ANÁLISE ECONOMÉTRICA DE FRONTEIRA DE EFICIÊNCIA TÉCNICA APLICADA A HOSPITAIS INTEGRANTES DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE NO ESTADO DE MATO GROSSO

Wolff, Lillian Daisy Gonçalves, MSc.
Professora Assistente do Departamento de Enfermagem da UFPR, Doutoranda de Engenharia de Produção da UFSC, End.: Rua Lauro Linhares, 1288, ap. 306, Florianópolis, SC, CEP 88036-002, e-mail: glmrwolff@netpar.com.br

Espírito Santo, Ismar Marcondes
Professor do Departamento de Comércio Exterior da ÚNICA, Mestrando em Engenharia de Produção da UFSC, End.: Rua Itapeva, 107, Itacorubi, Florianópolis, SC, CEP 88034-520, e-mail: ismarcondes@uol.com.br

Frainer, Daniel
Mestrando de Engenharia de Produção da UFSC, daniel_frainer@hotmail.com

Silveira, João Serafim Tusi da, Dr.
Professor Adjunto do Departamento de Economia da UFSC, End.: Rua Joe Collaço, 554, Santa Mônica, Florianópolis, SC, CEP 88035-200, tusi@cse.ufsc.br

Resumo
Este artigo tem como objetivo testar a hipótese da existência de diferenças entre a eficiência técnica de hospitais *sem fins* lucrativos (HSFL) e a de hospitais *com fins* lucrativos (HCFL) que prestam assistência pelo Sistema Único de Saúde (SUS) no Estado do Mato Grosso. Para esta finalidade, estimou-se pelo método dos mínimos quadrados ordinários corrigidos (MQOC) fronteira

1. Introdução

A avaliação da eficiência produtiva dos hospitais contratados do setor público, tanto em países desenvolvidos como nos em desenvolvimento, tem progressivamente se revelado imperiosa devido à necessidade de uma utilização mais precisa e apropriada dos recursos públicos. A tensão entre os níveis de arrecadação já elevados e a demanda contínua por mais e melhores serviços requer que sejam encontrados meios para melhorar a eficiência da estrutura dos serviços públicos. NESta perspectiva, o foco da estratégia para melhor atender à demanda social por serviços hospitalares públicos deveria deslocar-se do aumento progressivo dos recursos disponibilizados pelo orçamento da união ao setor - sempre financiado por mais impostos - para um gerenciamento racional e eficiente dos recursos existentes.

A assistência hospitalar pública prestada à população brasileira pelo Sistema Único de Saúde (SUS) é realizada por organizações hospitalares com fins lucrativos (HCFL) e sem fins lucrativos (HSFL). Na literatura especializada encontram-se autores com perspectivas diferentes quanto à eficiência dessas organizações, em relação ao bem-estar social. O comportamento maximizador de lucro é o que caracteriza os HCFL. No entanto, a teoria neoclássica sugere que os HSFL tendem a selecionar gerentes mais interessados em prover alta qualidade, ao invés de obter lucro. Consequentemente, estes hospitais podem vir a usar mais insumos para produzir uma determinada quantidade de produtos do que um HCFL utilizaria. Todavia, Lindsay (1976) afirma que os gerentes de organizações sem fins lucrativos buscam aumentar sua produção, de modo a justificar aumento no tamanho de seus centros de produção ou no seu orçamento futuro. Esta postura está normalmente relacionada a garantir um *status quo* gerencial, maximizar rendimentos pessoais, justificar sua posição na estrutura organizacional, ou ainda adquirir poder. Newhouse (1970) afirma que os gerentes dos HSFL maximizam a qualidade e a quantidade de procedimentos hospitalares e primam pelo nível ótimo do ponto de vista social. Já, Weisbrod apud Burges & Wilson (1996) usa argumentos de finanças públicas para caracterizar as organizações sem fins lucrativos como aquelas que contribuem para a eficiência social, mediante a provisão de recursos públicos que são inadequadamente supridos pelo governo. Ao comentar sobre as empresas públicas sem fins lucrativos, Osório et al. (2001) sugere que elas são passíveis de serem mais influenciadas por interesses de ordem política e social, os quais podem viesar o comportamento dos gestores, muitos deles nomeados por critérios de ordem política e não por competência técnica. Para Mobley & Magnussen (1998) há consenso entre muitos economistas da saúde quanto a não haver diferença significativa no desempenho entre hospitais sem fins lucrativos e com fins lucrativos nos Estados Unidos. Porém, este tópico continua a ser uma questão de interesse acadêmico, jurídico e de política pública, por falta de evidências empíricas.

