

Análise econométrica das fronteiras estocásticas de eficiência de custos dos prestadores de serviços de água e esgotos no Brasil no período 1998-2002

RESUMO: No Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgotos no Brasil, realizado no âmbito do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), referente ao período 1998-2002, fica evidenciado que a situação financeira de quase todas as empresas estaduais do setor piorou. Organizações nessa situação tendem a operar com níveis insatisfatórios de eficiência, principalmente de custos. Diante disso, impõe-se investigar as condições de eficiência com que o setor vem operando. Essas análises demandam métodos capazes de tratar a assimetria de informação que existe entre os agentes envolvidos, tais como a análise de fronteiras estocásticas (*Stochastic Frontier Analysis* – SFA) e a análise envoltória de dados (*Data Envelopment Analysis* – DEA). Nos EUA e no Reino Unido, a aplicação dessas metodologias tem mostrado que elas introduzem aperfeiçoamentos e inovações. Acompanhando a evolução da comunidade científica internacional, no presente estudo, são estimados, simultaneamente, por SFA, para cada ano do período 1998-2002, os índices relativos de eficiência de custos de cada prestador e os parâmetros das variáveis explicativas da correspondente função de ineficiência, bem como identificados os fatores determinantes do desempenho e elencadas medidas e ações para os prestadores melhorarem sua posição no *ranking* de eficiência.

Palavras-chave: Serviços de água e esgotos. Eficiência de custos. Análise de fronteiras estocásticas – SFA. Painel de custo de fronteira estocástica.

Classificação JEL: L95; D24; C5

João Serafim Tusi da Silveira¹

Attus Pereira Moreira¹

Jorge Erick Garcia Parra¹

Nelci Fátima Denti Brum¹

¹ URI – Santiago – Arquitetura e Urbanismo.
Av. Batista Bonoto Sobrinho, s/n – Santiago-RS
– 97700-000 – e-mail: joaotusi@urisantiago.br
– Fax : 5532517738

Agradecimentos

ao PNUD pela oportunidade de realização do estudo; e ao Professor Tim Coelli (University of Queensland, Brisbane, Australia) pela valiosa orientação quanto ao uso do *software* Frontier 4.1c.

Introdução

Desde 1991, no contexto do Programa Brasileiro da Qualidade e Produtividade – PBQP, são promovidas na administração pública brasileira ações com o propósito de transformar as organizações e torná-las cada vez mais preocupadas com o cidadão e não apenas com seus processos burocráticos.

Elevar o padrão dos serviços prestados e, ao mesmo tempo, tornar o cidadão mais exigente em relação aos serviços públicos a que tem direito, é o grande desafio do Programa Qualidade na Administração Pública e o foco de sua atuação. As ações desse Programa desenvolvem-se, principalmente, no espaço em que a organização pública se relaciona diretamente com o cidadão, seja na condição de prestadora de serviço, seja no papel de executora da ação do Estado.

Em consonância com esse contexto, através do Programa de Modernização do Setor Saneamento – PMSS (Ministério das Cidades, Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental), vem sendo desenvolvido, desde 1995, o Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento – SNIS, cuja principal veiculação é o Diagnóstico (anual) dos Serviços de Água e Esgotos. No referido diagnóstico (Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento, 2004), verifica-se que de 1998 para 2002 a situação financeira de quase todas as empresas estaduais do setor piorou – as tarifas não cobriram as despesas. Isso é preocupante, não somente sob o aspecto da sustentabilidade econômico-financeira, mas sobretudo sob o prisma do grau de satisfação dos usuários. Organizações nessa situação tendem a operar com níveis insatisfatórios de eficiência principalmente de custos.

Diante desse quadro, uma das primeiras providências que se impõe é a análise dos determinantes da eficiência com que o setor vem operando, pelo menos desde 1998. Esse tipo de análise requer métodos de *benchmarking* capazes de tratar a assimetria de informação que existe entre os agentes envolvidos. Frente ao monopólio da informação que há nessa área, o *benchmarking* promove ao mesmo tempo o compartilhamento dessa informação e a transparência nas prestações de contas. Ademais, com o “ranqueamento” objetivo do

desempenho das unidades, o setor ganha maior credibilidade, pois o ranking simula competição onde pouca ou nenhuma competição existe.

A disponibilidade de índices de eficiência acessíveis ao cidadão comum deixa os administradores e a mídia na obrigação de informar como as companhias se comparam em circunstâncias similares. Os consumidores apoiam essas comparações, porque passam a dispor de informações sobre o padrão do serviço que estão pagando na conta mensal. É por isso, também, que as agências internacionais de fomento têm apoiado iniciativas de benchmarking. Elas sabem que, quando gerenciadas com eficiência, as companhias fazem melhor uso dos fundos externos.

Esta compreensão vem ganhando espaço no cenário internacional, principalmente a partir da evolução recente dos métodos quantitativos avançados, como a análise de fronteiras estocásticas (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*) e a análise envoltória de dados (*Data Envelopment Analysis – DEA*). Nos EUA e no Reino Unido, a aplicação dessas metodologias tem mostrado que elas realmente introduzem aperfeiçoamentos e inovações. Uma evidência disso é o emprego de SFA pelos técnicos da Organização Mundial da Saúde na estimação do ranking de eficiência de 191 estados membros (SMITH e STREET, 2003).

Acompanhando a evolução da comunidade científica internacional, no presente estudo, são estimados, simultaneamente, por SFA, para cada ano do período 1998-2002, os índices relativos de eficiência de custos de cada prestador e os parâmetros das variáveis explicativas da correspondente função de ineficiência, bem como identificados os fatores determinantes do desempenho e elencadas medidas e ações para os prestadores melhorarem sua posição no ranking de eficiência.

Nessas condições, os resultados alcançados no presente estudo também têm a pretensão de contribuir para a inserção do governo brasileiro na vanguarda do conhecimento científico e tecnológico mundial, quanto à avaliação de eficiência dos serviços de água e esgotos.

1 Especificação do modelo econométrico

1.1 O painel de custo de fronteira estocástica

A versão empírica do modelo SFA apresentado no Apêndice 2A, conforme adotada neste estudo, segue o enfoque do custo, e não o da produção. Usualmente, a especificação geral do painel de custo variável de fronteira estocástica, é:

$$CV_{it} = f(Y_{it}, P_{it}, Q_{it}, \tau_{it}; \beta) \exp(V_{it} + U_{it}) \quad (1)$$

onde CV é o custo variável; Y representa um vetor de produto; P é um vetor de preços dos fatores variáveis; Q é um vetor de variáveis incluindo insumos quase fixos e características técnicas; τ indica o período de tempo da observação (firma) considerada; β é um vetor de parâmetros a ser estimado; e V e U são mesmas distribuições definidas em (2A1 – Apêndice 2A). Em todas as variáveis, o subscrito i indexa a firma ($i = 1, \dots, I$) e t indexa o período de observação ($t = 1, \dots, T_i$). O subscrito i , em T , é para indicar a natureza não balanceada do painel. Para todo i , $1 \leq T_i \leq T$, e T é o número máximo de observações disponíveis para uma dada firma.

