

A EFICIÊNCIA TÉCNICA DA INDÚSTRIA PETROQUÍMICA: UM ESTUDO DE CASO

Stanley Wagner Lins Santos Correio

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Alagoas (Ufal) e especialista em Processos Petroquímicos pela Universidade Salvador (Unifacs).
E-mail: stanleyipcs3@gmail.com

André Maia Gomes Lages Correio

Doutor em Economia da Indústria e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e mestre em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor da Universidade Federal de Alagoas (Ufal).
E-mail: andre_lages@msn.com

Dilson José de Sena Pereira Correio

Doutor em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e mestre em Ciências (Economia Aplicada) pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). Professor do Curso de Mestrado em Economia Aplicada (Cmea) e na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de Alagoas (Feac/Ufal).
E-mail: dilsonsena@gmail.com

Resumo

A indústria petroquímica possui nos hidrocarbonetos derivados do petróleo e no gás natural sua principal fonte de matéria-prima. Sabendo que as cadeias constituintes de cada segmento de atividade industrial possuem características distintas, muitas vezes advindas da necessidade de se produzir de forma cada vez mais eficiente, o objetivo deste trabalho é verificar algumas particularidades dos insumos utilizados no processo de produção de MVC da Braskem S.A. e, dessa forma, a partir da análise de duas modelagens econométricas distintas, uma contendo insumos com maior grau de especificidade e integrados à empresa e a outra com ativos com baixa especificidade e produzidos extrafirma, validar a hipótese de que quanto mais específicos são os ativos, maiores são os incentivos para integração deles aos processos produtivos, em razão da necessidade de torná-los tecnicamente mais eficientes e da existência de economias de escala na produção.

Palavras-chave: Hidrocarbonetos; Insumos; Especificidade.

1

INTRODUÇÃO

A indústria petroquímica brasileira é um ramo de atividade que possui nos hidrocarbonetos derivados do petróleo e no gás natural sua principal fonte de matéria-prima. De certa forma, segundo Suarez (1983), a primeira fase dessa indústria no Brasil ocorreu entre 1948 e 1964. Embora a primeira planta petroquímica brasileira tenha entrado em operação em 1948, a construção da Petrobras em 1952, consequência de um forte movimento nacionalista, foi o marco inicial de todo processo evolucionário dessa indústria.

No mundo, a indústria petroquímica surgiu nos Estados Unidos, em 1920, a partir da produção de isopropanol e glicol pela Union Carbide, cujo desenvolvimento ocorreu, em um primeiro instante, durante a Segunda Guerra Mundial, período em que existiu grande demanda de produtos estratégicos como o tolueno e a glicerina para explosivos. Observou-se também que, no período de 1940 a 1950, houve um aumento considerável na produção de petroquímicos liderado pelos Estados Unidos da América.

Já com respeito ao desenvolvimento dos parques industriais petroquímicos no Brasil, observou-se, segundo Torres (1997), o pioneirismo do Estado de São Paulo a partir da produção de poliestireno e PVC, o que é reforçado por Lages e Cavalcanti (1994), que argumentam ser um dos fatores primordiais para tal a existência na época de um parque fabril metal-mecânico na região composta de um setor de bens de capital capacitado a fornecer um importante suporte técnico às indústrias já instaladas e aos futuros empreendimentos.

Com relação à estrutura de governança da indústria petroquímica, observou-se, durante as décadas de 1970 e 1980, a predominância do modelo tripartite que, segundo Pelai e Silveira (2008), era constituído de um arranjo institucional de cooperação entre atores estatais e privados que se desenvolveu caracterizado por: 1. polos formados por diversas firmas não integradas patrimonialmente; e 2. grupos de pequeno porte econômico com participações acionárias em várias firmas.

O modelo de governança tripartite expôs a fragilidade do capital nacional, e, nesse contexto, formou-se no Brasil um quadro em que vários grupos de capital privado tornavam-se mutuamente sócios e rivais, tendo uma estrutura de coordenação cada vez mais agravada por interesses distintos explicitados por acordos de acionistas que conferiam poder de veto aos minoritários, de modo que a aprovação de decisões estratégicas como fusões, investimentos e liquidações demandava a unanimidade dos votos.

A partir de 1990, ocorreu uma nova mudança na estrutura organizacional da indústria petroquímica brasileira, em parte como consequência da criação de um vácuo institucional que acentuou as fragilidades expostas a partir das reformas liberalizantes com os programas de desestatização, desregulamentação, além de abertura comercial.

Desse modo, as exposições das firmas às flutuações de preços e lucros característicos do segmento petroquímico mundial se agravaram, aumentando ainda mais as deficiências do setor graças às dificuldades em adaptação, via ajustes de capacidade produtiva e os elevados custos administrativos, comerciais, tributários e operacionais, culminando com os processos de fusões, concentração e centralização das atividades petroquímicas nacionais.

Portanto, o presente trabalho demonstrará a aplicação de duas modelagens econométricas: uma com ativos integrados à empresa, com alto grau de especificidade, e outra com ativos de uso generalizado, com o intuito de verificar se o processo de integração vertical ocorrido a partir de 1990 deveu-se em parte a fatores relacionados aos custos operacionais, já que se espera visualizar

ganhos de escala na função com insumos integrados à empresa, o que porventura significa dizer que a firma está sendo mais eficiente na alocação de seus recursos produtivos.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Considerando que a indústria de processamento petroquímica pode se apresentar como um caso típico da teoria da integração vertical, em que aparecem vantagens econômicas em termos de redução de custos de transação e operacionais, e ganhos em eficiência técnica a partir das economias de escala geradas por tal sinergia, e que tal condição parece estar também diretamente atrelada à importância das especificidades de ativo, os objetivos deste trabalho visam dar fundamentação à existência de ganhos de escala em ativos específicos da produção, além de avaliar as inter-relações entre os diversos insumos utilizados na cadeia de processamento petroquímico utilizando para tal a modelagem econométrica de duas regressões de Cobb-Douglas.

