta variável é uma medida imperfeita do tamanho, porque dois hospitais com o mesmo número de camas podem diferir muito noutro equipamento e/ou em outros factores fixos (Butler, 1995). Apesar desta crítica, a lotação tem sido a variável mais usada para medir o tamanho do hospital, não vislumbrando uma melhor alternativa. Para medir a intensidade de utilização das instalações usámos várias variáveis, nomeadamente:

**ROT**ação 
$$(ROT = \frac{ND}{LOT})$$

[7]

**D**emora **M**édia 
$$(DM = \frac{DI}{ND})$$

TaXa de Ocupação 
$$(TXO = \frac{DI}{NCA})$$

onde ND representa o **N**úmero de **D**oentes saídos por ano, DI o número de **D**ias de Internamento por ano.

De notar que a maneira como estas variáveis se relacionam entre si afecta o modo de integrar estas medidas numa equação de regressão. Note-se que a variável ROT, além de ser calculada de acordo com a equação [2], pode ainda ser relacionada com as variáveis TXO e DM do seguinte modo,

$$ROT = \frac{TXO}{DM} \times 365$$
 [5]

Assim, como é evidente de [2], fixada a lotação, um aumento em ND, faz aumentar ROT. Da equação [5], este aumento em ROT provoca um aumento em TXO, ou uma diminuição em DM, ou alguma combinação dos dois efeitos. É possível que o custo marginal de tratar um doente adicional seja diferente, caso o hospital, para acomodar esse doente adicional, decida diminuir a demora média ou aumentar a taxa de ocupação.

De entre os factores estruturais, existe ainda um outro factor que influencia os custos dos hospitais: a presença de actividades de ensino. Para incluir numa equação de regressão este factor explicativo dos custos, temos em primeiro lugar de definir o conceito de produto das actividades de ensino, e isto é um desafio complicado. Uma medida da produção do ensino médico que imediatamente nos pode parecer viável, e operacionalizável é o número de indivíduos em formação durante um determinado período de tempo. Também aqui a informação disponível é escassa pois se, por um lado o consumo dos recursos pelos alunos não é uniforme, uma mesma Faculdade pode ter alunos em vários hospitais. Por esta razão optámos pela inclusão de uma variável binária ESC, com o valor 1 se o hospital for considerado como escolar e 0, no caso contrário. Uma desvantagem deste modo de proceder é que não se consegue medir o impacto nos custos de diferentes níveis de ensino assumindo-se implicitamente que a presença de ensino tem um impacto uniforme nos custos dos hospitais, independentemente da sua intensidade.

Quanto ao último grupo de factores que normalmente é tido em conta em estudos de análise de custos – os preços dos factores de produção, o poder de mercado do hospital e a sua localização – não os vamos considerar, pois pensamos que na nossa realidade estes factores não são decisivos para a explicação dos custos hospitalares.

Depois de definidas as variáveis, temos agora de desenvolver a forma funcional da equação de regressão. Vamos dar importância às especificações que a seguir se apresentam, pois são estas as que têm sido mais utilizadas pela generalidade dos autores no estudo dos factores explicativos dos custos do hospital.

$$\mathsf{CMC} = \beta_0 + \beta_1 I C M + \beta_2 \left( \frac{365}{\mathsf{ROT}} \right) + \beta_3 \left( \frac{365 \mathsf{NCA}}{\mathsf{ROT}} \right) + \beta_4 \mathsf{DM} + \beta_5 \mathsf{LOT} + \beta_6 \mathsf{LOT}^2 + \beta_7 \mathsf{ESC} + \varepsilon \tag{6}$$

$$\mathsf{CMC} = \beta_0 + \beta_1 ICM + \beta_2 TXO + \beta_3 DM + \beta_4 \mathsf{LOT} + \beta_5 \mathsf{LOT^2} + \beta_6 \mathsf{ESC} + \varepsilon$$



$$\mathsf{CMC} = \beta_0 + \beta_1 \mathsf{ICM} + \beta_2 \mathsf{ROT} + \beta_3 \, \mathsf{ROT}^2 + \beta_4 \mathsf{LOT} + \beta_5 \mathsf{LOT}^2 + \beta_6 \mathsf{ESC} + \varepsilon \tag{8}$$

$$CMC = \beta_0 + \beta_1 ICM + \beta_2 ROT + \beta_3 ROT^2 + \beta_4 LOT + \beta_5 ESC + \varepsilon$$
 [9]

A diferença fundamental entre as especificações atrás apresentadas é com o modo como inserem as variáveis de actividade, nomeadamente, ROT, TXO e DM. Devido a isso, a interpretação a dar aos parâmetros associados a essas variáveis difere de equação para equação. Para uma explicação detalhada do significado dos parâmetros de cada uma das especificações alternativas, consultar Lourenço (1996).

