

Autorização concedida ao Repositório da Universidade de Brasília (RIUnB) pelo editor da revista, em 16/11/2010, com os seguintes condições: disponível sob Licença Creative Commons 3.0, que permite copiar, distribuir e transmitir o trabalho, desde que seja citado o autor e licenciante. Não permite o uso para fins comerciais nem a adaptação desta.

Authorization granted to the Repository of the University of Brasília (RIUnB) by the editor of the journal, on 16/11/2010, with the following conditions: available under Creative Commons License 3.0, that allows you to copy, distribute and transmit the work, provided the author and the licensor is cited. Does not allow the use for commercial purposes nor adaptation.

# ANÁLISE DE CUSTOS DAS EMPRESAS DE TRANSPORTE RODOVIÁRIO DE PASSAGEIROS: ABORDAGEM ECONOMETRICA UTILIZANDO FUNÇÕES DE PRODUÇÃO

*Edwin Pinto de la Sota Silva  
Adelaida Pallavicini Fonseca  
Otávio Medeiros \**

## INTRODUÇÃO

A gestão empresarial moderna vem efetuando o reconhecimento dos fundamentos econômicos para serem aplicados na tomada de decisão; as empresas de serviços do transporte rodoviário de passageiros inter-regionais não podem fugir desta nova abordagem. Os analistas perguntam-se permanentemente sobre questões pertinentes à produção de serviços, estrutura de custos dos operadores e impactos vindos da regulamentação e desregulamentação

que podem incidir sobre os preços das tarifas e o nível de serviços que vem ofertando este setor, assim como, sobre as decisões do mercado desta indústria. A estabilidade da economia do país, nestes últimos anos, chegou a impor políticas de preços mais transparentes (Berechman, 1983), introduzidas para acentuar eficiência e qualidade nos serviços.

O presente artigo, por meio da formulação e cálculo da função de custo estimada empiricamente, sob os prin-

---

\* Edwin Pinto de la Sota Silva é professor adjunto no mestrado em contabilidade na UnB. Endereço para contato: Universidade de Brasília – Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais – Campus Darcy Ribeiro – Brasília – DF. E-mail: delasota@unb.br. Adelaida Pallavicini Fonseca é professor adjunto no mestrado de transportes na ENC/UnB. E-mail: ixcanil@unb.br. Otávio Medeiros é professor adjunto do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da UnB.

cípios da teoria microeconômica e das condições tecnológicas de produção, permitiu medir a estruturas de custo da indústria do transporte rodoviário de passageiros. Dos resultados, observam-se que os custos do serviço de transporte dependem da inter-relação entre fatores produtivos, tecnologia existente, características do serviço exigidas pela demanda, nível de preços dos insumos, assim como do sistema de controle do poder concedente vigente na atualidade.

Para efetuar a análise das empresas de transporte de passageiros – ETP, foram medidos os efeitos das economias de escala no curto prazo, relacionadas com a indivisibilidade de custos

(Rezende *et alii*, 1987) e da variação do produto longo prazo.

O estudo que permitiu a análise empírica desses fenômenos foi estimado econometricamente a partir de funções de produção ou funções de custo. Parte-se, assim, de uma especificação de custo *log-linear* que se tenta aproximar a uma definição funcional tipo *translog* (Pinto de la Sota, 1996), para o qual se introduzem termos quadráticos e termos cruzados, como forma de relaxar as hipóteses da função sobre a forma da função de custo médio e assim melhorar a representação estatística, aproximando as características de funções *translog* definidas na literatura microeconômica.



## ESPECIFICAÇÃO DAS FUNÇÕES DE CUSTO

Na teoria econômica, existem amplos conceitos que mostram formalmente a relação de dualidade entre funções de produção e custo (cf. Diewert, 1974; Varian, 1999), metodologia da dualidade, que permite introduzir uma solução que atenda os objetivos de maximização da produção, sujeita as restrições de custo, ou, pela outra ponta, fornecendo o mesmo resultado mediante a minimização dos custos de produção, sujeito às restrições impostas pelo próprio processo produtivo.