Na realidade, a assistência hospitalar pública brasileira financiada pelo SUS é realizada por hospitais públicos e filantrópicos (HSFL) e privados (HCFL), cujos direitos de propriedade diferem. Hospitais de propriedade privada têm como objetivo principal a maximização do lucro. Todavia, hospitais públicos e privados filantrópicos não maximizam lucro, necessariamente, mas principalmente, buscam maximizar resultados uma vez que há objetivos sociais a serem alcançados, geralmente sob um rígido e escasso orçamento. Na literatura sobre direitos de propriedade há indicações de que organizações com diferentes tipos de propriedade, podem operar com diferentes níveis de eficiência (Alchian apud Ferrier, 1994). No entanto, Hansman apud Burges & Wilson (1996) sugere que os incentivos à gerência hospitalar, criados pelo sistema de pagamento por reembolso por serviços prestados podem dominar qualquer diferença que derive do tipo de propriedade. NESte contexto, pode-se supor que, uma vez que o SUS adota este sistema de reembolso indistintamente para todos os hospitais a ele conveniados, e que os hospitais estão sujeitos à mesma regulamentação, à medida que os HCFL e os HCFL igualem a percentagem[1] de pacientes atendidos pelo SUS, diminuam as diferenças que por ventura existam entre eles. Se há diferenças entre os dois tipos de hospitais, elas

[1] Os hospitais públicos têm 100 % de seus serviços direcionados aos pacientes do SUS; os hospitais filantrópicos devem atender pelo menos 70% de seus pacientes pelo SUS, enquanto que os hospitais privados com fins lucrativos têm o seu percentual de leitos disponibilizados ao SUS estabelecido em contratos individuais.

podem ter implicações na Gestão dos Sistemas de Saúde, tanto no nível municipal como no estadual e na Política Nacional de Saúde.

A despeito dos objetivos do hospital, ambos os tipos, HCFL e HSFL, deveriam estar preocupados com a eficiência técnica – minimização de insumos utilizados para produzir um dado nível de produto, ou maximização de produtos gerados tendo em vista um dado nível de insumo. Portanto, não se levando em conta a sua contribuição para o bem estar social, questiona-se se existem diferenças na habilidade técnica em transformar insumos em produtos entre os HSFL e os HCFL que prestam assistência pelo SUS. Tais diferenças poderiam advir de externalidades decorrentes do tipo de contrato com o SUS ou de outros fatores que decorrem do tipo de propriedade e, consequentemente, dos objetivos organizacionais.

Uma vez que as concepções teóricas sobre esta questão são inconclusivas ou conflitantes, o problema da existência ou não de diferenças no desempenho entre HCFL e HSFL tem ensejado a realização de um bom número de trabalhos de verificação empírica. Muitos desses estudos investigam a eficiência comparativa entre estruturas com diferentes tipos de proprietários - Valdamanis (1992), ByrNES et al. apud Ferrier (1994), Grosskopf et al. (1995) e Burgess & Wilson (1996). Eles enfocam quase que exclusivamente a questão da propriedade privada *versus* a pública, e não registram fortes evidências da superioridade de nenhuma organização sobre a outra (Ferrier, 1994).

Já em Färe et al. (1985) encontram-se evidências de que o serviço público de energia elétrica tem maiores medidas de eficiência global do que os serviços privados deste setor. Por sua vez, Mobley & Magnussen (1998) pesquisaram hospitais altamente regulados do setor público da Noruega e hospitais altamente competitivos e não regulados, do setor privado da Califórnia. Utilizando Análise Envoltória de Dados (DEA), o referido estudo evidenciou que a regulação de escala e de escopo dos hospitais públicos noruegueses aumenta a eficiência no longo prazo, primariamente devido à melhor utilização de capital.

Em outro estudo importante, Bradford & Craycraft (1998) examinaram os efeitos do Sistema de Pagamento Prospectivo no comportamento de hospitais, com respeito à alocação de capital e à eficiência no atendimento ao paciente internado. Para isso, testaram a hipótese de que à medida que a população do Medicaid (Sistema Público Americano de Saúde) aumenta, o hospital vai precisar de maiores níveis de capital e de procedimentos que o levarão a utilizar métodos tecnicamente ineficientes. Os resultados do estudo, alcançados mediante a estimação de fronteiras de demanda por pacientes e de fronteiras estocásticas de lucro aplicadas a dados de hospitais não-federais, comprovaram a hipótese inicialmente formulada.

A capacidade de quantificar a eficiência produtiva proporciona um mecanismo de controle aos gerentes para monitorar as unidades de produção sob sua gestão (Lovell, 1993). Devido à grande intensidade de recursos públicos destinados à assistência hospitalar pelo SUS, o conhecimento possibilitado por um estudo comparativo da eficiência de HCFL e de HSFL é deveras importante. Para Lovell, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) com variáveis *dummy* é adequado para investigar se os produtores de uma categoria desempenham melhor que os produtores de outra categoria (Lovell, 1993). Esta técnica é utilizada para categorizar os produtores e verificar a pertinência da construção de fronteiras diferentes para cada grupo de produtores.

Assim sendo, diante deste contexto, pretende-se com o presente artigo contribuir com mais uma aplicação empírica relacionada ao tema em questão. Para isto, desenvolve-se avaliação comparativa da eficiência técnica de 108 hospitais que prestam assistência pelo SUS no Estado do Mato Grosso, com a preocupação central de testar se existem diferenças significativas entre as unidades que têm fins lucrativos e as que não têm.