De todos os parâmetros presentes nas equações, vamos dar mais importância àquele ligado à variável que representa o efeito do ensino (ESC) e ao que está ligado à variável ICM. Quanto ao sinal desses dois parâmetros, esperamos que o associado à variável ESC tenha um valor positivo, pois de acordo com a literatura publicada nesta área, o ensino é um factor que aumenta os custos dos hospitais. Quanto ao parâmetro associado à variável, ICM, espera-se que, mantendo tudo o resto constante, o seu impacto no CMC seja positivo, ou seja, um aumento no ICM fará aumentar o CMC. Notar que o ICM é uma medida relativa do consumo de recursos, e quanto maior for o ICM de um dado hospital, maior será a seu consumo de recursos no tratamento dos doentes.

# 4. Análise e interpretação dos resultados

No Quadro 4 apresentamos o valor de algumas estatísticas univariadas calculadas sobre as variáveis custo médio, número de doentes, demora média, taxa de ocupação, rotação, tamanho do hospital e índice *case-mix*. Observamos desde já que para o ano de referência deste estudo, dispomos de dados relativos a 43 hospitais, estando representados hospitais especializados, centrais e distritais.

Começamos por notar que o custo médio, é mais elevado nos hospitais escolares do que nos não escolares, notando que essa diferença é estatisticamente significativa. Essa diferença é de 159 contos para CMT e de 110 contos para CMD. Em termos de percentagens, CMT é 72,5% mais elevado para hospitais escolares do que para hospitais não escolares e CMD de 90.5%.

Quanto ao outro tipo de variáveis, os hospitais escolares tratam em média muito mais doentes (ND) que os não escolares, facto que não é de admirar pois a sua lotação (LOT) também é maior. Quanto à demora média (DM), também aqui os hospitais escolares têm um valor mais elevado; em média estes apresentam um valor de 8,9 dias, enquanto os não escolares um valor de 7,6 dias, sendo esta diferença estatisticamente significativa ao nível de 5%. Quanto às variáveis que medem o nível de utilização das instalações (TXO, ROT), não se encontraram diferenças estatisticamente significativas aos níveis convencionais. Por fim, quanto ao índice case-mix (ICM), os hospitais escolares apresentam um case-mix médio mais elevado, porém a diferença não é estatisticamente significativa.

Passemos agora à utilização de modelos estatísticos mais elaborados para reduzir um eventual efeito de selecção, nomeadamente o modelo de regressão linear atrás referido. Analisámos um conjunto de regressões, nas quais usámos CMT como variável dependente e começámos por averiguar se a variável ESC explica CMT. Os resultados dessa equação de regressão encontram-se na coluna I do Quadro 5.

A equação I mostra-nos que a variável ESC explica apenas 9,1% da variância de CMT. O parâmetro associado a esta variável apresenta um valor positivo estatisticamente significativo. No entanto não devemos necessariamente daqui inferir que o ensino é um custo para o hospital, pois estamos a omitir variáveis importantes para a explicação de CMT, o que vem enviesar o

| Quadro 4 - E | Estatísticas univ | variadas de variáve    | is de custo | , de output e de est        | rutura |
|--------------|-------------------|------------------------|-------------|-----------------------------|--------|
|              |                   | is escolares<br>N = 5) |             | s não escolares<br>(N = 38) |        |
|              | Média             | Desvio Padrão          | Média       | Desvio Padrão               | р      |
| CMT          | 377,7             | 160,0                  | 219,0       | 145,0                       | < 0,01 |
| CMD          | 231,3             | 106,3                  | 121,4       | 56,4                        | < 0,01 |
| ND           | 21711             | 13096                  | 10175       | 5339                        | < 0,05 |
| DM           | 8,9               | 2,8                    | 7,6         | 2,9                         | < 0,01 |
| TXO          | 0,85              | 0,03                   | 0,79        | 0,13                        | ns *   |
| ROT          | 40,2              | 20,6                   | 41,4        | 12,3                        | ns *   |
| LOT          | 600               | 429                    | 250         | 141,4                       | < 0,05 |
| ICM          | 1,219             | 0,190                  | 0,986       | 0,297                       | ns     |