Assim, tem-se que a expressão matemática,  $\Phi(Q, C) = 0$ , representa uma transformação eficiente do vetor de insumos  $\chi$  em um vetor de produtos  $\chi$ , onde  $\Phi$  é uma função implícita. A teoria da dualidade estabelece que, se  $\Phi$  é estritamente convexa com respeito à  $\chi$ , pode existir uma única função de custo que é dual a  $\Phi$  e que pode ser escrita como  $C = \theta(P, Q)$ , onde  $P$  é um vetor de preços e  $C$  é o custo total.

Assume-se implicitamente que essa equação representa o comportamen-

to de minimização de custos que as empresas do sistema procuram sob um dado nível de produção e preços dos insumos, dada determinada tecnologia de produção (Spady e Friedlaender, 1976; Pinto de la Sota, 1996). Para isso,

apresenta-se a seguinte especificação *log-linear* da função de custo, que incorpora uma medida do produto e características do serviço, sua especificação foi definida pelo seguinte modelo apresentado na sua forma expandida:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \alpha_{11} \sum_i (\ln Q_{i1}) + \alpha_{12} \sum_i (\ln Q_{i2}) + \alpha_{13} \sum_i (\ln Q_{i3}) + \\ & \alpha_2 \sum_i (\ln Lm_i) + \alpha_3 \sum_i (\ln Lt_i) + \varphi_{11} \left[ \frac{1}{2} \sum_i (\ln Q_i)^2 \right] + \\ & \varphi_{22} \left( \frac{1}{2} \sum_i (\ln Lm_i)^2 \right) + \varphi_{33} \left( \frac{1}{2} \sum_i (\ln Lt_i)^2 \right) + \psi_{12} \left( \sum_i (\ln Q_i)(\ln Lm_i) \right) + \\ & \psi_{13} \sum_i (\ln Q_i)(\ln Lt_i) + \psi_{23} \sum_i (\ln Lm_i)(\ln Lt_i) + \delta_j \sum_j (D_j) + \varepsilon \end{aligned}$$

Onde:

C = Custo operacional total (salários + depreciação + despesas gerais – despesas financeiras + despesas operacionais);

$Q_i$  = Pkm<sub>i</sub> (passageiro-quilômetro, estimados pela multiplicação da quantidade de passageiros pela extensão média da linha correspondente);

$Q_i$  = Pkm<sub>i</sub>, níveis de produção estratificada (passageiro-quilômetro);

$Lm_i$  = Extensão média da rota;

$Lt_i$  = Extensão total da rota;

$D_i$  = *Dummy* por regiões de produção (N, NE, CO, SE, S);

$\varepsilon$  = Termos do erro randômico.

Naturalmente, as variáveis independentes consideradas não esgotam todos os determinantes de custos das ETP. Não incluímos as variáveis relacionadas ao uso da capacidade instalada (e.g., ativos fixos ou capacidade de transporte). Isso porque, este tipo de variáveis poderia mascarar possíveis vantagens de firmas maiores em aspectos de organizar a produção e obter acréscimos nos indicadores das economias de escala. As variáveis de níveis de produção podem ser representadas por:

- a. empresas de grande porte  $Q_1$  = produção de Pkm<sub>i</sub>  $\geq 2 \times 10^9$  Pkm;
- b. empresas de meio porte  $Q_2$  =  $10^9$  Pkm  $\leq$  produção de Pkm  $< 2 \times 10^9$
- c. empresas pequenas  $Q_3$  = produção Pkm  $< 10^9$  Pkm.
- d. variáveis agrupadas por regiões *dummies* regionais (N, NE, SE, S, CO).