2. A eficiência produtiva e a estimação de fronteiras determinísticas de produção

A eficiência produtiva tem dois componentes. O componente puramente técnico ou físico refere-se à habilidade de evitar desperdícios na produção – ou gerando o máximo de produtos que os insumos permitem, ou utilizando o mínimo de insumos requeridos para a geração de produtos. Deste modo, a análise da eficiência técnica pode ser orientada para aumentar os produtos ou para diminuir o

uso dos insumos. Já, o componente alocativo, ou de preço, refere-se à capacidade de combinar insumos e produtos em proporção ótima, à luz dos preços predominantes (Lovell, 1993).

A eficiência técnica foi formalmente definida por Koopmans (1951) mediante a consideração de que um produtor é tecnicamente eficiente se um aumento em qualquer produto só é possível por meio da redução, no mínimo, em um outro produto ou por um aumento em pelo menos um insumo; e se a redução em um insumo só é possível por meio do aumento em pelo menos um outro insumo ou uma redução em, no mínimo, um produto.

A quantificação da eficiência produtiva envolve necessariamente a estimação de uma fronteira de produção, haja visto que é exatamente o desvio até a fronteira que mede a ineficiência (ou eficiência) técnica (Silveira et al., 1995). A fronteira é formada por todos os produtores eficientes, os quais servem de referência (melhor prática) para os demais não-eficientes.

Entre as abordagens para estimação de fronteiras, Winsten apud Forsund et al. (1980) sugere a estimativa de um modelo de fronteira de produção determinística mediante dois passos. No primeiro passo, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) é utilizado para se obter estimativas consistentes e não-viesadas dos coeficientes de inclinação e uma estimativa consistente, porém viesada do intercepto. No segundo passo, o intercepto β_1 de MQO é corrigido para garantir que a fronteira estimada envelope os dados superiormente. O intercepto de mínimos quadrados ordinários corrigido (MQOC) , β_1*, é estimado consistentemente por

$$\beta_1* - \beta_{1\ (est)}, + max\ \{\hat{u}_i\},$$

onde $\hat{u}_i$ são os resíduos obtidos por MQO, os quais são corrigidos na direção oposta, e assim

$$-\hat{u}_1* = \hat{u}_1 - max\ \{\hat{u}_i\}.$$

Os resíduos $\hat{u}_1*$ são não-negativos, sendo no mínimo um deles igual a zero, e podem ser usados para prover estimativas consistentes de eficiência técnica (ET) de cada hospital por meio de $ET_i = \exp\{-\hat{u}_1*\}$. A fronteira de produção estimada é paralela (em logaritmos naturais das variáveis) à regressão estimada pelo método dos MQO, uma vez que somente o intercepto de MQO é corrigido. Isto implica em que a estrutura da tecnologia de "melhor prática" seja a mesma da tecnologia de "tendência central". Esta é uma propriedade restritiva indesejável do método de MQOC, uma vez que a estrutura de produção de "melhor prática" deveria ser diferente da tecnologia estimada pela média dos dados. Colocada de uma forma diferente, a fronteira de MQOC não necessariamente limita os dados de uma forma mais ajustada, uma vez que é exigido que ela seja paralela à regressão por MQO.

Resumidamente, para a estimativa de eficiência técnica por MQOC parte-se da estimativa dos coeficientes de regressão, inicialmente por MQO. A seguir, por MQOC, estima-se a fronteira determinística correspondente, mediante a correção do coeficiente de interseção obtido por MQO. Dos resíduos daí resultantes, extraem-se as estimativas do componente unicaudal indicativo da eficiência técnica.

3. Especificação dos modelos de análise

O processo produtivo nas organizações hospitalares consiste em transformar insumos em produtos. Os insumos podem ser de trabalho, de materiais e de capital, sendo que cada um destes pode incluir subdivisões mais específicas. Para fins do presente estudo, os produtos hospitalares resultam de processos intermediários aos quais o paciente é submetido durante a internação hospitalar, ou seja, o paciente egresso do hospital após a realização do diagnóstico médico e do tratamento. Tendo em vista a carência de estatísticas completas e acessíveis, na maioria dos estudos de eficiência hospitalar não são definidas variáveis de natureza qualitativa.

Considerando-se que o SUS remunera os serviços de internação hospitalar com base nas Autorizações de Internação Hospitalar (AIH), esta variável é utilizada aqui como uma *proxy* do produto hospitalar no ano de 1998. As variáveis referentes aos insumos NESte mesmo ano, definidas com base nos correspondentes dados disponíveis no Sistema de Informações Hospitalares do Sistema

de Processamento de Dados do SUS (DATASUS) e na Secretaria de Saúde do Estado do Mato Grosso (SESA /MT), são: o número de pacientes atendidos na modalidade de internação hospitalar – como uma variável representativa dos outros insumos consumidos não contemplados na função; o número de leitos hospitalares disponibilizados ao SUS – como uma variável representativa do capital; o número de médicos no atendimento de pacientes do SUS – como uma variável representativa da mão-de-obra; a média de permanência hospitalar – como uma variável representativa da intensidade do insumo; e a taxa de ocupação (dos leitos do SUS) – também como uma variável representativa da intensidade do insumo.