Fontes: Relatório de Orçamento e Contas do SNS -IGIFS

Base de dados fornecida pelo IGIFS

ns - não significativo

A unidade dos valores de custos é milhares de escudos.

| Quadro 5 - Resultados de várias regressões, com CMT variável dependente |                    |                     |                                  |                                  |                                 |                     |
|---|--------------------|---------------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|---------------------|
| Equação<br>Var. Independente  | 1                  | II                  | III                              | IV                               | V                               | VI                  |
| Constante   | 218,99<br>(9,21**) | -245,2<br>(-7,80**) | -216,0<br>(-4,60**)              | -313,8<br>(-5,20**)              | -639,6<br>(-6,30**)             | -627,7<br>(-6,10**) |
| ESC   | 158,7<br>(2,27*)   | 14,6<br>(0,51)      | 0,1<br>(5x10 <sup>-3</sup> )     | -0,4<br>(-0,01)                  | 36,5<br>(1,23)                  | 36,4<br>(1,20)      |
| ICM   |                    | 470,9<br>(15,6**)   | 560,5<br>(13,9**)                | 571,0<br>(13,3**)                | 557,5<br>(15,15**)              | 555,4<br>(14,82**)  |
| DM  |                    |                     | -3,5<br>(-0,51)                  | -12,4<br>(-2,80*)                |                                 |                     |
| TXO   |                    |                     |                                  | 40,9<br>(0,62)                   |                                 |                     |
| ROT   |                    |                     |                                  |                                  | 13,0<br>(3,90**)                | 13,8<br>(4,12**)    |
| ROT <sup>2</sup>  |                    |                     |                                  |                                  | -0,1<br>(-3,78**)               | -0,13<br>(-4,00**)  |
| (365/ROT)   |                    |                     | -10,9<br>(-2,50*)                |                                  |                                 |                     |
| (365 <sup>2</sup> *LOT)/ROT   |                    |                     | 8,4x10 <sup>-4</sup><br>(1,81)   |                                  |                                 |                     |
| LOT   |                    |                     | -0,2<br>(-0,89)                  | 0,2<br>(1,76)                    | 0,1<br>(0,87)                   | -0,05<br>(-1,18)    |
| LOT2  |                    |                     | -1,6x10 <sup>-4</sup><br>(-2,00) | -1,5x10 <sup>-4</sup><br>(-1,88) | -11x10 <sup>-4</sup><br>(-1,54) |                     |
| R <sup>2</sup> ajustado   | 0,091              | 0,867               | 0,906                            | 0,891                            | 0,905                           | 0,902               |
| F   | 5,1*               | 138,0**             | 58,6**                           | 58,2**                           | 68,1**                          | 78,4**              |

<sup>\*</sup> Significativo ao nível de 5% (p<0,05)

Nota: As colunas III, IV, V e VI correspondem, respectivamente às equações [6], [7], [8] e [9]

<sup>\*</sup> Teste bilateral de diferença de médias. Todos os outros testes são unilaterais, testando a hipótese de a média da variável relativa aos hospitais escolares ser maior que a relativa a hospitais não escolares.

<sup>\* \*</sup> Significativo ao nível de 1% (p<0,01)



valor do parâmetro da variável ESC. Note-se que, ao introduzir a variável ICM na equação de regressão (equação II), a variância explicada da variável dependente passa a ser 86,7% e o valor da estatística F é muito elevado e estatisticamente significativo, pelo que podemos rejeitar a hipótese de que os coeficientes de todas as variáveis explicativas sejam nulos. Note-se que o parâmetro associado à variável ESC, passou de um valor de 158,7 para 14,6, passando a ter associado uma estatística t com valor pequeno não significativo, o que significa que não se pode rejeitar a hipótese de o parâmetro ser nulo. Não vamos analisar qualquer outra regressão em pormenor, vamos apenas destacar os seguintes aspectos mais relevantes:

- A variável ICM é, em todas as equações, estatisticamente significativa, apresentando sinal positivo, o que está de acordo com o esperado.
- A variável ESC, não apresenta significância estatística em nenhuma das equações alternativas. Observamos ainda que, dependendo da forma funcional da equação de regressão, o sinal e a magnitude do parâmetro associado a ESC muda radicalmente, apresentando assim grande instabilidade, não se podendo concluir nada acerca do impacto do ensino nos custos.