No modelo econométrico os coeficiente  $\alpha_i$  representam as elasticidades do custo em relação às variações no montante de serviços produzidos, condições *ceteris-paribus* – nenhuma das demais variáveis do modelo se altere. Neste caso, estamos mantendo fixa a extensão média, total e o número das linhas, assim como as demais características dos serviços das empresas. O coeficiente  $\alpha_i$  expressa os impactos sobre os custos produzidos pelas variações nos volumes de passageiros transportados. Devemos também notar que o modelo inicial proposto assume uma elasticidade constante de economia de escala para todos os tamanhos das firmas. Posteriormente, relaxa-se essa hipótese e examina-se as possibilidades da curva de custo médio ser do tipo U – conforme define a teoria microeconômica (Varian Hall, 1999) –, para isso, foram criadas as variáveis de estratificação da produção que subdividem a amostra em faixas de produção e, também, através da inclusão de termos quadráticos (i.e.,  $(\ln Q_i)^2$  etc).

A função matemática estimada assume que as empresas estão operando em diferentes níveis de produção, e

que estas ajustaram suas respectivas capacidades produtivas a seus níveis ótimos de produção, apesar dos desvios aleatórios (i.e., a parte não determinada do modelo). É possível que os resultados da regressão possam viesar-se para alguma faixa de produção de algum tamanho de empresa, devido a fatores exógenos que, sistematicamente, trabalham fora de seus níveis planejados de produção (Friedlaender E Spady, 1980).

Dessa forma, argumenta-se que as firmas maiores pesquisadas têm mais probabilidade que as firmas menores de serem observadas operando abaixo dos valores ótimos. Se tal fato acontecer, seria devido a fatores endógenos a essas empresas, e estar-se-ia observando de fato economias de escala. Caso o fator causador dessas diferenças seja exógeno (e.g., se há proporcionalmente mais firmas menores em uma região em que chove mais, isto afetará negativamente sua produtividade) poder-se-ia também estar, superestimando as economias de escala. A elasticidade da função de custo relativa ao produto  $P_{km}$  é dada pela seguinte expressão:

$$\frac{d \ln C(p_{km}, E_m, E_r)}{d \ln p_{km}} = \frac{\delta C}{\delta p_{km}} * \frac{p_{km}}{C} = \alpha_0 + \alpha_{1i} \ln p_{km} + \varphi_{1i} \left[ \frac{1}{2} \sum_i (\ln p_{km})^2 \right] + \psi_{1i} \sum_i (\ln p_{km})(\ln L_i)$$

O custo marginal se obtém diretamente da função custo estimada (Judge *et alii*, 1995). Esta permite

analisar as curvas de custos e observá-las sob a ótica da teoria econômica, referente aos benefícios das firmas, já

que o custo marginal determina um ponto de benefício mínimo. Embora a curva de longo prazo pode representar a curva de oferta da indústria, onde os preços de vendas devem igua-

lar ao custo marginal –  $C_{mg}$  da produção, em condições de competência perfeita. Obtém-se, assim, a função de custo marginal, segundo a expressão seguinte:

$$C_{mg} = \frac{\delta C(pkm, E_i)}{\delta pkm} = \frac{C(pkm, E_i)}{pkm} \left[ \alpha_0 + \alpha_1 \ln pkm + \varphi_{11} \sum_i (\ln pkm)^2 \left( \sum \right) + \psi_{11} \sum_i (\ln pkm)(\ln E_i) \right]$$



### BASE DE DADOS E OS RESULTADOS DO CÁLCULO

A base de dados utilizada está formada pelas informações das empresas rodoviárias com itinerário fixo que operam o serviço inter-regional no Brasil. Os dados correspondem aos questionários DS-01 das pesquisas econômicas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE para os anos de 1982 a 1996. As amostras das empresas sem itinerário fixo foram excluídas por não dispor de informações quanto à extensão, número de linhas, passageiros-quilômetros produzidos e carência de frota própria. A base de dados utilizada na amostra foi de 2.250 empresas observadas para cada ano analisado. Foi submetida a critérios de detecção de erros graves e de exclusão de observações com campos de dados não relevantes, nulos ou não disponíveis. Resultaram em 1.650 empresas observadas por ano, para a estimação dos modelos, que são propostos.