V_{it} mapeia a fronteira estocástica de custo variável $CV(\cdot)$ e assume valores positivos e negativos, respectivamente, se os choques exógenos têm efeitos favoráveis ou desfavoráveis sobre os custos. Por sua vez, U_{it} , indica o montante pelo qual o log do custo da i -ésima firma no t -ésimo

período de observação excede o log da fronteira estocástica, $\ln CV(\cdot) + V_{it}$, devido à ocorrência de ineficiências. Quando $U_{it} = 0$, para uma firma particular i , no tempo t , a fronteira de custo é atingida.

1.2 Avaliação dos dados do SNIS e seleção das variáveis

Com a finalidade de subsidiar a seleção das variáveis e dados para o modelo de análise econométrica, fez-se uma avaliação dos dados do SNIS.

Com referência ao ano de 2002, 280 prestadores de serviços integram a amostra do SNIS com a seguinte composição: 25 prestadores regionais, 6 de âmbito microrregional e 249 prestadores de abrangência local. Esses prestadores, conjuntamente, atendem a 4.187 Municípios e a 94,3% da população urbana, considerando a quantidade total de Municípios brasileiros de 5.561 Municípios, e da população urbana de 142 milhões de habitantes.

O SNIS, desde 1995, promove a coleta de informações sobre 77 indicadores, que cobrem os campos econômico-financeiros e administrativos (29), operacional/água (20), operacional/esgoto (7), de balanço (9) e de qualidade (12). Essa base de dados foi minuciosamente pesquisada para a definição e construção de cada variável do painel (1).

Diversos indicadores e variáveis de qualidade (vide discriminação abaixo), não foram utilizados devido aos excessivos preenchimentos com zero e em branco.

Q03 - Duração das paralisações	Q07 - Quantidade de amostras analisadas para aferição de cloro residual, com resultados fora do padrão	Q09 - Quantidade de amostras analisadas para aferição de turbidez, com resultados fora do padrão	Q12 - Duração dos extravasamentos registrados	Q17 - Quantidade de amostras analisadas para aferição de coliformes fecais, com resultados fora do padrão	Q22 - Duração das intermitências prolongadas	Q25 - Tempo de execução dos serviços
hora	amostra	amostra	hora	amostra	hora	hora

Nota: Q03 a Q25 são os códigos originais da fonte de dados (Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento, 2004)

Com relação aos dados de balanço, deixou-se de utilizar as variáveis ativo total (código B02) e grau de endividamento (I63), face à sua insuficiente cobertura (apenas 41 prestadores em 2002, p. ex.). Também, fez falta uma variável exclusiva para o valor da depreciação.

Na computação do volume de água produzido e importado, por economia de água e por km de rede de água, não foram inseridas as economias ativas e a extensão da rede de esgotos, porque esses dados são precários. Verificou-se que, apesar de ser

uma variável de estoque, a extensão da rede de esgotos apresenta falta de informação, intercalada com anos que há registro; inicia a ter registros em anos recentes; e decresce em alguns anos e depois volta a aumentar – principalmente.

Nas estimações realizadas, os coeficientes das variáveis IPDA – índice de perdas na distribuição de água (I49), IPLA – índice de perdas por ligação de água (I51) e TMA – tarifa média de água (I05), não acusaram significância estatística, ao contrário de IBPLA – índice bruto de perdas lineares de água (I50) e de TMP – tarifa média praticada (I04). Isso é um indício forte da existência de erros de observação naquelas variáveis.

Por conseguinte, na definição das variáveis do painel de fronteira (1), foram levados em conta os requisitos da teoria econômica do custo e as necessidades ditadas pela Unidade de Gerenciamento do Programa – UGP/PMSS.

Assumiu-se que as cias. são tomadoras de preços no mercado de insumos e que o produto é exogenamente determinado. Essa suposição reflete a realidade do setor no Brasil, em que muitos prestadores de serviços são relativamente pequenos agentes no mercado de insumos, com a incumbência de satisfazer a demanda do mercado do produto, aos preços “acompanhados” pelo regulador.

Para analisar esse cenário, escolheu-se como variável representativa do custo a despesa de exploração (DEX, código F15).

A quantidade de produto (VAPIM) é dada pelo volume de água produzido (A06), somado ao volume de água tratada importado (A18) – para incorporar as compras de água à oferta dos prestadores. Esse procedimento implica supor que os custos para comprar são equivalentes aos custos para produzir, o que pode não ser bem assim. Entretanto, ele é menos pernicioso do que usar registros ínfimos para a quantidade produzida e computar os respectivos custos de exploração.

Na especificação do preço dos fatores, o preço unitário do insumo trabalho (DMP) é a despesa com pessoal próprio (F10) dividida pela quantidade total de empregados próprios (F26). O preço médio do fator capital (DMC) é a despesa com produtos

químicos (F11) e com energia elétrica (F13), por economias ativas de água (A03) e esgoto (E03) e por km de rede de abastecimento de água (A05) e de coleta de esgotos (E04). Nessa especificação, pressupõe-se que, quanto mais o prestador gasta em produtos químicos e energia elétrica, tanto mais utiliza os equipamentos e instalações, ou seja, o estoque de capital. A magnitude deste capital depende da quantidade de economias ativas que tem de ser atendida pelas redes de abastecimento de água e de coleta de esgotos, cuja razão expressa o valor médio de uso do capital.

O valor dos outros insumos, por seu turno, é o valor residual da variável DEX em decorrência da subtração das despesas com pessoal próprio, produtos químicos e energia elétrica. O cálculo do preço médio dos outros insumos seguiu o mesmo caminho das demais variáveis de despesa.

Para capturar as diferenças de tecnologia entre os prestadores que operam com água, e com água e esgoto, introduziu-se a *dummy* SP (tipo de serviço prestado – X130) que assume o valor 0 (zero) no caso de a cia. operar somente com água; e 1 (um), com água e esgoto.

A ponderação da necessidade de tratamento da água e do esgoto é considerada por intermédio da variável DMC. Quanto maior é a despesa com produtos químicos e energia elétrica, maior é a quantidade tratada e transportada de água e de esgoto.

Para diferenciar as economias de densidade de produto, das economias de escala, Bottasso e Conti (2003) empregam a extensão da rede. Aqui, esta variável é RA (Km de rede de água – A05). O uso de RE (Km de rede de esgoto – E04) foi evitado devido à excessiva falta de dados, à grande maioria dos registros serem demasiadamente recentes e à evolução oscilante, a despeito de tratar-se de uma variável de estoque.

Outrossim, o emprego de RA tem outra finalidade. Esta variável é, também, uma *proxy* para o insumo quase fixo (capital), pois a evolução dos investimentos no setor é deprimente. Em 2001, foram quase 50% menores do que em 1998, a preços constantes (MOTTA, 2004).