Quanto à forma funcional, assume-se que o modelo básico de análise é do tipo Cobb-Douglas, ou seja,

$$Y_i = \beta_1 X_{2i}^{\beta_2} \cdot X_{3i}^{\beta_3} \cdot X_{4i}^{\beta_4} \cdot X_{5i}^{\beta_5} \cdot X_{6i}^{\beta_6} e^{u_i} \qquad (1)$$

onde Y_i é o produto; X_{ji} são os insumos; u_i é o termo de perturbação estocástica; ***e*** é a base dos logaritmos naturais; *i* é a i-ésima observação (hospital); e *j* é o j-ésimo insumo (e/ou parâmetro).

Usando a transformação logarítmica, obtém-se

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + \beta_4 \ln X_{4i} + \beta_5 \ln X_{5i} + \beta_6 \ln X_{6i} + u_i \qquad (2)$$

onde:

$\alpha = ln\beta_1$;
$\ln Y_i$ é o log neperiano da remuneração de AIH;
$\ln X_{2i}$ é o log neperiano do número de pacientes atendidos;
$\ln X_{3i}$ é o log neperiano do número de leitos;
$\ln X_{4i}$ é o log neperiano do número de médicos;
$\ln X_{5i}$ é o log neperiano da média de permanência e
$\ln X_{6i}$ é o log neperiano da taxa de ocupação.

Este modelo é linear nos parâmetros α e β_j e linear nos logaritmos das variáveis, podendo ser estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Para testar a hipótese de que os hospitais com fins lucrativos tendem a exibir eficiência diferenciada dos hospitais sem fins lucrativos, poderia ser utilizada uma equação para cada caso. No entanto, optou-se por representar as duas situações através de variáveis *dummy* (D_i), fazendo

$$\ln Y_i = \alpha + \alpha_1 D_i + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'} (D_i \ln X_{2i}) + \ldots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'} (D_i \ln X_{6i}) + u_i \qquad (3)$$

em que as variáveis Y_i e $X_{ji,}$ são as mesmas já definidas, D_i =1 para as observações relativas aos HCFL e D_i = 0 para observações referentes aos HSFL. NESta formulação o parâmetro α_1 é o coeficiente do intercepto diferencial que indica se há diferença no intercepto das duas regressões; e $\beta_{2'}$,..., $\beta_{6'}$ são os coeficientes da inclinação diferencial para cada variável.

4. Estimação e teste dos modelos de análise

Os resultados da estimação (tabela l), revelam que na regressão (2), o coeficiente α é não estatisticamente significante (NES), sugerindo tratar-se de uma regressão pela origem. Todo os outros coeficientes de regressão também são NES ou estatisticamente significantes apenas a 10%. Se o intercepto estiver de fato ausente, os coeficientes de inclinação poderão ser estimados com maior precisão. Teoricamente, já se esperava que esta regressão passasse pela origem, tendo em vista que

podem existir hospitais que tenham número de pacientes atendidos, média de permanência e taxa de ocupação iguais a zero. Logo, optou-se por adotar a regressão log-linear sem intercepto (2'), cujos resultados estão também na tabela 1.

Tabela 1: Modelos de regressão (2) e (2')

Regressão (2)				**Regressão (2), sem o intercepto**			
$ln\ Y_i = \alpha + \beta_2\, ln\ X_{2i} + ... + \beta_6\, ln\ X_{6i} + ui$ **(2)**				$ln\ Y_i = \beta_2\, ln\ X_{2i} + ... + \beta_6\, ln\ X_{6i} + u_i$ **(2')**			
Var.	Coeficiente	Estat. *t*	Erro-padrão	Var.	Coeficiente	Estat. *t*	Erro-padrão
Int.	-0,02637 NES	-0,0258	1,019936	*Int.*			
lnX_{2i}	-0,26071 NES	-0,3458	0,753938	LnX_{2i}	-0,27981***	-1,87861	0,148949
lnX_{3i}	1,263178***	1,6880	0,748286	LnX_{3i}	1,28197*	7,26364	0,176491
lnX_{4i}	-0,00308 NES	-0,1259	0,024447	LnX_{4i}	-0,0029 NES	-0,12404	0,024057
lnX_{5i}	-1,17663 NES	-1,5976	0,736473	LnX_{5i}	-1,1953*	-8,50960	0,140466
lnX_{6i}	1,240909***	1,6652	0,745192	LnX_{6i}	1,259641*	7,25961	0,173513
R^2 = 0,940159* ; F = 320,507				R^2 = 0,940159* ; F = 323,647			

Nota[2]: * estatisticamente significante a 1 %
**estatisticamente significante a 5 %
***estatisticamente significante a 10%.
NES não estatisticamente significante.