A base de dados expressa a forma organizacional das empresas, com características típicas de empresas da iniciativa privada (Castro, 1987). Para a análise das variáveis que compõem os dados, parte-se do conceito de otimização econômica que as firmas de ônibus almejam, isto é, a minimização dos custos operacionais. Conseqüentemente, a análise considera que as firmas elegem fatores produtivos (*inputs*), que permitam minimizar seus custos totais no curto e longo prazos, conhecendo o fator preços e o nível de produto (*output*) sob o qual operam.

O governo controla o transporte inter-regional mediante a expedição de permissões e operação das linhas – concessão das rotas –, assegurando o controle dos níveis de serviço nas linhas regulares. A partir de 1998, após a desregulamentação dos serviços de transporte no país, as empresas começaram a operar em condições de maior

concorrência, o que vem afetando a tarifação ou definição dos preços das passagens, que, em muitos casos, baixaram, em outros não. As variações relativas dos preços apresentam-se com certa rigidez. Acredita-se que pode ser por suas respectivas magnitudes ou pela existência de rigidez tecnológica das substituições entre os fatores de produção. Essa rigidez, já foi verificada em trabalhos anteriores para o setor de transporte rodoviário (Rezende *et alii*, 1987; de la Sota Silva, 1987 e, na pesquisa de doutorado de Pinto de la Sota Silva, 1996).

Os resultados estimados mostram que o primeiro modelo – Tabela 1 – inclui as variáveis explicativas dos passageiros-quilômetro, extensão média e total das linhas, onde as economias de densidade se apresentaram de forma significativa. A este modelo se adicionou

variáveis *dummies* (Castro, 1987) que deram resultados estatisticamente robustos, com um  $r^2$  sempre superior a 76%, o que chega a ser surpreendente para amostras tipo *cross-section* com mais de 7.500 observações. Todas as variáveis apresentaram sinal correto, com níveis de significância estatística acima de 95% do nível de confiança (Gujarati, 1995). Em termos econômicos o modelo mostra-nos que as variáveis dos passageiros-quilômetro produzidos e a extensão média e total das linhas explicam 75,5% do custo médio da amostra. Uma variação no modelo, por exemplo, um aumento de 10% no volume de passageiros-quilômetro transportados, dadas às mesmas extensões médias e totais das linhas, levaria a uma redução de aproximadamente de 7,1% nos custos médios totais das empresas.

TABELA 1

**PARÂMETROS ESTIMADOS DA FUNÇÃO DE CUSTO LOG-LINEAR  
(TERMOS QUADRÁTICOS, DUMMIES)**

Variáveis	Parâmetros	Estatística t	Prob >  t		
$\beta_0$	13.802796	39.520	0.0001		
$Q_{TOTAL}$	-0.711265	-3.747	0.0007		
$Lm_{TOTAL}$	-0.598848	-5.498	0.0001		
$Lt_{TOTAL}$	0.541742	3.792	0.0001		
$Q_1$	0.077201	21.489	0.0001		
$Lm_1$	-0.02570	-0.972	0.3312		
$Lt_1$	-0.006241	-0.128	0.7899		
$D_2$	-0.572340	-2.790	0.0054		
$D_3$	-0.142940	-0.707	0.4798		
$D_4$	-0.18870	-0.851	0.3949		
$D_5$	0.035745	0.160	0.5721		
Fonte	D.F.	Soma de Quadrados	Estatística F	Prob>F	$R^2$ a.g.l.
Modelo	10	4155.385	349.6742	0.0001	0.755243

TABELA 2

PARÂMETROS E ESTIMAÇÕES DA FUNÇÃO DE CUSTO  
COM *DUMMIES* REGIONAIS

Variáveis	Parâmetros	Estatística t	Prob >  t		
$a_0$	14.193534	39.254	0.0001		
$Q_1$	-0.354674	-2.714	0.0072		
$Q_2$	-0.237168	-2.127	0.0218		
$Q_3$	-0.170401	-2.051	0.0342		
$Lm_{TOTAL}$	-0.555601	-5.051	0.0001		
$Lt_{TOTAL}$	0.209648	1.524	0.0224		
$Q_{TOTAL}$	0.098363	5.846	0.0001		
$Lm_1$	0.021899	0.878	0.2013		
$Lt_1$	-0.000898	-0.074	0.4854		
$D_2$	-0.458754	-2.314	0.0043		
$D_3$	-0.157684	-0.547	0.4712		
$D_4$	-0.178713	-0.789	0.3700		
$D_5$	-0.005128	-0.027	0.1851		
Fonte	D.F.	Soma de Quadrados	Estatística F	Prob > F	R <sup>2</sup> a.g.l.
Modelo	12	4085,09825	282.186	0.0001	0.7340