Na especificação da equação de ineficiência, utilizou-se a *dummy* TEMPO

para sinalizar a ocorrência de fatores cíclicos e de progresso técnico. As outras dummies empregadas, nesta função, são ABR (X001) para a área de abrangência (0 “zero” para os prestadores locais; e 1 “um” para os microrregionais ou regionais) e NJ (X100) para a natureza jurídica do prestador (0 “zero” para as autarquias ou administração pública; e 1 “um” para outros casos).

Para Motta (2004), a produção de água e esgoto por extensão de rede é um indicador do efeito escala. Essa variável, aqui, é o volume de água produzido (A06) somado ao volume de água tratado importado (A18), por economia ativa de água (A03) e por km de rede de água (A05), denominada VAEcRA. Na composição desta variável, não se incluiu a extensão da rede de esgotos, pelas razões já apontadas a três parágrafos atrás.

Para investigar a influência do sistema tarifário sobre a eficiência de custos, tem-se a tarifa média praticada (TMP, I04) e a tarifa média de água (TMA, I05). E para tratar a questão do desperdício de água, tem-se o índice de perdas na distribuição de água (IPDA, I49); o índice bruto de perdas lineares de água (IBPLA, I50); e o índice de perdas por ligação de água (IPLA, I51).

2.3 Especificação da forma funcional

Especificou-se uma série de tipos funcionais mencionados na literatura

especializada. Por limitações de espaço, apresentam-se aqui somente as versões particulares de (1) e de (2A9 – Apêndice 2A), nas formas translog e CD (Cobb-Douglas)¹, que são, respectivamente,

$$\ln DEX_{it} = \ln \beta_0 + \beta_1 SP_{it} + \beta_2 \ln DMP_{it} + \beta_3 \ln DMC_{it} + \beta_4 \ln VAPIM_{it} + \beta_5 \ln RA_{it} + \beta_6 (\ln DMP_{it})(\ln DMP_{it}) + \beta_7 (\ln DMP_{it})(\ln DMC_{it}) + \beta_8 (\ln DMP_{it})(\ln VAPIM_{it}) + \beta_9 (\ln DMP_{it})(\ln RA_{it}) + \beta_{10} (\ln DMC_{it})(\ln DMC_{it}) + \beta_{11} (\ln DMC_{it})(\ln VAPIM_{it}) + \beta_{12} (\ln DMC_{it})(\ln RA_{it}) + \beta_{13} (\ln VAPIM_{it})(\ln VAPIM_{it}) + \beta_{14} (\ln VAPIM_{it})(\ln RA_{it}) + \beta_{15} (\ln RA_{it})(\ln RA_{it}) + (V_{it} + U_{it}) \quad (2)$$

$$U_{it} = \ln \delta_0 + \delta_1 TEMPO_{it} + \delta_2 \ln TMA_{it} + \delta_3 \ln TMP_{it} + \delta_4 \ln VAEDEX_{it} + \delta_5 \ln VAEcRA_{it} + \delta_6 \ln VARA_{it} + \delta_7 \ln RA_{it} + \delta_8 \ln IPDA_{it} + \delta_9 \ln IBPLA_{it} + \delta_{10} \ln IPLA_{it} + \delta_{11} ABR_{it} + \delta_{12} NJ_{it} + W_{it} \quad (2')$$

e

$$\ln DEX_{it} = \ln \beta_0 + \beta_1 SP_{it} + \beta_2 \ln DMP_{it} + \beta_3 \ln DMC_{it} + \beta_4 \ln VAPIM_{it} + \beta_5 \ln RA_{it} + (V_{it} + U_{it}) \quad (3)$$

$$U_{it} = \ln \delta_0 + \delta_1 TEMPO_{it} + \delta_2 \ln TMA_{it} + \delta_3 \ln TMP_{it} + \delta_4 \ln VAEDEX_{it} + \delta_5 \ln VAEcRA_{it} + \delta_6 \ln VARA_{it} + \delta_7 \ln RA_{it} + \delta_8 \ln IPDA_{it} + \delta_9 \ln IBPLA_{it} + \delta_{10} \ln IPLA_{it} + \delta_{11} ABR_{it} + \delta_{12} NJ_{it} + W_{it} \quad (3')$$

onde *DEX*, *DMP*, *DMC*, *TMA* e *TMP* foram deflacionadas pelo IGP-DI/FGV. As variáveis de despesa foram normalizadas pela despesa média com outros insumos. A especificação das variáveis incluídas em (2) até (3') e suas respectivas unidades de medida, estão na Tabela 1.

Tabela 1 – Especificação das variáveis dos painéis de custo de fronteira estocástica e das equações de ineficiência – e respectivas unidades de medida

Variável	Unidade de Medida
DEX – despesa de exploração	R\$ a preços de 2002 (para cada real gasto em outros insumos _ por economia e por km de rede de água e esgoto)
SP – tipo de serviço prestado	0 = água; 1 = água e esgoto
DMP – preço unitário do insumo trabalho	R\$ a preços de 2002 (para cada empregado próprio) e (para cada real gasto em outros insumos _ por economia e por km de rede de água e esgoto)
DMC – preço médio do fator capital	R\$ a preços de 2002 (para cada economia e cada km de rede de água e esgoto) e (para cada real gasto em outros insumos _ por economia e por km de rede de água e esgoto)
VAPIM – volume de água produzido e importado	mil m ³
RA – extensão da rede de água	km
TEMPO – dummy	1 = 1998; 2 = 1999; 3 = 2000; 4 = 2001; e 5 = 2002
TMA – tarifa média de água	R\$ a preços de 2002 / m ³
TMP – tarifa média praticada	R\$ a preços de 2002 / m ³

¹ A equação Cobb-Douglas é menos flexível em relação à função translog, porém as medidas de mudança técnica e de eficiência são insensíveis à escolha da forma funcional de produção, porque ambas as propriedades estão relacionadas a deslocamentos da isoquanta, e não ao tipo da função de fronteira (Madalla, 1994).

VAEDEX – volume de água e esgoto por despesa de exploração	mil m ³ / R\$ a preços de 2002
VAEcRA – volume de água produzido e importado, por economia de água e por km de rede de água	mil m ³ de água (VAPIM) por economia de água e por km de rede de água
VARA – volume de água produzido e importado por km de rede de água	mil m ³ de água (VAPIM) por km de rede de água
IPDA – índice de perdas na distribuição de água	%
IBPLA – índice bruto de perdas lineares de água	m ³ /dia/km
IPLA – índice de perdas por ligação de água	l/dia/ligação
ABR – área de abrangência	0 = local; 1 = microregional e regional
NJ – natureza jurídica do prestador	0 = autarquia ou administração pública direta; 1 = outra natureza

3 Estimação e teste dos painéis de custo de fronteira estocástica

referentes a 207 prestadores, no período 1998-2002.