Passemos agora à análise do segundo conjunto de regressões alternativas usando CMD como variável dependente (Quadro 6). É evidente que o valor desta variável está longe dos reais custos com o internamento. No entanto foi usada, pois é possível ser medida de uma forma mais homogénea e rigorosa nos diversos hospitais.

| Equação I II III IV V        |                    |                     |                                  |                                 |                                  |                    |
|------------------------------|--------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|--------------------|
| Equação<br>Var. Independente |                    | II                  | III                              | IV                              | V                                | VI                 |
| Constante                    | 121,4<br>(11,88**) | -69,19<br>(-4,15**) | -65,40<br>(-2,28*)               | -92,4<br>(-2,7**)               | -91,03<br>(-1,51)                | 27,01<br>(-1,12**) |
| ESC                          | 109,8<br>(3,66**)  | 50,64<br>(3,37**)   | 52,70<br>(3,09**)                | 52,14<br>(3,01**)               | 62,01<br>(3,52**)                | 58,79<br>(4,00**)  |
| ICM                          |                    | 193,40<br>(16,15**) | 164,40<br>(6,70**)               | 169,20<br>(6,9**)               | 183,61<br>(8,41**)               | 169,92<br>(9,26**) |
| DM                           |                    |                     | 4,83<br>(1,18)                   | 3,60<br>(1,46)                  |                                  |                    |
| TXO                          |                    |                     |                                  | -1,09<br>(-0,02)                |                                  |                    |
| ROT                          |                    |                     |                                  |                                 | 1,51<br>(0,80)                   | 2,04<br>(1,02)     |
| ROT <sup>2</sup>             |                    |                     |                                  |                                 | -0,02<br>(-1,20)                 | -0,01<br>(-2,33*)  |
| (365/ROT)                    |                    |                     | -2,76<br>(-1,40)                 |                                 |                                  |                    |
| (365 <sup>2</sup> *LOT)/ROT  |                    |                     | 3,7x10 <sup>-5</sup><br>(1,31)   |                                 |                                  |                    |
| LOT                          |                    |                     | -0,04<br>(-0,33)                 | 0,11<br>(1,85)                  | 0,08<br>(1,35)                   | -0,01<br>(-0,28)   |
| LOT2                         |                    |                     | -9,2x10 <sup>-5</sup><br>(-1,90) | 8,7x10 <sup>-5</sup><br>(-1,83) | -7,4x10 <sup>-5</sup><br>(-1,60) |                    |
| R <sup>2</sup> ajustado      | 0,228              | 0,827               | 0,840                            | 0,836                           | 0,847                            | 0,844              |
| F                            | 13,4**             | 101,70**            | 32.60**                          | 36.70**                         | 39.90**                          | 77,13**            |

<sup>\*</sup> Significativo ao nível de 5% (p<0,05)

Nota: As colunas III, IV, V e VI correspondem, respectivamente às equações [6], [7], [8] e [9]

<sup>\* \*</sup> Significativo ao nível de 1% (p<0,01)

Tal como no caso anterior, também aqui começámos por estimar uma equação muito simples (equação I) na qual se faz depender CMD apenas da variável independente que mais nos interessa, ESC. Como se vê, os resultados econométricos obtidos são semelhantes aos encontrados atrás, pois de acordo com o apresentado na coluna I do Quadro 6, a presença de ensino explica muito pouco da variância de CMD, apenas 22,8%. Ainda assim o teste estatístico para avaliar a significância desta variável revela que ela é estatisticamente significativa. Então, de acordo com este resultado, verifica-se existir uma tendência para que o ensino seja um factor que faz aumentar os custos dos hospitais. Porém, tal como já referimos atrás, não devemos dar importância exagerada a este resultado, pois a equação de regressão ainda omite variáveis independentes relevantes.