Da mesma forma, todos os modelos estimados das amostras das empresas com rotas e linhas mais extensas apresentam custos por PKM significativamente menores. Esses resultados, que já eram esperados em função de que quanto maior fosse a distância de transporte, menores seriam os custos fixos unitários. Uma maior cobertura geográfica, por sua vez, impõe uma contrapartida em termos de custo: um aumento de 10% na extensão total das linhas leva a um custo total 5,4% superior.

É necessário ressaltar que a análise de economia de escala com relação à extensão média não é constante, pois a variável PKM leva em consideração o volume dos passageiros-km transportados tanto nas grandes empresas que se encontram consolidadas no mercado,

com grande cobertura geográfica, quanto médias e pequenas empresas, com percursos reduzidos. Nos extremos, existem profundas diferenças em capacidade e nível de produção, que influem no valor do parâmetro estimado.

O modelo seguinte é apresentado na Tabela 2, e inclui os termos quadráticos, variáveis *dummies* e variáveis de níveis de produção. Os resultados deste modelo mostram que as empresas da região Nordeste apresentam também custos médios superiores às das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. A região Sudeste apresenta custos inferiores aos das regiões Sul e Centro-Oeste. Isso demonstra uma melhor estrutura operacional e organizacional, não tão longe da região Sul. As empresas do Centro-Oeste apresentam um valor

de indicador reduzido. Da constatação *in locus* verifica-se que essas empresas são enxutas e têm forte estrutura organizacional. Os coeficientes estimados para as *dummies* mostram que as diferenças de custos são relevantes (Pinto de la Sota, 1996): na região Nordeste, onde se apresentam custos 60% superiores à região Sudeste e Sul, acredita-se que seja por falta de organização empresarial e aplicação de técnicas operacionais e gestão adequada.

No último modelo proposto, apresenta-se a incorporação dos termos quadráticos, variáveis de níveis de produção e termos cruzados; aproximando-se assim, a uma especificação flexível tipo *translog*. Os resultados das elasticidades variam, corroborando as estimações anteriores, mostrando que os valores dos coeficientes de custos dos produtos estratificados decrescem para as empresas maiores, demonstrando a existência de economias de escala neste setor produtivo. Assim, as grandes empresas apresentam custo 15,8% menor do que as médias empresas e 23,5% do que as pequenas.

Ao analisar o coeficiente de extensão total, parte-se da premissa que as grandes empresas transportam aproximadamente 90% de todo o volume de passageiros-quilômetro do sistema. Portanto, a economia de densidade para as grandes empresas representa uma redução das economias de densidade em função do tamanho das

empresas. Assim, para ampliar um quilômetro de extensão da rota, esta representa 25% a menos do custo, o que tem seu efeito na economia de densidade para a cobertura geográfica de grande malha de serviços. Isso indica que cada vez será maior a verticalização do setor, apresentando-se economias de escala crescentes ao prestar serviço em uma malha mais ampla, já que as economias de escala presentes são relativamente significativas.

Segundo este modelo, um aumento de 10% no volume de passageiro-quilômetro transportados, dada à mesma extensão média e total das linhas, levaria a um aumento de 2,5% nos custos operacionais para as empresas maiores, já que para as empresas médias este custo seria de 2,9% e para as empresas menores de 3,2%, dando margens maiores de lucro para as grandes transportadoras. Ao considerar uma maior cobertura geográfica, 1% de aumento na extensão total das rotas, o custo aumentaria em 13,4% para todo o sistema, mas, para as grandes empresas, o aumento seria de aproximadamente 9,9%.