A estrutura dos painéis estimados (Tabela 2) abrange 707 observações

Tabela 2 – Estrutura dos painéis e estatísticas descritivas de algumas variáveis

Especificação	IEC	DEX	DMP	DMC	TMP	VAEDEX	VAEcRA	IBPLA
1998; 121 Obs								
Média	1,70	503,72	7,02	1,24	1,20	0,00	819,04	37,91
Coef. de Variação	0,77	2,34	3,84	3,17	1,47	0,50	2,76	0,79
1999; 137 Obs								
Média	1,66	559,96	17,04	1,58	0,98	0,00	727,47	37,57
Coef. de Variação	0,34	3,51	7,87	3,78	0,38	0,57	2,85	0,71
2000; 138 Obs								
Média	1,53	305,88	5,98	0,72	0,92	0,00	739,15	35,42
Coef. de Variação	0,33	0,81	4,71	0,84	0,40	0,58	2,83	0,71
2001; 122 Obs								
Média	1,56	384,08	4,78	1,21	0,88	0,00	819,42	35,97
Coef. de Variação	0,35	1,42	2,40	2,96	0,39	0,59	2,62	0,82
2002; 189 Obs								
Média	1,52	397,03	5,81	1,64	0,81	0,00	594,61	34,15
Coef. de Variação	0,37	3,05	4,89	2,42	0,43	0,85	3,24	1,04

Os painéis de custo de fronteira estocástica do tipo translog e CD (Cobb-Douglas), especificados na seção anterior, foram estimados por MLE através do programa Frontier 4.1c (COELLI, 1996).

Esse *software* segue a parametrização de Battese & Corra (1977) em termos de

$$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2 \quad (4)$$

e de

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad (5)$$

em que γ é um indicador da influência do componente unicaudal sobre a variância global e representa a importância relativa do termo de ineficiência no ajustamento do painel.

Além dos painéis (2) a (3'), estimou-se uma série de outros painéis, porém nenhum deles apresentou melhor qualidade de ajustamento. As estimativas do painel completo tipo translog (equações 2 e 2') estão no Apêndice 4A, e as do painel CD, selecionado a partir da estimação das equações (3) e (3'), estão na Figura 1.

As equações, correspondentes às estimativas constantes na Figura 1, são:

$$\ln DEX_i = -1,027 + 0,345 SP_i + 0,731 \ln DMP_i + 0,12 \ln DMC_i + 0,604 \ln VAPIM_i + 0,098 \ln RA_i + (V_i + U_i) \quad (6)$$

e

$$U_i = -5,918 + 0,02 TEMPO_i - 0,388 \ln TMA_i - 1,006 \ln VADEX_i - 0,129 \ln VAECRA_i + 0,188 \ln IBPLA_i - 0,337 ABR_i - 0,085 NJ_i + W_i \quad (6')$$

Na Figura 1, os coeficientes β_1 a β_2 estão associados às variáveis SP (coeficiente β_1), DMP (coeficiente β_2), DMC (coeficiente β_3), VAPIM (coeficiente β_4) e RA (coeficiente

β_5). Por sua vez, δ_1 a δ_{12} , acompanham as variáveis TEMPO (coeficiente δ_1), TMA (coeficiente δ_2), VADEX (coeficiente δ_3), VAECRA (coeficiente δ_4), IBPLA (coeficiente δ_5), ABR (coeficiente δ_{11}) e NJ (coeficiente δ_{12}). Todos esses coeficientes são estatisticamente significantes a 1%, a exceção de δ_1 e de δ_{12} . Pelas estatísticas t, infere-se que a ineficiência de custos é mais sensível às variações em VADEX. Em segundo plano, vem IBPLA seguida de VAECRA. Também, é muito importante a participação da tarifa média praticada na explicação da ineficiência.

Figura 1 – Estimativas de MLE dos parâmetros do painel CD de custo de fronteira estocástica (modelo selecionado)

Output from the program FRONTIER (Version 4.1c)			
the final mle estimates are :			
	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	-0.10274924E+01	0.17457329E+00	-0.58857363E+01
beta 1	0.34513511E+00	0.57269342E-01	0.60265248E+01
beta 2	0.73063746E+00	0.18274484E-01	0.39981290E+02
beta 3	0.12052032E+00	0.17831340E-01	0.67589041E+01
beta 4	0.60379407E+00	0.31048222E-01	0.19446977E+02
beta 5	0.98186535E-01	0.35643821E-01	0.27546579E+01
delta 0	-0.59185867E+01	0.64664817E+00	-0.91527155E+01
delta 1	0.20279270E-01	0.20727430E-01	0.97837838E+00
delta 3	-0.38777372E+00	0.98366589E-01	-0.39421283E+01
delta 4	-0.10061205E+01	0.90773619E-01	-0.11083843E+02
delta 5	-0.12926273E+00	0.24235828E-01	-0.53335389E+01
delta 9	0.18859042E+00	0.31993863E-01	0.58945810E+01
delta 11	-0.33743129E+00	0.11532236E+00	-0.29259832E+01
delta 12	-0.84850297E-01	0.86249017E-01	-0.98378278E+00
sigma-squared	0.10718673E+00	0.15847766E-01	0.67635229E+01
gamma	0.42693841E+00	0.10197473E+00	0.41867077E+01
log likelihood function = -0.18950211E+03			
LR test of the one-sided error = 0.29323719E+03			
with number of restrictions = 9			
[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]			
number of iterations = 26			
(maximum number of iterations set at : 100)			
number of cross-sections = 207			
number of time periods = 5			
total number of observations = 707			
thus there are: 328 obs ns not in the panel			

Os sinais de todos os coeficientes estão de acordo com o esperado, desde que a variável RA não seja encarada como *proxy* do insumo quase fixo de capital. Essa condição pode ser assumida, uma vez que a significância estatística relativamente bem mais baixa do coeficiente de RA, aponta para a não minimização de custos no longo prazo, aliada à depressão no nível dos investimentos.

A fraca importância estatística individual de δ_{12} revela que para o conjunto dos prestadores, no período 1998-2002, não se detecta influência significativa advinda

da natureza jurídica, embora na análise comparativa estratificada realizada na seção 4, figura 2, o extrato das cias. que operam com água e esgoto conjuntamente, com abrangência microrregional ou regional, e natureza jurídica diferente de autarquia ou administração pública direta, tenha evidenciado o melhor desempenho.

A variável VARA (VAPIM/RA), incluída nas demais estimações realizadas, devido ao seu menor poder explicativo, cede lugar à variável VAECRA. Por sua vez, TMA, IPDA e IPLA apresentam coeficientes sem significância estatística ou sinais trocados,

possivelmente devido à erros de observação presentes nas matrizes de dados do SNIS.

As hipóteses de que os efeitos do custo de ineficiência estejam ausentes e as que envolvem restrições sobre os parâmetros, foram testadas por intermédio do teste LR generalizado (*generalized likelihood-ratio test*), confrontando as estimativas CD (Figura 1) e translog (Apêndice 4A).