Contudo, antes da abordagem econométrica propriamente dita, faz-se necessário abordar os aspectos teóricos. Mais precisamente, serão consideradas as contribuições de Coase (1937) em sua abordagem sobre a teoria da firma e, por fim, a contribuição de Williamson (1985) sobre a teoria dos custos de transação.

■ 2.1 A teoria da firma

A teoria da firma descrita pelos economistas neoclássicos encara a mesma como uma função de produção, em que os insumos são transformados em produto, e a diferença entre o resultado das vendas e o custo dos insumos é caracterizada como lucro se positiva, e como prejuízo se negativa. Tal função de produção obedece às regras características dos postulados neoclássicos: racionalidade substantiva e maximização de lucros.

No artigo “The nature of the firm”, Coase (1937) criticou os fundamentos em que a teoria tradicional da firma foi erguida. Segundo o autor, os economistas muitas vezes têm se omitido com relação ao exame dos seus pressupostos. Esse exame é de fundamental importância não só pelo aspecto de prevenir mal-entendidos e algumas controvérsias derivadas da falta de conhecimento

nos pilares que sustentam a teoria, mas também têm extrema importância no julgamento de conjuntos de pressupostos rivais.

No tocante à dinâmica interna da firma, Coase (1937) afirma que existem outros interesses particulares, além da pura e simples maximização de lucros, que podem estar relacionados a algumas *commodities* específicas ou serviços do trabalho em si, que, em algumas circunstâncias bem definidas, tornam desvantajoso para firma recorrer ao mecanismo de preços.

O ponto principal a ser discutido nesse quesito é o seguinte:

- Que outros fatores influenciam as empresas líderes em seus segmentos a recorrer à produção interna de um bem ou serviço?

O cerne da questão parece ser a existência de alguma assimetria de informação, como a descrita por Akerlof (1970) no artigo “The market for ‘lemons’: quality uncertainty and the market mechanism”.

No modelo proposto por Akerlof (1970), existiam dois tipos de bem: os bons carros e os maus carros (conhecidos nos Estados Unidos como *lemons*). Segundo o autor, se fossem considerados preços de venda idênticos para esses dois automóveis, com os vendedores detendo a informação de quais carros são bons e quais são *lemons* e os compradores sem conhecer tais padrões de qualidade, não haveria incentivos nesse mercado para venda de bons carros.

Um aspecto interessante no escopo teórico desenvolvido por Akerlof (1970) é que os maus carros acabariam por expulsar os bons carros, na medida em que existiriam incentivos para os vendedores transacionarem seus *lemons*, omitindo a informação aos compradores, para, em seguida, adquirirem carros com padrões de qualidade superior.

De certo modo, isso pode ser replicado para análise da firma pelo simples ato de imaginar que, quando uma empresa vai ao mercado para contratar algum bem ou serviço, não existe garantia real de que ela irá adquirir um bem ou um *lemon*. O mecanismo de mercado pode, nesse caso, ser superado pela necessidade de um ativo de padrão superior que incremente a eficiência técnica da planta.

Coase (1937), como já citado, argumenta que a questão da incerteza é algo muitas vezes considerado relevante para o estudo do equilíbrio da firma. Para o autor, parece ser improvável que uma firma possa emergir sem a existência da incerteza. Minimizar essa incerteza parece ser um dos pontos-chave pelos

quais determinadas transações são efetuadas no interior da firma, assim como justifica o próprio surgimento de firmas.

Nesse ponto, a firma, na análise de Coase (1937), pode então ser vista como um arranjo institucional, que substitui a contratação renovada de fatores no mercado por outro vínculo de contratação duradouro entre esses mesmos fatores; desse modo, emerge a ideia de que a firma é uma hierarquia que economiza os custos de transação.

■ 2.2 A teoria dos custos de transação

A teoria dos custos de transação está delimitada no pilar de que os custos de uma empresa não se resumem somente aos custos de produção, pois existem outros tipos de custo igualmente relevantes, os quais são enfrentados pelos agentes quando recorrem ao mercado para adquirir equipamentos, insumos ou serviços, ou quando necessitam estabelecer algum tipo de interface com outro agente econômico. Esses custos decorrem da necessidade de negociar, redigir e garantir o cumprimento de um determinado contrato. Esses aspectos dão substância ao que se denomina custo de transação.

O conceito de custos de transação foi introduzido por Coase (1937) e consolidado e ampliado por Williamson que retrata esse tema em três grandes livros: *Markets and hierarchies* (1975), *The economics institutions of capitalism* (1985) e *The mechanism of governance* (1996). A economia dos custos de transação possui uma abordagem multidisciplinar com áreas relacionadas ao direito, à economia e à administração, e está intimamente ligada ao estudo da nova economia das instituições que se aplica à pesquisa das formas de organização, particularmente a capitalista, com especial referência às firmas, ao mercado e às relações contratuais.

Williamson (1985) declara que, em comparação com outras abordagens para o estudo da organização econômica, a economia dos custos de transação é mais microanalítica e mais consciente de seus pressupostos comportamentais, introduz e desenvolve a importância da especificidade de ativos em economia, está baseada na análise comparativa das instituições e compreende a firma como uma estrutura de governança e não uma função de produção, de modo a alocar maior peso sobre as relações contratuais e dar maior ênfase às instituições privadas.