Tabela 2: Modelo de regressão (4)

Regressão (4)			
$\ln Y_i = \beta_2 \ln X_{2i} + ... + \beta_6 \ln X_{6i} + u_i$ **(4)**			
Var.	Coeficiente	Estat. *t*	Erro- padrão
lnX_{2i}	-0,2728**	-1,9858	0,1374
lnX_{3i}	1,2725*	8,0208	0,1586
lnX_{5i}	-1,1873*	-9,5612	0,1241
lnX_{6i}	1,2508*	7,93743	0,1575
R^2= 0,94015* ; F = 408,42			

[2] Esta classificação vale também para todos os demais resultados das estimações.

A estimação da regressão (2'), tabela 1, por sua vez, contém somente o coeficiente da variável $lnX_{4\,i}$ como NES[3], e o que acompanha $\ln X_{2i}$, como significante a 10%. Todos os demais coeficientes são significativos a 1%. Assim, excluindo-se a variável $lnX_{4\,i}$, o novo modelo fica sendo

$$\ln Y_i = \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + \beta_5 \ln X_{5i} + \beta_6 \ln X_{6i} + u_i \qquad (4)$$

Segundo os resultados da estimação de (4) – tabela 2, o coeficiente da variável $\ln X_{2i}$ é significativo a 5% e todos demais o são a 1%, inclusive o R^2.

Para investigar se pela função (4) os hospitais exibem retornos constantes de escala, utilizou-se o método dos mínimos quadrados restritos (MQR) e o teste da hipótese de que o somatório dos coeficientes β_j seja igual a 1, através da equação restrita

$$lnY_i - X2_i = b_2\ (lnX_{2i}+lnX_{3i}) + b_3\ (lnX_{2i}+X_{4i}) + b_4\ (lnX_{2i}+lnX_{5i}) + u_{ii}$$
$$lnY_i - lnX_{2\,i} = lnY'_i = b_2\ (lnX_{2i}+lnX_{3i}) + b_3\ (lnX_{2i}+lnX_{4i}) + b_4\ (lnX_{2i}+lnX_{5i}) + u_i$$

Sendo[4] $F = \dfrac{SQR_{res} - SQR_{irr}/m}{SQR_{irr}/(n-k)} = -2{,}41714^{NES}$, pode-se aceitar $H_0 = b_2 + b_3 + b_4 + b_5 = 1$ e assumir a existência de retornos constantes de escala (CRS).

Por seu turno, o teste de MacKinnon, White e Davidson (MWD) foi empregado para decidir qual dos dois modelos adotar, ou seja, verificar a hipótese nula

H_o: o modelo é linear: Y_i é uma função linear dos regressores, contra

H_1: o modelo é log-linear: lnY_i é uma função linear dos logs dos regressores

Como o valor de Z_1 = -3,53492529950551 é significante a 20%, a este nível de significância, rejeita-se H_o.

Já, para a hipótese

H_o: o modelo é log-linear: lnY_i é uma função linear dos regressores, contra

H_1: o modelo é linear: Y_i é uma função linear dos regressores

o valor de Z_2 = -2,34493895101723 não é estatísticamente significante a 20%, o que implica na aceitação de H_o .

Partindo-se da hipótese nula de que a variância das perturbações u_i são homoscedásticas, realizou-se o teste de Goldfeld-Quandt, obtendo-se um valor de λ = 1,447677. Como este valor é menor do que $F_{(45,45)}$ crítico a 1%, pode-se aceitar a hipótese de homoscedasticidade a este nível de significância.

---

[3] Talvez o que justifique que a variável número de médicos ($\ln X_{4i}$) seja NES é o fato de que nos hospitais públicos os médicos são assalariados, sendo o valor dos procedimentos realizados por eles pagos pelo SUS diretamente ao hospital, e, nos hospitais filantrópicos e privados, os médicos são remunerados diretamente pelo SUS de acordo com os procedimentos realizados. Assim sendo, esta variável não apresenta-se como adequada para explicar a produção do hospital, tendo por proxy a receita de AIH.

[4] Onde SQR_{res} e SQR_{irr} são a soma dos quadrados dos resíduos das regressões com e sem restrição, respectivamente; *m* é o número de restrições lineares; *n* é o número de observações e *k* é o número de parâmetros na regressão sem restrição.

No tocante à multicolinearidade, observa-se que não se constitui em problema, pois na matriz de correlação adiante (tabela 3) nenhuma das variáveis tem alta correlação de ordem zero com as demais.