Através do teste LR, verificou-se que a influência temporal sobre a eficiência de custos é significativa. Já, através do teste *t* individual, o resultado é inverso. Isso reflete a reversão ocorrida nos últimos anos do período analisado, principalmente em 2000-2001 (Figura 3), quando os escores melhoram sensivelmente, chegando em duas categorias a cair mais de 15 %.

Por sua vez, o termo unicaudal revelou-se heteroscedástico. Em decorrência disso, uma importante incumbência da variável VAEcRA, na equação de ineficiência, é informar ao algoritmo de MLE as diferenças de tamanho de cada prestador. Por outro lado, conjuntamente, estas distúrbâncias não exibiram nenhum vestígio de autocorrelação.

Quanto a multicolinearidade, verificou-se que apenas as variáveis VAPIM e RA mostraram uma associação forte, todavia inofensiva, pois o painel de fronteira tem como principal objetivo a previsão. E, quanto mais alto o R^2 , melhor é a previsão (GUJARATI, 2000).

Para garantir homogeneidade, é suficiente a normalização levada a efeito na variável dependente (DEX) e nos preços do trabalho (DMP) e do capital (DMC), utilizando o preço de outros insumos.

Já, a condição de simetria da função é imposta ao se assumir, na estimação, que:

$$\begin{aligned}\beta_7 (\ln DMP_u) (\ln DMC_u) &= \beta_7^* (\ln DMC_u) (\ln DMP_u); \\ \beta_8 (\ln DMP_u) (\ln VAPIM_u) &= \beta_8^* (\ln VAPIM_u) (\ln DMP_u); \\ &\dots \text{ e assim por diante } \dots\end{aligned}\quad (7)$$

A monotonicidade nos preços dos fatores também está atendida, porque quando os preços (DMP e DMC) são majorados, os custos (DEX) também aumentam. Por sua vez, a monotonicidade no produto é satisfeita, porque os custos marginais são positivos.

4 Interpretação dos resultados

Na interpretação dos resultados da estimação, é importante distinguir que na função principal de custo os sinais de δ_2 a δ_5 são corretamente positivos, porque os incrementos ou reduções nas suas respectivas variáveis repercutem sobre a despesa de exploração, na mesma direção. No caso de δ_1 , o sinal positivo indica que os prestadores com produto conjunto (água e esgoto) tendem a ter despesas de exploração mais elevadas, com relação aos que trabalham apenas com água.

Já, na função de ineficiência, o coeficiente com sinal negativo significa que um incremento na variável a ele ligada traduz-se em redução no escore de ineficiência, ou seja, em melhoria na eficiência de custos.

No tocante a TMP, o resultado está de acordo com o objetivo de repartir com os usuários os ganhos de eficiência conseguidos. Quanto a VAEDEX e VAEcRA, a relação é mais evidente, porque se aumentam os volumes produzidos, por unidade de fator aplicado no processo produtivo, o resultado é obviamente um aumento na eficiência.

As interpretações dos sinais das dummies ABR e NJ são similares. De uma maneira geral, eles informam que os prestadores que têm abrangência microrregional ou regional e natureza jurídica diferente de autarquia ou administração pública direta tendem a operar com maior eficiência.

A não significância estatística de δ_1 , pelo teste *t*, e a sua significância pelo teste LR, indicam que não se pode afirmar que tenha havido progresso técnico, nos cinco anos analisados, para o conjunto dos prestadores, não obstante o ano de 2002 evidenciar boa melhoria no último triênio (Figura 3).

As estimativas globais dos coeficientes das economias de densidade de produto e de escala, no curto prazo, são dadas, respectivamente, por:

$$EDP_{cp} = \frac{1}{\partial \ln DEX / \partial \ln VAPIM} = \frac{1}{0,604} = 1,656 \quad (8)$$

e

$$EE_{cp} = 1 / \left(\frac{\partial \ln DEX}{\partial \ln VAPIM} + \frac{\partial \ln DEX}{\partial \ln RA} \right) = \frac{1}{0,604 + 0,098} = 1,425 \quad (9)$$

Tanto EDP_{cp} , quanto EE_{cp} , são maiores do que a unidade, revelando que as cias., de

uma maneira geral (ou em termos médios), operaram nos cinco anos analisados com economias crescentes de densidade de produto e de escala, respectivamente.

No caso presente, a ocorrência de economias de escala assume grande importância pela possibilidade de se obter economias de custo através da fusão entre prestadores vizinhos. Porém, para isso, é preciso determinar em que faixas de tamanho essas economias são mais interessantes. No entanto, pode-se dizer que essa alternativa é promissora para as cias. brasileiras de água e esgotos.

Os índices anuais de eficiência de custos mensurados para cada prestador, através do painel de custo CD de fronteira estocástica (equações 6 e 6'), não são apresentados aqui, mas podem ser fornecidos mediante solicitação. Os referidos escores nunca são

menores do que 1 (um). Por exemplo, o índice obtido por Xique-Xique na Bahia, no ano de 1999, 1,557, indica que, nesse ano, o referido prestador praticou custos 55,7% superiores aos que incorreria se estivesse na fronteira de eficiência.

Para conduzir a análise comparativa de forma estratificada, agregaram-se os resultados por faixas de escores de eficiência, tipo de serviço prestado, área de abrangência e natureza jurídica do prestador.

Como ponto de partida, assumiu-se que a faixa máxima de ineficiência é a que inclui os prestadores que têm de reduzir em 50% ou mais os seus custos para alcançar a região de fronteira de custo mínimo. Isso equivale a um escore igual a 2 (dois) ou mais. A partir dessa quadra, demarcou-se (para baixo) as demais, conforme consta na Tabela 3.

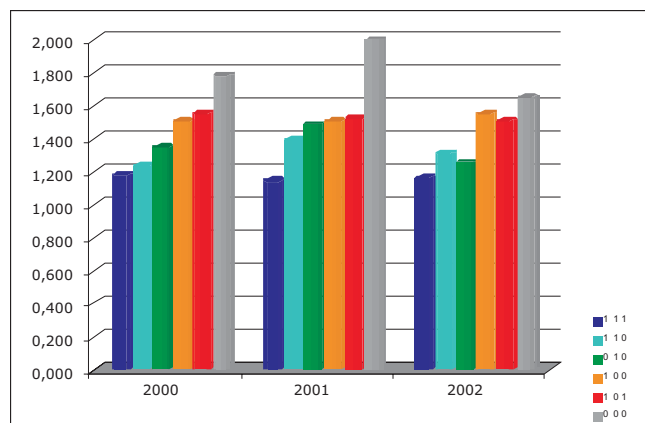
Tabela 3 – Definição das quadras de eficiência (QE) e das categorias de prestadores por tipo de serviço, abrangência espacial e natureza jurídica

Especi-ficação	% de Excesso	% de Redução	Água	Água e Esgoto	Local	Micror- reg. ou Regional	Aut. ou Adm. Pública	Outra Nat. Jurídica
Quadras de Eficiência								
1ª QE	até 14,9	até 12,968						
2ª QE	de 15 a 49,9	de 12,969 a 3,289						
3ª QE	de 50 a 99	de 33,29 a 49,749						
4ª QE	100 ou mais	50 ou mais						
Categorias								
0 0 0			0		0		0	
0 1 0			0			1	0	
1 0 0				1	0		0	
1 0 1				1	0	1		
1 1 0				1		1	0	
1 1 1				1		1		1