De certo modo, os custos de transação podem ser encarados como o peso dado pelo mercado em virtude da existência de informação incompleta,

assimetrias. North (1990) compactua com esse conceito e delimita a existência de dois tipos de custo: *measurement* e *enforcement*. O primeiro deriva da incapacidade dos agentes em conhecer de fato o objeto da transação em curso, e o segundo refere-se à incerteza que os agentes têm sobre as propriedades do bem a ser trocado.

Nesse ponto, verifica-se, no arcabouço institucional, o papel importante dado à incerteza e às assimetrias de informação, o que, no caso dos custos citados anteriormente, deriva da concepção de que, se não existirem mecanismos capazes de minimizar os efeitos dessas fricções nos sistemas econômicos, as diversas transações a serem efetuadas não poderão se consolidar via mecanismo de preço. Claro deve estar que, na concepção fundamental de Williamson (1996), dois outros elementos, além da incerteza, compõem os chamados atributos de transação: frequência e especificidade de ativo. E os três irão ajudar a definir a melhor forma de governança.

Portanto, de acordo com Williamson (1996), existe uma forte correlação entre especificidade de ativos e integração vertical, à medida que aumentam as especificidades de ativos e também os incentivos para integração vertical, pois a existência de substanciais especificidades aliadas a ambientes de incerteza e com alto grau de complexidade exige a formulação de contratos de longo prazo, em que são especificadas todas as obrigações sob um grande número de circunstâncias.

■ 2.3 A função de produção

Os dados a serem utilizados neste trabalho são oriundos da Braskem S. A., gentilmente cedidos para pesquisa acadêmica e que constam de séries temporais que datam de janeiro de 1996 a dezembro de 2007. Esses dados se referem ao consumo total mensal dos insumos dicloroetano (EDC), eteno, água clarificada, vapor de 15 kgf/cm², nitrogênio, energia elétrica, vapor de 42 kgf/cm² e gás combustível; ao produto final da planta de monocloreto de vinila (MVC); e ao total de horas em operação.

Tal conjunto de dados está alocado em 132 observações mensais compreendidas entre janeiro de 1996 e dezembro de 2007, assim escolhidos com o intuito de representar a função de produção que será alvo desta análise e que irá ratificar ou contradizer a hipótese de que existe eficiência técnica nesse segmento marcado pela integração vertical de suas plantas produtivas.

3 ANÁLISE DOS DADOS

Para que se possa compreender a verdadeira natureza dos dados disponíveis, será empregado o teste de Dickey-Fuller aumentado para ajudar a comprovar ou não a existência de processos estocásticos com características não estacionárias e que são extremamente nocivos aos modelos de MQO.

Supondo que cada conjunto de dados pode ser modelado como um processo estocástico, cada série assumirá a seguinte forma:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

onde u_t é um termo de erro de ruído branco.

A ideia básica consiste em testar, nas regressões, a variável dependente Y_t contra a variável independente Y_{t-1} defasada de um período, ou seja, a hipótese a ser considerada é que, caso ρ apresente-se estatisticamente igual a 1, o modelo será um passeio aleatório.

A Tabela 1 demonstra os valores da estatística tau de Dickey-Fuller aumentado calculada a partir dos dados brutos na segunda coluna; a terceira coluna apresenta os valores críticos ao nível de 5% de confiança; e a quarta coluna demonstra os valores calculados de tau para as séries temporais integradas em uma defasagem.

Tabela 1
Teste de Dickey-Fuller aumentado

Variável	Valor calculado	Valor crítico a 5%	Valor integrado I (1)
Água clarificada	-0,75	-1,94	-3,51
Dicloroetano	0,35	-1,94	-9,39
Energia elétrica	-0,32	-1,94	-10,34
Eteno	-0,3	-1,94	-8,38
Gás combustível	0,42	-1,94	-10,82

(continua)

Tabela 1

Teste de Dickey-Fuller aumentado (*conclusão*)

Variável	Valor calculado	Valor crítico a 5%	Valor integrado I (1)
Nitrogênio	-0,68	-1,94	-6,58
Horas em operação	-0,11	-1,94	-10,41
Vapor de 15 kgf/cm ²	-0,39	-1,94	-6,73
Vapor de 42 kgf/cm ²	0,68	-1,94	-10,6
MVC	0,42	-1,94	-9,12

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

Observa-se nitidamente que os valores calculados da estatística tau para todas as séries temporais apresentam-se menores em valor absoluto que o valor tabelado, o que comprova que o mecanismo gerador desses dados constitui-se em processos estocásticos não estacionários, porém, após a integração dessas séries temporais em primeira diferença, obtêm-se processos estacionários, conforme verificado na quarta coluna.

4

A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO ESTIMADA

A produção de MVC constitui-se em um conjunto de operações unitárias tidas como contínuas e, desse modo, extremamente influenciadas pelo uso adequado de seus insumos que poderão ou não contribuir para a eficiência produtiva, a depender da forma como estão alocadas e se ajustam à função de produção.

Considerando que nesse processo existem ativos com alto grau de especificidade, o que, segundo Williamson (1991), são ativos que não podem ser reempregáveis em processos produtivos a não ser com perda de valor, elaboraram-se duas modelagens econométricas com intuito de verificar qual das funções melhor se ajusta à produção e se estão ou não ocorrendo economias de escala, o que porventura poderá ser um indicativo do grau de eficiência alocativa da planta produtiva. Vale lembrar que a alta especificidade de ativos vai favorecer fortemente a integração vertical.