Tabela 3 : Matriz de correlação

	$ln\ X_{2i}$	$ln\ X_{3i}$	$ln\ X_{4i}$	$ln\ X_{5i}$	$ln\ X_{6i}$
$ln\ X_{2i}$	1				
$ln\ X_{3i}$	0,670551869	1			
$ln\ X_{4i}$	0,428678217	0,485231517	1		
$ln\ X_{5i}$	-0,041248392	0,117884955	0,090870381	1	
$ln\ X_{6i}$	0,5017721	-0,11085625	0,127891488	0,12459034	1

Com a finalidade de testar a hipótese de que os HCFL tendem a exibir eficiência diferenciada da que se espera observar nos HSFL, foi estimada a equação (3), que inclui variáveis *dummy* (D_i) para captar diferenças no intercepto e nos coeficientes de inclinação de cada variável (tabela 4).

Tabela 4: Modelo de regressão (3)

Regressão (2) com *dummy*

$$\ln Y_i = \alpha + \alpha_1 D_i + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'} (D_i \ln X_{2i}) + \ldots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'} (D_i \ln X_{6i}) + u_i \qquad \textbf{(3)}$$

Variável	Coeficiente	Estatística t	Erro-padrão
Interseção	1,264639019 NES	0,874322585	1,446421539
D_i	-3,250663748 NES	-1,620531592	2,005924331
lnX_{2i}	-1,396403941 NES	-1,322261622	1,056072352
$D_i\ (lnX_{2i})$	2,754443013***	1,850239156	1,488695667
lnX_{3i}	2,368828536**	2,248779027	1,053384307
$D_i\ (lnX_{3i})$	-2,692064416***	-1,814843513	1,483358977
$ln\ X_{4i}$	0,022922022 NES	0,474909383	0,048266097
$D_i\ (lnX_{4i})$	-0,046855088 NES	-0,837826782	0,055924553
lnX_{5i}	-2,007950548***	-1,914457782	1,048835115
$D_i\ (lnX_{5i})$	2,215004122 NES	1,517095602	1,460029361
lnX_{6i}	2,330328738**	2,232640432	1,043754607
$D_i\ (lnX_{6i})$	-2,678110854***	-1,817372847	1,473616632
R^2 = 0,9469* ; F = 155,70			

Os resultados da tabela 4 evidenciam que o coeficiente da variável $D_i \ln X_4$ é NES, e, pelos mesmos motivos utilizados no início desta seção, ela é retirada novamente do modelo. Feito isso, reestimou-se a referida equação da forma

$$\ln Y_i = \alpha + \alpha_1 D_i + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'} \left(D_i \ln X_{2i}\right) + \cdots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'} \left(D_i \ln X_{6i}\right) + u_i \qquad (5)$$

em que as variáveis $\ln Y_i$ e $\ln X_{ji}$, são as mesmas da equação (4), D_i =1 para observações relativas aos HCFL e D_i = 0 para observações relativas aos HSFL (vide tabela 5).

Assim, em (5), o parâmetro α_1 é o coeficiente que indica se há diferenças no intercepto entre as duas regressões e $\beta_{2'}$, $\beta_{3'}$, $\beta_{5'}$ e $\beta_{6'}$ indicam em quanto o coeficiente de inclinação de cada variável da função referente aos HCFL difere do coeficiente de inclinação de cada variável correspondente da equação dos HSFL.

Na estimação de (5) – tabela 5, o coeficiente do intercepto diferencial α_1 não é estatisticamente significante. Isto é suficiente para se aceitar a hipótese de que as duas regressões tenham o mesmo intercepto, em outras palavras, que sejam convergentes.

Tabela 5: Modelo de regressão (5)

Regressão (2) com *dummy* e sem a variável número de médicos (ln X_{4i})			
$\ln Y_i = \alpha + \alpha_1 D_i + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'} (D_i \ln X_{2i}) + \ldots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'} (D_i \ln X_{6i}) + u_i$ **(5)**			
Variável	Coeficiente	Estatística t	Erro-padrão
Interseção	1,23973137^{NES}	0,862327756	1,43765681
D_i	-2,975528827^{NES}	-1,508392611	1,972648769
lnX_{2i}	-1,435159443^{NES}	-1,370442915	1,047223075
$D_i(lnX_{2i})$	2,659810566***	1,80926377	1,470106576
lnX_{3i}	2,426740605**	2,331955085	1,040646374
$D_i(lnX_{3i})$	-2,639359684**	-1,80210066	1,464601697
lnX_{5i}	-2,054883823***	-1,978656967	1,038524543
$D_i(lnX_{5i})$	2,142083119^{NES}	1,485536975	1,441958803
LnX_{6i}	2,383961522**	2,309999693	1,032018112
$D_i(lnX_{6i})$	-2,614956211***	-1,797349931	1,454895435
R^2 = 0,9464* ; F = 192,27			

Por seu turno, o coeficiente da variável $D_i \ln X_{5i}$ é não significativo, indicando que não há diferença estatisticamente importante na inclinação desta variável. Já, os coeficientes das variáveis $D_i \ln X_{2i}$, e $D_i \ln X_{6i}$ são significantes a 10%, e o coeficiente da variável $D_i \ln X_{3i}$ é significativo a 5%, evidenciando a existência de diferenças na inclinação, àqueles níveis de significância.