Pela Tabela 3, por exemplo, a categoria (1 1 1) diz respeito aos prestadores que operam com água e esgoto conjuntamente, com abrangência microrregional ou regional, e natureza jurídica diferente de autarquia ou

administração pública direta. De acordo com essa classificação, o desempenho de todos os prestadores amostrados, nos últimos três anos, pode ser visualizado na Figura 2

Figura 2 – Índices médios anuais de eficiência de custos por categoria do prestador - Cias. de Água e Esgotos – Brasil, 2000-2002



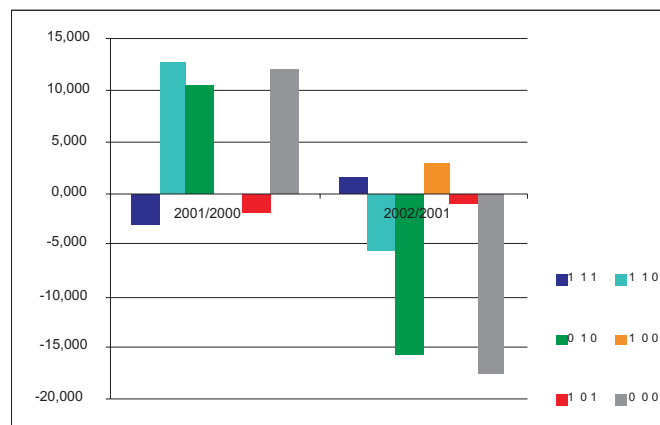
Na Figura 2, é bem visível a liderança comandada pelas cias. (1 1 1) que operam com água e esgoto, tem abrangência microrregional ou regional e outra natureza jurídica que não autarquia ou administração pública direta.

A pior performance ficou por conta dos prestadores locais, de natureza autárquica ou de administração pública que trabalham somente com água (0 0 0). Contudo, quando se trabalhou com os dados dispostos

por quadras de eficiência e por categoria do prestador, a situação foi completamente diferente, de acordo com a leitura da Figura 4 (primeiro parágrafo após a mesma).

Já na comparação anual, identificou-se expressiva melhoria de eficiência para a maioria das categorias em 2002, com relação a 2001, principalmente. Na Figura 3, destacam-se como campeões de melhoria os prestadores caracterizados como (0 0 0) e (0 1 0).

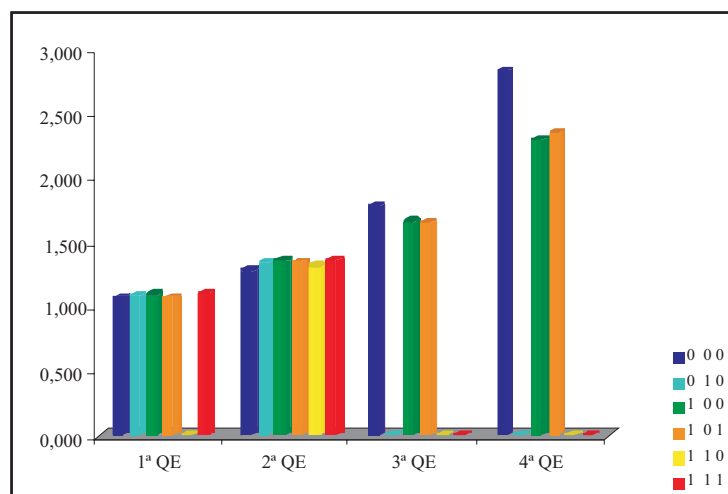
Figura 3 – Variações (%) anuais dos índices médios de eficiência de custos por categoria do prestador – Cias. de Água e Esgotos – Brasil, 2000-2002



Diante do desempenho observado em 2002, selecionou-se este ano como referencial para a análise por quadras de

eficiência e reproduziram-se, graficamente, os correspondentes índices médios, na Figura 4

Figura 4 – Índices médios de eficiência de custos por quadra de eficiência (QE) e por categoria do prestador – Cias. de Água e Esgotos – Brasil, 2002



Nesta figura, ao contrário do que se observa na Figura 2, a liderança na 1ª e 2ª quadras de eficiência é dos prestadores locais, que operam somente com água e são de natureza autárquica ou administração pública (0 0 0).

Na construção da Figura 4, os prestadores integrantes de cada quadra de eficiência são benchmarking para os situados nas quadras imediatamente seguintes, dentro de uma mesma categoria – à exceção dos incluídos na 4ª QE, que não são referência para ninguém. Os perfis individuais dos prestadores classificados em cada quadra de eficiência não são apresentados aqui, mas podem ser fornecidos mediante solicitação.

Por seu turno, os valores médios dos escores de eficiência e de algumas variáveis de análise exibiram dois comportamentos recursivos. Por um lado, são bem definidas as associações diretas entre o índice de eficiência e as variáveis DEX, DMP, DMC, TMP e IBPLA. Por outro, quando cessa esse fenômeno, os valores assumidos por VAEDEX e VAECRA reduzem-se a mínimos. Isso evidencia que, por quadras de eficiência e por categorias de prestadores, as principais causas de ineficiência são as despesas (DEX, DMP e DMC), as tarifas (TMP) e as perdas (IBPLA) excessivas – e, quando não, os baixos volumes de água e esgotos por despesa de exploração (VAEDEX) e de água por economia e por extensão da rede (VAECRA).

No caso da tarifa média praticada, esta constatação difere da inferida do sinal negativo de TMP em (6'). Na análise desagregada, a correlação entre a tarifa média praticada e o índice de eficiência de custos, é nitidamente positiva. Assim, o sistema mostra-se perverso, pois a majoração da tarifa gera mais ineficiência.

Considerações finais

O método de análise de fronteiras estocásticas (SFA), sob a forma de um painel de custos com dados desbalanceados, mostrou-se uma ferramenta robusta para a análise de eficiência dos prestadores de água e esgotos.

O emprego sistemático de SFA poderia contribuir continuamente para o aperfeiçoamento do SNIS, dos mecanismos de avaliação institucional de eficiência e

dos instrumentos de condução do processo regulatório dos serviços de água e esgotos no Brasil.

A divulgação periódica dos resultados (*ranking* e premiação) valorizaria e facilitaria a comunicação com os cidadãos/usuários; possibilitaria maior transparência e em consequência despertaria o interesse público na performance dos serviços; e imputaria responsabilidades e estimularia o gestor à pesquisa por melhores dados e análises e à iniciativa por melhoramentos.

Através de incentivos os mais variados, os resultados da avaliação de eficiência deveriam ser utilizados para premiar os prestadores que atingissem e mantivessem as performances recomendadas. Por sua vez, os prestadores em desequilíbrio deveriam ser pressionados a promover programas de redução de custos e de melhoria na eficiência dos serviços.