Assim, a primeira função de produção a ser analisada é composta dos dados de consumo de vapor de 15 e 42 kgf/cm², água clarificada, eteno e EDC plotados contra uma variável dependente que, nesse caso, corresponderá à produção da firma em t/mês. Convém também salientar que, possivelmente devido à característica específica dos insumos citados neste parágrafo, todos sem exceção passaram a ser integrados pela empresa no ano de 2002.

Assim, considerando que a função de produção expressa uma relação entre os insumos e o produto final, tem-se o seguinte:

$$Y = \beta (X_{ac} - X_{ac_{-1}})^{\theta_1} X_{edc}^{\theta_2} X_{eten}^{\theta_3} (X_{v15} - X_{v15_{-1}})^{\theta_4} X_{v42}^{\theta_5}$$

em que Y representa a produção de MVC; X_{ac}, o consumo de água clarificada; X_{edc}, o consumo de EDC; X_{eten}, o consumo de eteno; e X_{v15} e X_{v42}, o consumo de vapor de 15 e 42 kgf/cm², respectivamente.

Cada uma das variáveis explanatórias citadas na função anterior se relaciona com a variável dependente de forma bastante específica. O EDC, o eteno e o vapor de 42 kgf/cm² impactam diretamente o resultado final, influenciando a produção de forma positiva; já o vapor de 15 kgf/cm² e a água clarificada impactam de maneira indireta por serem fontes de energia térmica em equipamentos utilizados para destilação de compostos químicos, as chamadas torres de destilação, que serão representados na função de produção como a variação do consumo no período atual menos o consumo no período imediatamente anterior.

Outro aspecto importante é que, embora a função de produção possa à primeira vista sugerir que as variáveis dependentes se relacionam com a variável independente de forma não linear, na modelagem de MQO, o que realmente interessa é a maneira como os parâmetros e o termo de erro se relacionam na equação. Desse modo, depois de se tomar uma simples transformação logarítmica, tem-se esta equação:

$$\log Y = \log \beta (X_{ac} - X_{ac_{-1}})^{\theta_1} X_{edc}^{\theta_2} X_{eten}^{\theta_3} (X_{v15} - X_{v15_{-1}})^{\theta_4} X_{v42}^{\theta_5}$$

que poderá ser representado por:

$$\log Y = \log \beta + \theta_1 \log(X_{ac} - X_{ac_{-1}}) + \theta_2 \log X_{edc} + \theta_3 \log X_{eteno} + \theta_4 \log(X_{v15} - X_{v15_{-1}}) + \theta_5 \log X_{v42}$$

Essa equação também é conhecida como função de elasticidades constantes, o que, segundo Greene (2003), representa a elasticidade de Y com respeito a mudanças em X, $d \ln Y / d \ln X_k$. O autor infere ainda que essa forma funcional é muitas vezes utilizada em estimações com funções de demanda e com funções de produção, como é o caso na presente seção.

Sendo assim, quando se roda o modelo com as 132 observações disponíveis dos cinco regressores contra a variável dependente na primeira estimação com auxílio do *software* Eviews 5, obtém-se a seguinte forma funcional:

$$\ln Y = 1,32 + 0,33 \ln X_{edc} + 0,20 (\ln X_{ac} - \ln X_{ac_{-1}}) + 0,63 \ln X_{eteno} + 0,49 \ln X_{v42} - 0,02 (\ln X_{v15} - \ln X_{v15_{-1}}) - 0,20 d1 - 0,15 d2 + u_i$$

A Tabela 2 apresenta os valores para o teste de significância estatístico dos coeficientes do modelo de regressão, além do R^2 ajustado e da estatística de Durbin-Watson, como forma de auxiliar de maneira mais efetiva na avaliação da modelagem proposta.

Tabela 2

Modelo de regressão com ativos integrados

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,316601	0,125695	10,47455	0,0000
LN_XEDC	0,333646	0,043563	7,658867	0,0000
LN_XAC-LN_XAC(-1)	0,020400	0,005016	4,067318	0,0001
LN_XETENO	0,633794	0,042656	14,85809	0,0000
LN_XV42	0,039485	0,018423	2,143214	0,0339

(continua)

Tabela 2

Modelo de regressão com ativos integrados (conclusão)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_XV15-LN_XV15(-1)	-0,016669	0,006664	-2,501252	0,0136
DUMMY3	-0,197166	0,028836	-6,837543	0,0000
DUMMY4	-0,147273	0,029619	-4,972226	0,0000
R-squared	0,988923	Mean dependent var		9,665847
Adjusted R-squared	0,988349	S.D. dependent var		0,256096
S.E. of regression	0,027643	Akaike info criterion		-4,284546
Sum squared resid	0,103161	Schwarz criterion		-4,118792
Log likelihood	314,3450	F-statistic		1721,784
Durbin-Watson stat	1,912657	Prob(F-statistic)		0,000000

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

Com os dados da modelagem em detalhe, verifica-se que conjuntamente todos os coeficientes do modelo de regressão são estatisticamente significativos ao nível de 5% de confiança, o R^2 que mede o grau de ajustamento do modelo situando-se em 0,98 sugere que o modelo está com um bom ajustamento, e a estatística d de Durbin-Watson com valor de 1,91 implica a ausência de autocorrelação serial nos resíduos da reta de regressão, o que corrobora a certeza de que o modelo está corretamente especificado.