Desse fato, deriva-se que as linhas com maior extensão de itinerário apresentam custos por passageiro-quilômetro significativamente menores, tal como era de se esperar. Quanto maior a distância, menores serão os custos fixos unitários das maiores operadoras do sistema.

TABELA 3

PARÂMETROS E ESTIMADOS DA FUNÇÃO DE CUSTO COM TERMOS QUADRÁTICOS  
E TERMOS CRUZADOS, PRODUTO ESTRATIFICADO

Variáveis	Parâmetros	Estatística t	Prob >  t		
$a_0$	11.523657	45.812	0.0001		
$Q_1$	0.2356432	0.734	0.0131		
$Q_2$	0.3029654	0.352	0.1250		
$Q_3$	0.3216215	0.376	0.3771		
$Lm_{TOTAL}$	13.453746	3.435	0.0006		
$Lt_{TOTAL}$	-20.227867	-3.237	0.0012		
$Q \times Lm$	1.0186475	3.353	0.0008		
$Q \times Lt$	11.458351	3.152	0.0017		
$Lm \times Lt$	1.051816	0.889	0.1342		
$Q_i$	0.053455	5.276	0.0001		
$Lm_i$	0.089907	3.684	0.0002		
$Lt_i$	-0.043126	-0.584	0.2255		
Fonte	D.F.	Soma de Quadrados	Estatística F	Prob>F	R <sup>2</sup> a.g.l.
Modelo	11	4189.513347	321.7582	0.0001	0.72500

A diferença entre estes modelos é que, o último deles não leva em consideração as variáveis *dummies* regionais. Este modelo apresentou uma estatística F de 314,704, contra um F de 280,186 daquele último com *dummies* regionais. Além disso, os valores do coeficiente de determinação ajustado pelos graus de liberdade são

0,74 e 0,75, respectivamente, sendo que o modelo sem *dummies* regionais possui um grau de liberdade a menos que o outro modelo. O termo quadrático para a extensão média das linhas mostra que a elasticidade do custo em relação a essa variável reduz-se conforme aumenta a extensão média.



#### CALCULO DO CUSTO MARGINAL

#### E PREÇOS DAS PASSAGENS

Com os resultados dos coeficientes do último modelo foi calculado o custo por passageiros, obtendo-se assim, o custo médio de produção unitário

$$C_{me} = R\$ 0,04691/\text{passageiro-km}$$

e o custo marginal

$C_{mg} = R\$ 0,06474/\text{passageiro-km}$  para a empresa média do sistema no ponto de expansão média da amostra (de la Sota, 1987).

Com esses resultados encontram-se

os custos unitários por passageiro-quilômetro, para uma empresa, com rota média de 300 km: apresentando o custo médio de operação,

$$C_{me} = \text{R\$ } 15,48$$

e custo marginal,

$$C_{mg} = \text{R\$ } 21,36.$$

Fazendo uma comparação com as tarifas cobradas atualmente na rota Brasília-Goiania – R\$ 18,73 – e na rota Rio de Janeiro-Belo Horizonte – R\$ 97,60 –, observa-se que a primeira tem um custo próximo ao custo marginal, a última tarifa, no entanto, representa quase três vezes o custo marginal calculado pelo modelo.

O fato relevante é que os coeficientes calculados pelo último modelo econométrico não estão longe dos preços das passagens praticados na atualidade pelas empresas transportadoras de ônibus em rotas interestaduais, salvo as regiões nas quais os preços das tarifas não apresentam transparências nos preços, ou onde se apresentam práticas de tarifação não muito claras. A Tabela 4 mostra a representação gráfica do  $C_{me}$  e  $C_{mg}$  (Berechman, 1983) (Diewert, 1974) para as empresa médias da amostra com respeito aos preços das tarifas cobradas na atualidade.