Assim, sempre que os prestadores operassem com adequados níveis de eficiência, os usuários seriam beneficiados com tarifas mais baixas e manteriam a expectativa de continuar usufruindo serviços de mesma qualidade.

Os resultados obtidos neste estudo, apesar das sérias limitações impostas por problemas nos dados e observações, oferecem elementos para sugerir que as políticas públicas de intervenção no setor sejam orientadas a:

- Programas de redução de custos, de aumento dos volumes de produção e de combate às perdas de água, especialmente focados nas despesas de exploração, no volume de água e esgoto por unidade de despesa de exploração, no volume de água produzido e importado, por economia de água e por km de rede de água e no índice bruto de perdas lineares de água.
- Políticas tarifárias intrinsecamente ligadas ao crescimento, à cobertura dos serviços e à melhoria da eficiência.
- Um sistema de incentivos que contemple, por exemplo:
 - A instituição de um prêmio anual a que fariam jus os prestadores que conseguissem

- galgar patamares mais elevados de eficiência.
- A concessão de selos indicativos da posição no ranking e ampla divulgação para o grande público. Para esse fim, não se revelariam os escores individuais, mas somente os nomes dos prestadores integrantes de cada patamar de eficiência.
- O estabelecimento de prioridades no recebimento/atendimento de consultorias da UGP/PMSS e de financiamentos públicos, de acordo com a posição do prestador no ranking de eficiência.
- A viabilização de fusões e consórcios entre prestadores vizinhos, preferencialmente daqueles com abrangência local.

Referências

- AIGNER, D. LOVELL, C.A.K. SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics** 6 (1): 21-37. 1977.
- BATTESE, G.E. COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics** (38): 387-399. 1988.
- _____. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics** (20): 325-32. 1995.
- BATTESE, G. E. CORRA, G.S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. **Australian Journal of Agricultural Economics** (21): 169-179. 1977.
- BOTASSO, A. CONTI, M. Cost inefficiency in the English and Welsh water industry: an heteroskedastic stochastic cost frontier approach. **Economics Discussion Papers** (573): University of Essex, Department of Economics, 2003.
- COELLI, Tim. A Guide to FRONTIER Version 4.1c: A Computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. **CEPA Working Paper** (96/07): Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 1996.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HUANG, C.J. LIU, J.T. Stochastic production frontier in the Taiwan electronics industry. **Department of Economics Vanderbilt University**, Nashville: 1992.
- JONDROW, J. et al. On the estimation of technical efficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics** (19): 1982.
- KUMBHAKAR, S.C. GHOSH, S. MCGUCKIN, J.T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U.S. dairy farms. **Journal of Business and Economics Statistics** (9): 279-286. 1991.
- MADDALA, G. S. A note on the form of the production function and productivity in measurement and interpretation of productivity. In: MADDALA, G.S. **Econometric Methods and Applications**. Aldershot: Edward Elgar, 1, 57-65. 1994.
- MOTTA, R. S. Questões regulatórias do setor de saneamento no Brasil. **Nota Técnica de Regulação** (05): IPEA, Rio de Janeiro: 2004.
- REIFSCHNEIDER, D. STEVENSON, R. Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency”, **International Economic Review**, 32, 3, 715-23. 1991.
- SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES SOBRE SANEAMENTO – SNIS. **Diagnóstico dos Serviços de Água e Esgotos**, Série Histórica 1995-2002. Versão 2.0. Brasília: SNIS, 2004. CD-ROM.
- SMITH, P.C. STREET, A. Measuring the efficiency of public services: the limits of analysis. **Centre for Health Economics**: University of York, 2003.

Apêndice 2A

O modelo de análise de fronteira estocástica (*Stochastic Frontier Analysis – SFA*)

A fundamentação teórica do modelo SFA tem origem na proposição de Aigner et al. (1977) de uma função de produção de fronteira estocástica, considerando o erro adicional da variável V_i , adicionado à variável aleatória não negativa U_i , ou seja,

$$\ln(y_i) = X_i\beta + V_i - U_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2A1)$$

A variável aleatória V_i contabiliza erros e outros fatores aleatórios, tais como efeitos de clima, greves, etc. no valor da variável de produção, em conjunto com efeitos combinados das variáveis de insumos não especificadas na função de produção. O termo V_i é independente e identicamente distribuído (iid), em uma distribuição normal com média zero e variância constante.

O modelo definido em (2A1) é chamado de função de produção de fronteira estocástica porque os valores de produto são limitados por cima pela variável aleatória estocástica ($X_i\beta + V_i$). O componente aleatório V_i pode ser positivo ou negativo e, assim, a fronteira estocástica de produção varia sobre a parte determinística da fronteira, ($X_i\beta$).

A estimação de funções de fronteira estocástica por máxima verossimilhança (*Maximum Likelihood Estimation – MLE*), sob qualquer hipótese distribucional para U_i , é direta. Ela se concretiza quando é atingido o valor máximo da correspondente função logarítmica de máxima verossimilhança, produzindo estimativas consistentes e assintoticamente eficientes (AIGNER et al. 1977).

Quando da idealização do modelo (2A1), em 1977, é equacionado o cálculo da eficiência técnica média para todas as observações, mas não a sua estimativa para cada Unidade Tomadora de Decisão (UTD). A solução para o problema da decomposição vem cinco anos mais tarde com Jondrow et al. (1982).

Seis anos após, Battese e Coelli (1988) constroem uma generalização dos resultados acima para dados de painel e U_i 's com distribuição semi-normal. Eles tomaram por base a função de produção de fronteira

$$\ln y_{it} = \ln fpf(X_{it}, \beta) + \varepsilon_i \quad (2A2)$$

onde: $i=1, \dots, n$ e $t=1, \dots, T$ indexam as UTD's e os períodos de tempo, respectivamente; y_{it} é o volume de produção da i -ésima UTD no t -ésimo período de tempo; X_{it} é um vetor dos insumos associados com a i -ésima UTD no t -ésimo período de tempo; β é o vetor de parâmetros a estimar; e $\varepsilon_{it} = V_{it} + U_i, U_i \leq 0$ tem as mesmas definições do modelo (2A1).

Dessa forma, para os referidos pesquisadores, a eficiência técnica de uma determinada UTD é definida como igual à razão entre a sua produção média (em unidades originais), a um dado nível de eficiência, e a correspondente produção média, se U_i fosse igual a zero, ou seja,

$$ET_i = \frac{E(y_{it}|U_i, X_{it})}{E(y_{it}|U_i = 0, X_{it})} \quad (2A3)$$

No caso da função de produção de fronteira ser definida pelo logaritmo da produção, a produção da i -ésima UTD no t -ésimo período é $\exp(y_{it})$ e a sua correspondente medida de eficiência técnica é

$$ET_i = \exp(U_i) \quad (2A4)$$

Esta medida é equivalente à razão entre a produção da i -ésima UTD, em um dado período t ,

$$\exp(y_{it}) = \exp(X_{it}\beta + V_{it} + U_i) \quad (2A5)$$

e o correspondente volume de produção, se U_i fosse igual a zero, à

$$\exp(X_{it}\beta + V_{it}) \quad (2A6)$$

Deixando de lado os modelos de dois estágios utilizados até então, Kumbhakar et al. (1991), Reifschneider e Stevenson (1991) e Huang e Liu (1992) propõem modelos em que os parâmetros da fronteira e os da equação de ineficiência são estimados simultaneamente. Tais formulações pressupõem a existência de uma distribuição associada aos dados de corte transversal das firmas da amostra.