Outro ponto de observação é que, mesmo analisando os parâmetros do modelo de forma individual, verifica-se que a estatística de teste t de Student rejeita a hipótese nula de que os regressores não são estatisticamente significativos, pois o valor calculado para todos os coeficientes mostrou-se superior ao valor tabelado ao nível de 5% de confiança.

Antes de se iniciar o teste para verificação do grau de retornos de escala do modelo 1, é necessário submetê-lo a uma análise mais detalhada para validar algumas das premissas de MQO.

Uma premissa extremamente importante é a da ausência de multicolinearidade perfeita entre os regressores em um modelo de estimação por MQO, o que ocorre quando duas variáveis independentes podem ser expressas como combinações lineares umas das outras.

Como o *software* utilizado foi o Eviews 5, de acordo com Soares e Castelar (2003), tal programa não pode gerar a estimação dos coeficientes de regressão quando o modelo especificado contém duas ou mais variáveis perfeitamente colineares ou ainda um nível alto de colinearidade, devido ao fato de os coeficientes de regressão, nesse caso, serem indeterminados com seus desvios padrão infinitos.

Outro tipo de multicolinearidade que pode enviesar as estimativas de MQO é a multicolinearidade alta, porém, imperfeita, que geralmente acompanha variância elevada com conseqüente desvio padrão alto, o que limita a tendência de reversão à média dos estimadores em um modelo de regressão.

Uma das formas de detectar esse fenômeno consiste em observar os valores das estatísticas t de Student que, nesse caso, aceitam a hipótese nula, tornando os parâmetros individualmente insignificantes do ponto de vista estatístico, mesmo na presença de R² alto e estatística F rejeitando a hipótese de que os coeficientes são conjuntamente iguais a zero. Como no modelo 1 nenhuma dessas premissas foi observada, pressupõe-se a ausência de multicolinearidade elevada.

O próximo pressuposto do modelo de MQO a ser testado na regressão 1 é a ausência de autocorrelação serial nos resíduos. Embora tal aspecto possa ser satisfeito a partir da análise da estatística d de Durbin-Watson, é necessário aplicar um teste mais robusto para confirmar se o modelo está corretamente especificado

A Tabela 3 demonstra o teste para detecção de autocorrelação serial de Breusch-Godfrey aplicado ao modelo 1, que permite a presença de regressores não estocásticos, termos de médias móveis e processos autoregressivos de ordem elevada, sendo, portanto, um teste mais completo para detecção da presença de autocorrelação serial nos resíduos da regressão estimada.

Tabela 3

Teste de Breusch-Godfrey para o modelo 1

F-statistic	7,696614	Probability		0,000687
Obs*R-squared	14,83377	Probability		0,000601
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,006609	0,119914	0,055116	0,9561

(continua)

Tabela 3

Teste de Breusch-Goodfrey para o modelo 1 (conclusão)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_XEDC	-0,036492	0,044451	-0,820944	0,4131
LN_XAC-LN_XAC(-1)	-0,000490	0,004792	-0,102213	0,9187
LN_XETENO	0,045230	0,044278	1,021500	0,3089
LN_XV42	-0,012706	0,017900	-0,709852	0,4790
LN_XV15-LN_XV15(-1)	0,002503	0,006397	0,391293	0,6962
DUMMY3	0,047412	0,031275	1,516000	0,1319
DUMMY4	0,026649	0,031382	0,849186	0,3973
RESID(-1)	0,174160	0,113087	1,540053	0,1259
RESID(-2)	0,379404	0,097971	3,872631	0,0002
R-squared	0,103733	Mean dependent var		-2,69
Adjusted R-squared	0,043083	S.D. dependent var		0,026953
S.E. of regression	0,026366	Akaike info criterion		-4,366090
Sum squared resid	0,092460	Schwarz criterion		-4,158898
Log likelihood	322,1755	F-statistic		1,710359
Durbin-Watson stat	2,085835	Prob(F-statistic)		0,092515

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

Considerando que, nessa metodologia de teste, a hipótese nula é a de que $\rho_1 = \rho_2 = \rho_n = 0$, ou seja, ausência de autocorrelação serial, verifica-se que o modelo 1 está consistente com a premissa de MQO, pois, com o valor calculado da estatística F de 1,71, contra um valor tabelado de 7,69, não se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos da reta de regressão.

O próximo passo da presente seção será a demonstração da modelagem da função de produção com os insumos não integrados à empresa, ou seja, insumos adquiridos de terceiros modelados na forma funcional Cobb-Douglas, com intuito de confrontar os resultados obtidos a partir dessa forma funcional com os resultados alcançados na modelagem anterior com insumos integrados à firma.

Os insumos utilizados na modelagem não integrada à empresa são consumo de energia elétrica na planta industrial, consumo de nitrogênio, consumo de gás combustível e horas trabalhadas. O primeiro insumo descrito neste parágrafo é utilizado na alimentação de motores elétricos; o segundo, na inertiização dos equipamentos e na diluição de correntes gasosas; o terceiro, nas fornalhas de pirólise como combustível; e o quarto insumo representa as horas em operação.

Considerando mais uma vez que a função de produção representa a forma como as variáveis independentes se relacionam com a variável dependente, segue que a função de produção poderá ser descrita como:

$$Y = \beta X_{ee}^{\theta_1} X_{gc}^{\theta_2} (X_{gi} - X_{gi-1})^{\theta_3} X_{horas}^{\theta_4}$$

em que Y é a produção de MVC; X_{ee}, o consumo de energia elétrica; X_{gc}, o consumo de gás combustível; X_{gi}, o consumo de nitrogênio; e X_{horas}, as horas em operação da planta produtiva.