Assim sendo, partindo-se da hipótese de que a regressão passa pela origem, pelo mesmo motivo anterior, estima-se a regressão (6), cujos resultados constam da tabela 6.

$$\ln Y_i = \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'}\left(D_i \ln X_{2i}\right) + \cdots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'}\left(D_i \ln X_{6i}\right) + u_i \qquad (6)$$

Verifica-se que não há diferenças significativas na inclinação, uma vez que os coeficientes das variáveis $D_i \ln X_{3i}$, $D_i \ln X_{5i}$ e $D_i \ln X_{6i}$ são não significantes, e o da variável $D_i \ln X_{2i}$ é significante somente a 10%.

Logo, o modelo final selecionado para estimação dos índices de eficiência é o (4), que não distingue os HCFL dos HSFL, e estima $\ln Y_i$ contra as variáveis $\ln X_{2i}$, $\ln X_{3i}$, $\ln X_{5i}$ e $\ln X_{6i}$,. Todos os coeficientes deste modelo são estatisticamente significantes a 1%, exceto o que acompanha $\ln X_{2i}$ (significante a 5%),.

Tabela 6: Modelo de regressão (6)

Regressão (2) com dummy sem a variável número de médicos (lnX_{4i}) e sem o intercepto			
$\ln Y_i = \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_{2'}(D_i \ln X_{2i}) + \ldots + \beta_6 \ln X_{6i} + \beta_{6'}(D_i \ln X_{6i}) + u_i$ **(6)**			
Variável	Coeficiente	Estat. t	Erro-padrão
lnX_{2i}	-0,54566*	-3,01279	0,181116
$D_i\ (lnX_{2i})$	0,473528**	1,682474	0,281447
lnX_{3i}	1,546492*	7,627357	0,202756
$D_i\ (lnX_{3i})$	-0,47576^{NES}	-1,46016	0,325829
$ln\ X_{5i}$	-1,16922*	-7,58228	0,154205
$D_i\ (lnX_{5i})$	-0,0019^{NES}	-0,00742	0,256618
LnX_{6i}	1,51252*	7,211821	0,209728
$D_i\ (lnX_{6i})$	-0,46467^{NES}	-1,43018	0,324903
$R2$= 0,9450* ; F = 215,16			

5. Estimativa dos índices de eficiência técnica por MQOC

Através do método dos MQOC construiu-se uma fronteira determinística de produção hospitalar seguindo os procedimentos metodológicos apresentados na seção 2. Pela regressão (4), o hospital de número 9 tem maior valor residual (u_i = 0, 415786) oriundo da estimação por MQO, logo

$$\beta_1^* = \beta_{1\,(est)} + max\ \{\hat{u}_i\}$$

como $\beta_{1\,(est)} = 0$, *e* $max\ \{\hat{u}_i\}$ = 0, 415786, tem-se
β_1^* = 0, 415786,

onde $\hat{u}_i$ são os resíduos obtidos por MQO, os quais são corrigidos na direção oposta, e assim

$-\hat{u}_1^* = \hat{u}_1 - 0,415786$
$ET_i = \exp\{-\hat{u}_1^*\}$

Deste modo, a fronteira de "melhor prática" intercepta o eixo das ordenadas no ponto 0,415786 e é paralela à regressão por MQO. Sob a hipótese de retornos constantes, os hospitais cujos resíduos corrigidos localizam-se sobre a fronteira, são considerados tecnicamente eficientes. No caso, somente o hospital de número 9 ficou sobre a fronteira, com ET_i =1, sendo os demais ineficientes, pois apresentaram $0 < ET_i < 1$.

Os resultados obtidos indicam que não se justifica uma avaliação em separado dos HCFL e dos HSFL, pois não se verificou diferenças estatísticas importantes nos escores de cada conjunto amostral. O maior escore de eficiência técnica foi de um HCFL (o hospital de número 9), mas o segundo maior escore foi de um HSFL, o hospital de número 48, com escore igual a 0,9772. Os índices variaram de 1 a 0,48 sem acusar diferenças sensíveis nas estatísticas para cada tipo de hospital conforme pode-se observar na tabela 7. Isto reforça as conclusões extraídas da regressão (6).