Analisemos agora os modelos que em nossa opinião são mais apropriados para explicar a variável CMD. Como se vê, as regressões III, IV, V e VI correspondem respectivamente às especificações apresentadas nas equações 6, 7, 8 e 9. Destas quatro regressões, aquela que explica mais da variância de CMD, é a regressão V, explicando 84,7% da variância total. No entanto, dos sete parâmetros estimados, apenas dois são significativamente diferentes de zero, tal como nos indica o valor da estatística t, que se encontra entre parêntesis. O mesmo acontece com as restantes regressões alternativas apresentadas no Quadro 6. Apesar disto, todos os modelos apresentam significância global elevada e estatisticamente significativa ao nível de 0.01.

Passemos à análise e interpretação dos parâmetros que mais nos interessam, o parâmetro associado à variável ESC e o associado à variável ICM. Vamos omitir a interpretação dos restantes parâmetros, pois eles não contribuem para o objectivo do trabalho. O sinal do parâmetro associado à variável ESC é o que esperávamos encontrar, ou seja, sinal positivo, indicando que a presença de ensino é um factor que faz aumentar o custo médio dos hospitais escolares. De acordo com o seu valor, e na ausência de problemas econométricos, cada doente tratado num hospital escolar custa em média mais 50 ou 60 contos que o mesmo doente tratado num hospital não escolar.

Continuando a análise das equações, tal como esperávamos, a variável ICM exerce uma influência positiva em CMD. De resto este resultado não é surpreendente, pois toda a literatura desta área conclui que o *case-mix* é um factor que explica uma grande percentagem da variação dos custos dos hospitais. De adiantar ainda que o teste t realizado para o parâmetro associado a ICM é estatisticamente significativo. Relativamente ao impacto desta variável nos custos, notar que a equação II apresentada no Quadro 6, tendo apenas duas variáveis explicativas, perde apenas cerca de 2% de poder explicativo da variável CMD, relativamente às especificação que dissemos serem as preferíveis. Assim, e em sintonia com as conclusões tiradas em estudos de análise da estrutura de custos dos hospitais, verifica-se que o *case-mix* é um factor que tem um grande impacto. Dos resultados globais obtidos, arriscamos ainda a hipótese de que os factores estruturais não contribuírem para explicar CMD, pois os parâmetros associados às variáveis operacionalizadoras destes factores não apresentam significância estatística.

Por fim, há dois aspectos que devem preocupar qualquer investigador que utilize modelos de regressão linear. São eles a multicolinearidade e a heterocedasticidade. Relativamente ao primeiro aspecto, e face aos resultados das regressões efectuadas, detectámos sempre um bom ajustamento aos dados, um R² ajustado de aproximadamente 83%, um bom nível de significância global estatisticamente significativo, ao mesmo tempo que grande parte dos parâmetros não significativamente diferentes de zero, o que poderá eventualmente ser indiciador de multicolinearidade. Para tentar concluir acerca da presença deste problema, retirámos das equações a variável LOT e efectuámos novas regressões. Os resultados obtidos foram semelhantes. Outra forma utilizada para verificar a existência de multicolinearidade foi proceder a novas estimações retirando da amostra 4 ou 5 observações (cerca de 10%). Os resultados permaneciam idênticos, bem como o valor dos parâmetros, o que não evidenciava em princípio a presença de multicolinearidade. Procedemos deste modo porque sabemos que na presença de multicolinearidade imperfeita, a variância dos estimadores





é muito elevada, sendo então o valor dos parâmetros muito sensível a pequenas alterações na amostra.

Um outro pressuposto que na estimação de modelos econométricos o método dos Mínimos Quadrados Ordinários deve também verificar é o da homocedasticidade. A análise critica deste pressuposto é particularmente importante em estudos transversais, principalmente quando as entidades em estudo apresentam valores muito diferentes em algumas características estudadas. No caso concreto deste estudo, sabendo que os hospitais Portugueses são entidades muito heterogéneas relativamente a muitos aspectos, testámos a existência de homocedasticidade.