Sabendo que a modelagem empregada será a de MQO, o que realmente interessa no pressuposto da linearidade é a forma como os parâmetros e o termo de erro se relacionam no modelo; então, a função de produção descrita anteriormente poderá ser transformada do seguinte modo:

$$\log Y = \log \beta X_{ee}^{\theta_1} X_{gc}^{\theta_2} (X_{gi} - X_{gi-1})^{\theta_3} X_{horas}^{\theta_4}$$

que poderá ser representada como:

$$\log Y = \log \beta + \theta_1 \log X_{ee} + \theta_2 \log X_{gc} + \theta_3 \log (X_{gi} - X_{gi-1}) + \theta_4 \log X_{horas}$$

Novamente, essa equação representa a elasticidade de Y com respeito a mudanças em X, $d\ln Y/d\ln X_k$, e sua representação com as 132 observações disponíveis dos quatro regressores contra a variável dependente com auxílio do *software* Eviews 5 assume a forma funcional representada a seguir.

$$\log Y = -1,01 - 0,08 \log X_{ee} + 0,69 \log X_{gc} - 0,02 \log (X_{gi} - X_{gi-2}) + 0,42 \log X_{horas}$$

A Tabela 4 demonstra os valores para o teste de significância estatístico dos coeficientes do modelo de regressão anteriormente descrito, além do R^2 ajustado e da estatística de Durbin-Watson como forma de auxiliar na avaliação da modelagem proposta.

Tabela 4

Modelo de regressão com ativos não integrados

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,010097	0,375051	-2,693224	0,0080
LN_XEE	-0,079452	0,011526	-6,893046	0,0000
LN_XGI-LN_XGI(-2)	-0,024492	0,017431	-1,405098	0,1623
LN_XHORAS	0,424285	0,054270	7,817965	0,0000
LN_XGC	0,688384	0,047220	14,57821	0,0000
DUMMY3	-0,194956	0,070630	-2,760224	0,0066
DUMMY4	-0,668037	0,076170	-8,770343	0,0000
R-squared	0,929086	Mean dependent var		9,666256
Adjusted R-squared	0,925911	S.D. dependent var		0,257895
S.E. of regression	0,070197	Akaike info criterion		-2,426641
Sum squared resid	0,660308	Schwarz criterion		-2,280248
Log likelihood	178,0782	F-statistic		292,6017
Durbin-Watson stat	1,824285	Prob(F-statistic)		0,000000

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

A análise do modelo 2 baseada nos dados disponíveis na Tabela 4 demonstra que o modelo possui um bom ajustamento, pois seu R^2 ajustado está em torno de 92%, a estatística F sugere que os coeficientes da regressão são conjuntamente significativos ao nível de 5%, além de o valor de significância individual dos estimadores apresentar também a partir do teste t significância estatística a 5%. A estatística de Durbin-Watson também sugere que o modelo em questão não apresenta autocorrelação serial negativa ou positiva nos resíduos da reta de regressão.

Novamente a modelagem sugere, semelhante ao modelo 1, ausência de multicolinearidade perfeita, pois o modelo de regressão foi gerado a partir do Eviews 5, além de que os estimadores também parecem não apresentar multicolinearidade alta e imperfeita, pois seus erros padrão mostram-se relativamente baixos, o que contribuiu para que as estatísticas t dos parâmetros da modelagem fossem significativos ao nível de 5%.

O próximo passo para validar essa estimação será a aplicação do teste de Breusch-Godfrey para confirmar a suspeita deixada a partir da análise da estatística d de Durbin-Watson de que o modelo 2 não apresenta autocorrelação serial nos resíduos.

Tabela 5

Teste de Breusch-Godfrey para o modelo 2

F-statistic	1,610564	Probability		0,203676
Obs*R-squared	3,358787	Probability		0,186487
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,131826	0,380615	0,346349	0,7296
LN_XEE	-0,002198	0,011818	-0,185998	0,8527
LN_XGI-LNX_GI(-2)	-0,001822	0,017387	-0,104778	0,9167
LN_XHORAS	0,013652	0,054991	0,248261	0,8043
LN_XGC	-0,013686	0,048023	-0,284984	0,7761
DUMMY3	0,001722	0,070698	0,024362	0,9806
DUMMY4	0,008958	0,076572	0,116990	0,9070
RESID(-1)	0,077151	0,089808	0,859064	0,3919
RESID(-2)	0,135168	0,091555	1,476353	0,1422

(continua)

Tabela 5

Teste de Breusch-Goodfrey para o modelo 2 (conclusão)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R-squared	0,023821	Mean dependent var		1,07
Adjusted R-squared	-0,035341	S.D. dependent var		0,068677
S.E. of regression	0,069880	Akaike info criterion		-2,422381
Sum squared resid	0,644579	Schwarz criterion		-2,234163
Log likelihood	179,7779	F-statistic		0,402641
Curbin-Watson stat	1,979776	Prob(F-statistic)		0,917408

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

A saída do Eviews 5 para o teste de autocorrelação serial de Breusch-Godfrey confirma que o modelo de regressão estimado a partir dos insumos produzidos extrafirma não apresenta autocorrelação serial nos resíduos, pois o valor da estatística F calculado é inferior ao valor tabelado ao nível de 5% de confiança, e, desse modo, não se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos da reta de regressão.

Por fim, é necessário verificar o grau de retorno de escala presente nas duas modelagens propostas. Dessa forma, será conduzido um teste de restrição dos coeficientes para cada modelo de acordo com a hipótese nula de existência de retornos constantes de escala, ou seja, $C(1) + C(2) + \dots + C(n) = 1$.