Battese e Coelli (1995) estendem o modelo de Huang e Liu (1992) a um painel de dados e criam uma especificação onde a eficiência é expressa como uma função de variáveis específicas, inclusive a “tendência temporal”, e um termo aleatório. Dado que esse modelo atribui uma estrutura à eficiência técnica, é possível analisar a variação simultânea da fronteira de produção e da eficiência, discriminando as tendências

associadas a deslocamentos da fronteira, das relacionadas à disseminação (ou não) da melhor prática produtiva.

Essa especificação tem a vantagem de relaxar a hipótese de níveis de eficiência técnica e fronteira tecnológica invariantes no tempo. Assim,

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta + V_{it} - U_{it} \quad (2A7)$$

e

$$y_{it} = \beta_{0it} + X_{it}\beta + V_{it} \quad \text{e} \quad \beta_{0it} = \beta_0 - U_{it} \quad (2A8)$$

onde y_{it} denota a produção/serviço da UTD i no tempo t ; X_{it} é um vetor de insumos associado às unidades sob análise, em cada período de observação; β são os parâmetros a serem estimados (β_0 é o intercepto da fronteira de produção); V_{it} 's são os choques estocásticos assumidos como iid em uma distribuição normal $N(0, \sigma_v^2)$ e distribuídos independentemente dos U_{it} 's; U_{it} 's são variáveis aleatórias não negativas associadas à ineficiência da produção e têm, por hipótese, distribuição normal truncada com média $Z_{it}\delta$ e variância σ^2 ; Z_{it} é um vetor de variáveis explicativas associadas à ineficiência técnica das firmas envolvidas no processo de produção; e δ é um vetor de coeficientes desconhecidos a ser estimado.

A eficiência técnica U_{it} é, por hipótese, uma função de variáveis "explicativas" Z_{it} 's e de um vetor de coeficientes desconhecidos, δ . Espera-se que esse conjunto de variáveis esteja associado aos desvios da produção observada em relação à fronteira estocástica $\exp(X_{it}\beta + V_{it})$. Os efeitos individuais relacionados à U_{it} podem ser especificados como

$$U_{it} = Z_{it}\delta + W_{it} \quad (2A9)$$

em que a variável aleatória W_{it} é definida pelo truncamento de uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 , desde que o ponto de truncamento seja em $-Z_{it}\delta$, isto é, $W_{it} \geq Z_{it}\delta$. Esta hipótese é consistente com o fato de U_{it} possuir uma distribuição truncada não negativa $N(Z_{it}\delta, \sigma^2)$.

O pressuposto básico deste modelo é que U_{it} e V_{it} são independentemente distribuídos para todo $t = 1, 2, \dots, T$ e $i = 1, 2, \dots, n$. A eficiência da firma i no tempo t de observação é definida por

$$TE_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-Z_{it}\delta - W_{it}) \quad (2A10)$$

e é baseada em uma média condicionada às hipóteses dadas. É importante observar que

$$Z_{it}\delta + W_{it} > Z_{i't'}\delta + W_{i't'}, \text{ para } i \neq i',$$

não necessariamente implica em

$$Z_{it}\delta + W_{it} > Z_{i't'}\delta + W_{i't'}, \text{ para } t' \neq t$$

Apêndice 4A

Estimativas de MLE do painel tlog de custo de fronteira estocástica (modelo completo)

Output from the program FRONTIER (Version 4.1c)			
the final mle estimates are:			
	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	-0.10441451E+01	0.13252967E+00	-0.78785765E+01
beta 1	0.44007851E+00	0.42582618E-01	0.10334698E+02
beta 2	0.80424115E+02	0.99409989E+00	0.80901442E+02
beta 3	-0.25343529E+02	0.99409789E+00	-0.25493997E+02
beta 4	0.15525392E+02	0.97589826E+00	0.15908823E+02
beta 5	0.13122732E+01	0.97589851E+00	0.13446820E+01
beta 6	0.12515744E+02	0.97618551E+00	0.12821072E+02
beta 7	0.37400675E+02	0.97618315E+00	0.38313175E+02
beta 8	-0.32413054E+02	0.89973275E+00	-0.36025202E+02
beta 9	0.20317414E+02	0.89974022E+00	0.22581422E+02
beta10	-0.44786045E+02	0.90097636E+00	-0.49708346E+02
beta11	-0.17260294E+01	0.90096284E+00	-0.19157609E+01
beta12	0.12479146E+02	0.48796542E+00	0.25573833E+02
beta13	-0.10466571E+02	0.48796224E+00	-0.21449551E+02
beta14	0.92980368E+01	0.49705182E+00	0.18706373E+02
beta15	-0.53025783E+01	0.49704863E+00	-0.10668128E+02
delta 0	-0.13676273E+01	0.37499598E+00	-0.36470453E+01
delta 1	0.10602770E-01	0.84176268E-02	0.12595914E+01
delta 2	0.49705279E-01	0.45596937E-01	0.10901013E+01
delta 3	0.37540841E-01	0.21648681E-01	0.17340937E+01
delta 4	-0.48916824E+00	0.33168321E-01	-0.14748055E+02
delta 5	-0.20248412E+00	0.90268855E-01	-0.22431227E+01
delta 6	-0.16226361E+00	0.43600304E-01	-0.37216164E+01
delta 7	0.74632435E-01	0.87018214E-01	0.85766453E+00
delta 8	-0.39358704E+00	0.37911665E-01	-0.10381687E+02
delta 9	0.40990264E+00	0.39767633E-01	0.10307444E+02
delta10	-0.20535772E-01	0.83375442E-01	-0.24630480E+00
delta11	-0.30898250E-01	0.20493447E-01	-0.15077137E+01
delta12	-0.40424990E+00	0.13062049E-01	-0.30948429E+02
sigma-squared	0.98448491E-01	0.64437839E-02	0.15278056E+02
gamma	0.34703833E-01	0.53910270E-02	0.64373325E+01

log likelihood function = -0.19163962E+03
 LR test of the one-sided error = 0.28363094E+03
 with number of restrictions = *
 [note that this statistic has a mixed chi-square distribution]
 number of iterations = 46
 (maximum number of iterations set at : 200)
 number of cross-sections = 207
 number of time periods = 5
 total number of observations = 707
 thus there are: 328 obs ns not in the panel