Em relação às estimações III, IV, V e VI apresentadas no Quadro 5 o teste de Breusch e Pagan (1979), fornece-nos os valores indicados no Quadro 7 a seguir.

| Quadro 7 – Valores do teste de homocedasticidade de Breusch e Pagan para CMT |                 |                 |                |                |  |  |
|--|-----------------|-----------------|----------------|----------------|--|--|
| Equação  | III .           | IV              | V              | VI             |  |  |
| Valor da estatística (p)   | 4,12<br>(0,042) | 3,64<br>(0,056) | 3,41<br>(0,65) | 2,74<br>(0,98) |  |  |

Estes resultados não nos permitem ser conclusivos na rejeição da hipótese de homocedasticidade, dando-nos alguma garantia de que as regressões efectuadas são válidas.

No entanto em relação às estimações III, IV, V e VI apresentadas no Quadro 6, onde a variável dependente é CMD a situação é diferente. De facto, o mesmo teste fornece-nos os valores do Quadro 8.

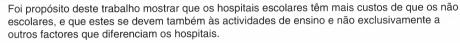
| Quadro 8 – Valores do teste de homocedasticidade de Breusch e Pagan para CMD |        |        |        |        |  |
|--|--------|--------|--------|--------|--|
| Equação  | III -  | IV     | V      | VI     |  |
| Valor da estatística   | 6,66   | 5,70   | 6,17   | 4,97   |  |
| (p)  | (0,01) | (0,02) | (0,01) | (0,03) |  |

Relativamente a estes resultados a hipótese de homocedasticidade é rejeitada. Assim, a inferência estatística realizada para os estimadores obtidos para estas regressões pode ser posta em causa, obrigando-nos ao cálculo de novas estimativas para as variâncias dos estimadores de mínimos quadrados. Deste modo usando as estimativas obtidas pelo procedimento de White seríamos forçados a considerar a variável ESC como não estatisticamente significativa, o que contradiz resultados anteriores.

No entanto quer o teste de homocedasticidade quer os estimadores de White têm também eles pressupostas para a sua aplicação e fiabilidade. Ambos apenas são válidos assimptoticamente, o que no caso deste estudo em que estamos a usar uma amostra de tamanho 43 também pode ser posto em causa a sua validade (Greene, 2000).

Em resumo, uma abordagem mais exigente dos aspectos técnicos subjacentes ao problema que motivou este estudo levar-nos-ia a não poder replicar na realidade portuguesa estudos realizados noutros países. Assim, ou somos "puristas" e não podemos retirar qualquer conclusão do estudo ou aceitamos que alguns dos pressupostos sejam relaxados e podemos chegar a algumas conclusões que necessitam contudo de ser analisadas com cuidado.

#### 5. Conclusões



Em média os hospitais escolares apresentam maiores custos que os hospitais não escolares. Vimos ainda que estas diferenças eram estatisticamente significativas aos níveis de 0,05 ou 0,01. Concluímos também que em média os hospitais escolares são maiores que os não escolares, apresentando uma demora média mais elevada bem como um mais elevado *case-mix*. No entanto, estas diferenças não podem ser imediatamente atribuídas apenas à presença de actividades de ensino que decorrem nos hospitais.

Chegámos a resultados contraditórios quanto ao impacto do ensino nos custos dos hospitais. No primeiro conjunto de regressões, quando tentámos explicar os custos no serviço de internamento (variável CMT), concluímos que o ensino não fazia aumentar os custos, ou seja, o parâmetro associado à variável ESC não contribuía para a explicação de CMT. No segundo conjunto de regressões, o parâmetro associado à variável ESC revelou-se estatisticamente significativo, tendo um valor positivo e aproximado em todas as regressões alternativas, indicando assim que o ensino faz aumentar os custos directos no serviço de internamento (variável CMD). De acordo com o seu valor, e na ausência de problemas econométricos, cada doente tratado num hospital escolar custa em média mais 50 ou 60 contos que o mesmo doente tratado num hospital não escolar. De referir ainda que os resultados obtidos, no segundo conjunto de regressões, vão ao encontro dos obtidos internacionalmente.

A análise das diferentes regressões permitiu-nos ainda concluir que o case-mix é um factor que influencia bastante os custos do hospital. Afirmamos isto sem qualquer dificuldade porque em todas as regressões que fizemos, verificámos que o parâmetro associado à variável ICM apresentava sempre um valor positivo elevado e era sempre estatisticamente significativo.