Tabela 6

Teste de restrição dos coeficientes

Modelo	Estatística	F calculado	F tabelado	Σ coeficientes
Insumos integrados		1,16	0,28	1,01
Insumos não integrados		0,10	0,75	0,99
Hipótese nula	$C(1) + C(2) + \dots + C(n) = 1$			

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da Braskem S.A.

A Tabela 6 demonstra os resultados para o teste de restrição aplicado aos coeficientes dos modelos de regressão contra a hipótese nula de existência de retornos constantes de escala. No modelo 1, com ativos específicos integrados, verifica-se que a estatística calculada é superior à tabelada rejeitando-se assim a hipótese nula. Já no modelo 2, a estatística calculada mostra-se inferior ao valor tabelado, o que, de certo modo, leva à aceitação de retornos constantes de escala na regressão com ativos não integrados à empresa.

Claro deve estar que os resultados corroboram o esperado pelo que se aprende da teoria do custo de transação em sua versão consolidada por Williamson (1996). Ativos de emprego mais geral podem ter mecanismos de governança associados ao mercado, ou por questão de frequência, e/ou incerteza comportamental dos agentes, e ser associados a uma estrutura híbrida ou de contratos de longo prazo. Por sua vez, ativos altamente específicos compelem a empresa a fazer com eles um processo de integração vertical.

Desse modo, os fundamentos teóricos confirmam os resultados alcançados neste trabalho, pois são os ativos de emprego mais geral menos eficientes em um processo de integração vertical ante aqueles mais específicos. Assim, verificou-se, nas funções de produção estimadas, um melhor ajustamento dos regressores estocásticos na regressão com ativos específicos do que no modelo gerado a partir de ativos de uso generalizado.

5 CONCLUSÕES

A teoria da firma elaborada por Coase (1937) contribuiu para a emergência de um arcabouço teórico que criou uma alternativa à linha de pesquisa vigente no pensamento econômico neoclássico. Com a existência de pressupostos como oportunismo e racionalidade limitada, criaram mais realismo aos trabalhos aplicados e delimitou-se a existência de um novo rumo para o pensamento econômico que vem sendo consolidado ao longo dos anos.

Desse modo, a firma vista por Coase (1937) pode ser entendida com base na teoria dos custos de transação, que foi amplamente aperfeiçoada por Williamson (1996), autor que reconhecidamente abordou aspectos relevantes da estrutura de governança, a qual é decifrada por três pilares fundamentais: frequência, incerteza e especificidades de ativos. Esses últimos foram diferenciados em seis tipos: locacional, temporal, humano, físico, dedicado e marca.

Sendo assim, o presente trabalho analisou a estrutura de governança do setor petroquímico a partir da análise da planta industrial de MVC da Braskem S.A. e as inter-relações entre seus ativos e como estes se comportam na cadeia produtiva, mais precisamente os impactos da existência de ativos gerais e de uso específico com relação às economias de escala e à eficiência produtiva.

A análise comparativa dos dados pós-modelagem das duas funções de produção Cobb-Douglas, para ativos integrados à empresa, função 1, e para ativos não integrados à empresa, função 2, demonstrou que os ativos produzidos intrafirma apresentam retornos crescentes de escala de acordo com os resultados alcançados a partir do teste de restrição dos coeficientes apresentado na Tabela 6.

Outro aspecto que chama atenção é que a reta de regressão do modelo 1 apresenta um melhor ajustamento que a reta de regressão do modelo 2, de acordo com o valor do R^2 ajustado para cada regressão, o que corrobora a hipótese deste trabalho de que os ativos específicos foram integrados à empresa por causa da necessidade de dominar toda a cadeia produtiva e de reduzir custos operacionais, pois tais ativos causam grande impacto na produção quando estão fora dos padrões exigíveis para o processamento.

Observa-se também que, na modelagem 2, o teste de restrição dos coeficientes não rejeitou a hipótese nula de retornos constantes de escala. Tal fato remete à ideia de que, como os insumos não são integrados à empresa, não existem incentivos para aperfeiçoamento das técnicas produtivas, sendo a ofertante forçada a cumprir apenas a legislação vigente com relação à qualidade de seus produtos.

Nesse quadro, deve ser apenas lembrado que, entre os ativos mais específicos, podem ser delimitadas características associadas aos seguintes aspectos: locacional, temporal, físico e dedicado, principalmente. Foge, no entanto, ao escopo deste trabalho detalhar tais especificidades.

Por fim, conclui-se que os ativos específicos à produção, por terem um caráter único e dificilmente serem reaproveitados sem perda de valor para finalidades diversas, aparentam ser mais eficientes para o processo produtivo, pois existe a necessidade de a firma ser assertiva na confecção destes, de forma a minimizar seus custos operacionais, aumentando o incremento da produção mais que proporcionalmente ao incremento desses insumos.

THE TECHNICAL EFFICIENCY OF PETROCHEMICAL INDUSTRY: A CASE STUDY

Abstract

The petrochemical industry has in hydrocarbons derived from petroleum and natural gas its primary source of raw materials. Knowing that the constituent chains of each segment of industrial activity have distinct characteristics, often stemming from the need to produce ever more efficient, the objective of this work is to verify some particularities of the inputs used in the production of vinyl monochloride Braskem S. A., and thus from the analysis of two distinct econometric modeling, containing inputs with greater specificity and integrated with the business and other assets with low specificity and produced extra firm, to validate the hypothesis that the more specific are the assets are greater incentives for integration of these processes due to the need to make them technically more efficient and economies of scale in production.