Tabela 7: Estatísticas descritivas dos escores obtidos por MQOC

TODOS OS HOSPITAIS		HCFL		HSFL	
Média	0,668378	Média	0,664069	Média	0,670774
Erro padrão	0,010641	Erro padrão	0,012773	Erro padrão	0,018451
Mediana	0,65401	Mediana	0,653873	Mediana	0,64734
Desvio padrão	0,110581	Desvio padrão	0,09976	Desvio padrão	0,125139
Variância da amostra	0,012228	Variância da amostra	0,009952	Variância da amostra	0,01566
Intervalo	0,519419	Intervalo	0,519419	Intervalo	0,48072
Mínimo	0,480581	Mínimo	0,480581	Mínimo	0,496559
Máximo	1	Máximo	1	Máximo	0,977279
Contagem	108	Contagem	61	Contagem	46
N. Conf .(95,0%)	0,021094	N. Conf .(95,0%)	0,02555	N. Conf .(95,0%)	0,037162

6. Considerações finais

O modelo de análise utilizado no estudo pode constituir-se numa ferramenta gerencial útil e simples para ser usada na gestão do Sistema Único de Saúde (SUS). Através dele pode-se explicar os valores anuais da AIH de hospitais contratados, por meio de variáveis relevantes e dados disponíveis no Sistema de Informação Hospitalar do SUS (SIH/DATASUS). A abordagem com variáveis d*ummy* mostrou-se adequada para investigar diferenças nos HSFL e nos HCFL, e deve ser usada de modo contínuo e sistemático. Deste modo, sempre que forem detectadas mudanças no intercepto ou nos coeficientes de inclinação das regressões para cada tipo de hospital, deverão ser realizadas análises mais detalhadas e específicas.

Finalmente, cabe ressaltar que o método dos MQOC pode ser utilizado para estimar fronteiras determinísticas de produção e quantificar os índices de eficiência técnica de cada hospital, mesmo diante de tecnologias com retornos variáveis de escala.

Neste sentido este estudo contribui para a constatação do argumento de Hansman apud Burgess & Wilson (1996) de que os sistemas de pagamento do setor terciário podem tender a homogeneizar os tipos de propriedade hospitalar em termos de eficiência técnica. Na aplicação realizada, não se identificou nenhuma evidência empírica de que os hospitais contratados do SUS no Estado de Mato Grosso apresentem diferenças na sua eficiência técnica devido ao fato de serem hospitais sem fins lucrativos (HCFL) ou com fins lucrativos (HSFL). Em parte, isto pode ser explicado pelo fato da análise cobrir somente a assistência hospitalar prestada aos pacientes pelo SUS, o que sujeita os hospitais ao mesmo sistema de pagamento pelos serviços prestados.

7. Referências bibliográficas

BRADFORD, W. D.; CRAYCRAFT, C. Prospective payments and hospital efficiency. **Review of industrial organization.** v. 11, n. 6, p. 791-809, dec.,1996.

BURGESS, J. F.; WILSON, P. W. Hospital ownership and technical inefficiency. **Management Science**, v. 42, n. 1, jan., 1996.

FARE, R.; GROSSKOPF, S.; LOGAN, J. The relative efficiency of Illinois electric utilities. **Resources and Energy**. v.5, p. 349-367. 1985.

FERRIER, G. D. Ownership type, property rights, and relative efficiency. In: CHARNES, A.; COOPER, William W.; LEWIN, Arie Y.; SEIFORD, Lawrence, M**. Data Envelopment Analysis:** theory, methodology, and application, Norwell : Kluwer; 1994, p. 273 –283.

FORSUND, F. R.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A survey of frontier productions and of their relationship to efficiency measurement. **Journal of Econometrics, v. 13, p. 5-25, 1980.**

GROSSKOPF, S.; MARGARITIS, D.; VALDAMANIS, V. Estimating produto substitutability of hospital services: a distance function approach. **European Journal of Operational Research**. v. 80, p. 575-587, 1995.

KOOPMANS , T. C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: KOOPMANS , T. C., ed. **Activity analysis of production and allocation.** New York : John Wiley and Sons, 1951. Cowles Commission for Research in Economics, Monograph n. 13.

NEWHOUSE, J. Toward a theory of of non-profit institutions : na econometric model of hospital. **American Economic Review.** v. 60, p. 64-74, 1970.

MOBLEY, J. L.; MAGNUSSEN, J. Na International comparizon of hospital efficiency : does institutional environment matter? **Applied Economics.** v. 30, p. 1089-100, 1998.

LINDSAY, C. A theory of government enterprise. **Journal of Political Economy.** v. 84, p. 1061-1077, 1976.

LOVELL, C. A .K. Production frontiers and productive efficiency. In: FRIED, Harold, O., LOVELL, C. A .K.; SCHMIDT, Shelton S. **The measurement of productive efficiency.** New York : Oxford, 1993. p. 3-67 .

OSORIO, A.; MENDES, V.; REBELO,J. **A eficiência econômica nas empresas públicas e privadas:** uma análise comparada. Disponível no site<www.race.ie.ufrj.br>.Capturado em 12.06.2001.

SILVEIRA, J.S.T da; LANZER, E. A.; PEREIRA, M. F. Análise econométrica da eficiência produtiva: aplicação à Clínica Cirúrgica do Hospital da UFSC. In: **III Workshop sobre Indicadores da Qualidade e produtividade no Serviço Público**. 1995, Brasília –DF.

VALDAMANIS. V. Sensitivity analysis for DEA models: an empiric example using public versus NFP hospitals. **Journal of Public Economics.** v. 48, p. 185-205, 1992.