Como já se viu, a metodologia usada para verificar a existência de custos associados à prestação do serviço de ensino, foi o desenvolvimento de um modelo econométrico, relacionando os custos do hospital com um conjunto de variáveis que a literatura em geral indica como seus determinantes. A qualidade de tal modelo é influenciada pela quantidade e pela qualidade dos dados de que se dispõe. Os modelos mais elaborados, e que talvez representem mais fielmente o sistema em causa, para ser estimados necessitam de uma grande quantidade de dados de que não dispomos na realidade portuguesa e, por essa razão, ficámos limitados a usar modelos mais simples com um número reduzido de variáveis explicativas, o que sem dúvida contribuiu para a qualidade dos resultados obtidos.

Esta mesma restrição do tamanho possível da amostra impede-nos de ser mais conclusivos após a aplicação dos testes de homocedasticidade devido essencialmente ao seu carácter assimptótico.

Um outro factor que poderá ter contribuído para a não obtenção de resultados econométricos satisfatórios é a possível omissão de variáveis independentes importantes. De entre estas, talvez a mais importante seja a qualidade dos cuidados prestados, embora não conheçamos outros estudos onde esta variável seja incluída.

Por fim uma outra limitação do nosso estudo é o modo como integra na equação de regressão a variável ensino. Optámos por uma variável *dummy* para medir o impacto do ensino, um procedimento habitual em estudos semelhantes, até porque não dispúnhamos de informação suficiente.

O estudo que acabamos de apresentar não esgota de modo algum a investigação nesta área. Como afirmam Sloan *et al.* (1983), os políticos não estão apenas interessados em saber se o ensino é um custo para os hospitais escolares, é necessário também saber em que serviços é que o ensino tem mais impacto. Mais uma vez, estudos com esse objectivo têm sido realizados





nos Estados Unidos, com várias dezenas de hospitais. Podemos referir a título de exemplo, Sloan *et al.* (1983) e Hosek e Palmer (1983). No nosso caso, a realização de estudos com este objectivo encontra-se ainda mais dificultada devido à pouca qualidade e quantidade dos dados.

A solução poderá passar por uma maior preocupação das administrações dos hospitais em criar sistemas de informação mais complexos e integrados do que os actuais existentes. Isto permitiria a realização de estudos de análises comparativas entre hospitais escolares versus hospitais não escolares, a nível global, tentando de algum modo corrigir as falhas do nosso estudo, algumas das quais pensamos ter identificado atrás.

#### Referências Bibliográficas

Anderson, G.; Lave, J. (1986) Financing graduate medical education using multiple regression to set payment rates, *Inquiry*, 23, 191-199.

Becker, Gary S. (1964) Human Capital, New York, Columbia University Press.

Breusch, T.; Pagan, A. (1979) A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, 47,1287-1294.

Butler, J. R. G. (1995) Hospital Cost Analysis, Dordrecht, Kluwer.

Dor, A.; Farley, D. (1996) Payment source and the cost of hospital care: evidence from a multiproduct cost function with multiple payers, *Journal of Health Economics*, 15, 1-21.

Evans, Robert J. (1971) Behavioral cost functions for hospitals, *Canadian Journal of Economics*, 4, 2, 198-215.

Greene, W.H. (2000) Econometric Analysis, Upper Saddle River, NJ, Prentice-Hall.

Hadley, J. (1983) Teaching and hospital costs, Journal of Health Economics, 2, 1, 75-79.

Hosek, J. R.; Palmer, A. R. (1983) Teaching and hospital costs: the case of radiology, *Journal of Health Economics*, 2, 1, 29-46.

Lopez, C.; Saez, M. (1999). The impact of teaching status on average costs in Spanish hospitals, *Health Economics*, 8, 7.

Lourenço, O. (1996) *O Financiamento Diferenciado dos Hospitais Escolares: Contributos para uma Discussão*, Tese de Mestrado, Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra, Coimbra.

Rogowsky, J.; Newhouse, J. P. (1992) Estimating the indirect costs of teaching, *Journal of Health Economics*, 11, 2, 153-171.

SIGSS (1990) O Novo Sistema de Financiamento dos Hospitais, Documento de Trabalho, Ministério da Saúde.

Sloan, F. A.; Feldman, R. D.; Steinwald, A. B. (1983) Effects of teaching on hospital costs, *Journal of Health Economics*, 2, 1, 1-28.