Como se observa na representação gráfica, e pelos resultados do modelo calculado, verifica-se que as transportadoras do eixo Rio/São Paulo, pela competição de mercado existente, vêm ofertando preços próximos ao custo

marginal calculado. Situação similar observa-se no comportamento das empresas que operam nestes estados. Por exemplo, no caso da rota Rio de Janeiro – Macaé, os preços praticados estão dentro de um intervalo de confiança próximo ao custo marginal. O mesmo acontece com as empresas pesquisadas no Centro-Oeste, sendo que nesta região a fiscalização do poder concedente é uma variável importante.

Evidentemente esses preços estão refletindo a alta competitividade existente nessas rotas, que são de maior densidade nos fluxos de passageiros diários e na periodicidade nos intervalos das saídas de veículos – entre 10 e 30 minutos por empresa –, existindo o consórcio operacional denominado “Ponte Rodoviária Rio/São Paulo”. É importante ressaltar que as tarifas praticadas são diferenciadas por empresa, para atrair usuários cativos e potenciais. Esses grupos de empresas correspondem às maiores operadoras rodoviárias de passageiros e, evidentemente, confirmam as hipóteses da pesquisa. Por atuarem com economias de escala e economias de densidade operacional (Friedlaender e Spady, 1980), acredita-se que pratiquem preços ainda menores ao custo marginal calculado.

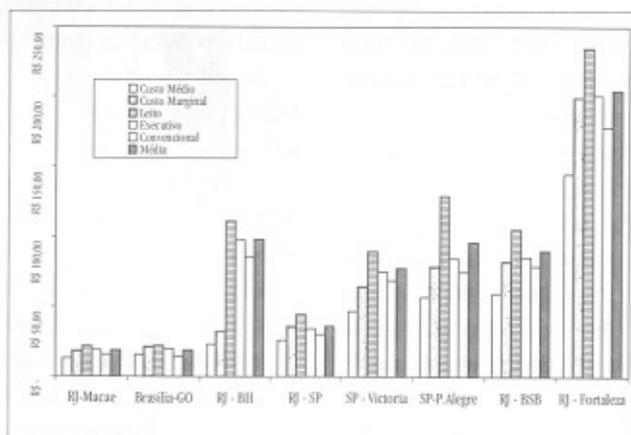
Este último aspecto nos faz acreditar que pode existir o paradigma de custo marginal e tarifa vigente. Dessa hipótese, levanta-se o seguinte questionamento: As grandes operadoras de

TABELA 4

COMPARAÇÃO DOS CUSTOS CALCULADOS PELO MODELO E OS PREÇOS DAS  
TARIFAS MÉDIAS DO SETOR DE TRANSPORTES DE PASSAGEIROS INTERESTADUAL

Localidade	Quilômetros	Custo Médio		Custo Marginal		Tarifa Médias das Empresas Atuais	
		R\$	R\$	R\$	R\$	R\$	R\$
RJ-Macaé	250	R\$ 12,90	R\$ 17,80	R\$ 18,65			
Brasília-GO	300	R\$ 15,48	R\$ 21,36	R\$ 18,73			
RJ - BH	450	R\$ 23,22	R\$ 32,05	R\$ 97,60			
RJ - SP	500	R\$ 25,80	R\$ 35,61	R\$ 36,00			
SP - Vitória	900	R\$ 46,44	R\$ 64,09	R\$ 77,58			
SP - Porto Alegre	1.100	R\$ 56,76	R\$ 78,34	R\$ 95,92			
RJ - BSB	1.150	R\$ 59,34	R\$ 81,90	R\$ 89,50			
RJ - Fortaleza	2.800	R\$ 144,48	R\$ 199,40	R\$ 204,69			

GRÁFICO 1

VARIAÇÃO DOS CUSTOS DO MODELO COMPARADO AS TARIFAS ATUAIS DAS  
TRANSPORTADORAS DE PASSAGEIROS INTERESTADUAIS

transporte inter-regionais estão cobrando tarifas para concorrer, ou para não permitir a entrada de novas firmas ao setor, ou para eliminar empresas concorrentes em determinadas rotas? Ou

seja, observa-se que essas empresas mantêm preços diferenciados em suas diversas linhas para equilibrar seus custos operacionais e, assim, poderem repassar receitas – economia de densidade.