Keywords: Hydrocarbons; Inputs; Specificity.

Referências

- AKERLOF, G. A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 84, p. 488-500, 1970.
- ANDRADE, J. S. *Apontamentos de econometria aplicada*. Gemf, 2004. Disponível em: <<http://www4.fe.uc.pt/jasa/estudos/econometria.pdf>>. Acesso em: 4 jan. 2012.
- BARBOSA, F. H. *Microeconomia: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, Inpes, 1985.
- BARTLETT, M. S. On the theoretical specification of sampling properties of autocorrelated times series. *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, v. 27, p. 27-40, 1946.
- BIERES, H. J. *Cointegration analysis*. Pennsylvania: Pennsylvania State University, 2006.
- BRANDÃO, L. F. *A reprodução social brasileira em Alagoas*. 2012. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização em Estruturas Ambientais Urbanas)—Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.
- CARLTON, D. W.; PERLOFF, J. M. *Modern industrial organization*. 3. ed. New Jersey: Adisson-Wesley Longman, 2000.

- COASE, R. H. The nature of the firm. *Economica*, v. 4, n. 16, p. 386-405, nov. 1937.
- COASE, R. H. The new institutional economics. *The American Economic Review*, Chicago, v. 88, n. 2, 1998.
- GALA, P. A teoria institucional de Douglas North. *Revista de Economia Política*, v. 23, n. 2, p. 89-105, abr./jun. 2003.
- GATTI, W. 35 anos da criação do Proálcool: do álcool motor ao veículo flex fuel. In: SEMINÁRIOS EM ADMINISTRAÇÃO, 13., 2010, São Paulo. *Anais...* São Paulo: Universidade de São Paulo, 2010.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1026 p.
- GUJARATI, D. *Econometria básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Campus: Rio de Janeiro, 2006. 812 p.
- HAYASHI, F. *Econometrics*. Oxford: Princeton University Press, 2000. 669 p.
- HEIL, T.; DVORSAK, P.; GOMES, G. Indústria petroquímica brasileira: situação atual e perspectivas. BNDES, 2005. Disponível em: <http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Publicacoes/Consulta_Expressa/Setor/Complexo_Petroquimico/200503_4.html>. Acesso em: 10 fev. 2012.
- LACERDA, A. C.; BOCCHI, J. I.; REGO, J. M.; BORGES, M. A.; MARQUES, R. M. *Economia brasileira*. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2006.
- LAGES, A. M. G.; CAVALCANTI, A. O. Integração econômica da agroindústria canavieira com o setor petrolífero-petroquímico no Brasil. *Revista Pernambucana de Desenvolvimento*, Recife, v. 15, p. 59-68, dez. 1994.
- LUSTOSA, M. C. *O pólo cloroquímico de Alagoas*. Maceió: Edufal, 1997. 62 p.
- MONTENEGRO, R. S. P. O setor petroquímico. BNDES, 2002. Disponível em: <http://www.bndes-par.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/livro_setorial/setorial09.pdf>. Acesso em: 5 fev. 2012.
- MORVAN, Y. *Fondements d'économie industrielle*. Paris: Economica, 1985.
- NORTH, D. C. *Institution, institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990. 159 p.
- NORTH, D. C. *Understanding the process economic change*. London: Institute of Economic Affairs, 1999.
- PELAI, F. M.; SILVEIRA, J. M. F. J. Análise do processo de reorganização societária dos grupos que atuam na indústria petroquímica brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., 2008, Salvador. *Anais...* Salvador: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2008.
- PINDICKY, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Econometric models and economic forecasting*. New York: McGraw-Hill, 1981. 630 p.

QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE. *Eviews 5 – user's guide*. Irvine: Quantitative Micro Software, 1994.

ROCHA, M. *Integração vertical e incerteza: um estudo empírico com a indústria petroquímica nacional*. 2002. Tese (Doutorado em Economia)–Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

RUTHERFORD, M. *Institutions in economics, the old and the new institutionalism*. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

SIMON, H. A. Bounded rationality. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (Ed.). *Utility and probability*. New York: Macmillan, 1990. (p. 15-18).

SOARES, I. G.; CASTELAR, I. *Econometria aplicada com uso do Eviews*. Fortaleza: Caen/UFC, 2003.

SUAREZ, M. A evolução da indústria petroquímica brasileira e o modelo tripartite de empresa. *Revista de Economia Política*, v. 3, n. 3, 1983.

TAKAYAMA, A. *Analytical methods in economics*. Michigan: The University of Michigan Press, 1993.

TORRES, E. M. C. A evolução da indústria petroquímica brasileira. *Revista Química Nova*, Porto Alegre, v. 20, ed. esp., p. 49-53, 1997.

WILLIAMSON, O. E. *Market and hierarchies: analysis and antitrust implications*. Illinois: Free Press, 1975. 286 p.

WILLIAMSON, O. E. *The economic institutions of capitalism*. Beijing: Chengcheng Book, 1985. (442 p.)

WILLIAMSON, O. E. Comparative economic organization: the analysis of discrete structural alternatives. *Administrative Science Quarterly*, v. 36, n. 2, p. 269-296, 1991.

WILLIAMSON, O. E. *The mechanism of governance*. New York: Oxford University Press, 1996. (448 p.).

WILLIG, R. O.; PANZAR, J. C.; BAUMOL, W. J. *Contestable markets and the theory of industry structure*. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1982.

YULE, G. U. Why do we sometimes get nonsense correlations between times series? A study in sampling and the nature of time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, New York, v. 89, p. 1-63, 1926.