## CONCLUSÕES FINAIS

Entre outros aspectos relevantes comentados ao longo do artigo, merece especial destaque o fato de a produção de serviços pelas ETP ser sensível à estratificação do tamanho dessa produção e ao relaxamento das hipóteses de elasticidade-custo constante da produção, mostrando a existência de economias de escala para as empresas maiores. No entanto, para as empresas médias e pequenas, as economias de escala são decrescentes. Ficaram evidenciadas as economias de escala com o aumento do tamanho da produção das empresas e comprovada a redução da elasticidade do custo em relação à extensão média, quando os itinerários aumentam.

Alguns mitos sobre o transporte terrestre de passageiros por ônibus no segmento das empresas transportadoras – ETP devem ser reconsiderados diante esses resultados. Longe de uma situação de mercado homogêneo com custos unitários constantes e competitivos, o setor constituído pelas ETP revela-se bastante heterogêneo, com for-

tes evidências de economias de escala nas empresas maiores e médias. Mais ainda, as empresas líderes no subsector parecem estar limitadas em seu crescimento, em parte pelo próprio tamanho do mercado.

Com vistas a alimentar uma política setorial que estimule a eficácia econômica de curto e longo prazos para o transporte terrestre de passageiros, principalmente nos aspectos de regulamentação, tem-se que uma das primeiras evidências resultante do artigo é a necessidade de complementar os estudos mostrados com análises mais profundas sobre: a demanda energética do setor, o impacto das políticas tarifárias, os impactos da desregulamentação do setor, tanto para os usuários como para os próprios empresários do setor. Tudo isso, com intenção de conhecer analítica e qualitativamente a problemática setorial, de modo a realizar uma intervenção adequada. Qualquer política que careça dessas análises pode induzir sérias ineficiências econômicas do setor.



## BIBLIOGRAFIA

- BERECHMAN, J. "Costs, economies of scale and factor demand in bus transport", *Journal of Transport Economics and Policy*, XVII(1), jan 1983, pp. 7-24.
- CASTRO, Newton R. de. "Estrutura e desempenho do setor de transporte rodoviário de carga", Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, Grupo de Energia n. XLII, 1987.
- DE LA SOTA SILVA, Edwin. "Função de custo das empresas de transporte rodoviário de carga em rota fixa", Rio de Janeiro, Universidade Federal de Rio de Janeiro, Coppe, 1987, dissertação de mestrado, mimeo.
- DIEWERT, W. E. "Applications of duality theory", in INTRILIGATOR, M. D. & Kendrick, D. A. *Frontier of quantitative economics*, Vol. 2, Norton & Holland, 1974.
- FRIEDLAENDER A. F. & SPADY, R. *Freight transport regulation: equity, efficiency and competition in the rail and trucking industries*, Cambridge, Mass., The MIT Press, 1980.
- GUJARATI N. Damodar. *Econometria*, 3. ed., 1995.
- JUDGE G. George *et alii*. *The theory and practice of econometrics*, 1995.
- PINTO DE LA SOTA SILVA, Edwin. *Estrutura de custos, economias de escala e fator demanda na indústria de transporte rodoviário de passageiros*, Rio de Janeiro, UFRJ, Coppe, 1996, tese de doutorado, mimeo.
- REZENDE, A. E. & PINTO DE LA SOTA, Edwin S. "Funções de custo para empresas transportadoras de rota fixa", Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, Grupo de Energia, n. XLIII, 1987.
- REZENDE A. E.; DE LA SOTA SILVA & E. & COSENZA, C. A. "Contribuição ao estudo da estrutura de produção da indústria de transporte de carga do Brasil", Congresso de Pesquisa e Ensino em Transportes, Anais do VII Anpet, Vol. 2, pp. 527-538, São Paulo, nov 1993.
- SPADY R. & FRIEDLAENDER A. *Econometric estimation of cost functions in the transportation industries*, Cambridge, Mass., MIT Center for Transportation Studies, 1976.
- VARIAN Hall. *Microeconomia, princípios básicos: Uma abordagem moderna*, Rio de Janeiro, Campus, 1999.

