

“UM ESTUDO DOS EFEITOS DE ALTERAÇÕES DO PREÇO DA NAFTA NA FORMAÇÃO DE PREÇOS DA CADEIA PETROQUÍMICA”¹

José Maria F.J. da Silveira & Emerson Fernandes Marçal
NEA- IE-UNICAMP CECON- IE- UNICAMP

Resumo: O presente trabalho parte da constatação de que a volatilidade dos preços de insumos da petroquímica interfere no processo de formação de preços ao longo da cadeia com efeitos em setores finais da economia, cuja competitividade depende de forma bastante acentuada do preço da matéria prima. Esta temática foi especialmente desenvolvida por Fan (1998), mas focada no impacto da volatilidade na integração vertical da indústria. Já no trabalho aqui desenvolvido parte-se da constatação de que o desenho societário da indústria petroquímica tem outros determinantes (Momesso, 2006) e que a fórmula aplicada pela Petrobrás para fixação do preço da nafta, em hipótese cumpriria um papel central na definição de preços e custos ao longo da cadeia. Para tanto, utilizou-se uma metodologia de séries temporais, cujos resultados apontaram para a maior importância das importações de produtos intermediários da cadeia e da estrutura oligopolizada da indústria, dada a configuração do mercado relevante brasileiro da petroquímica e um papel secundário da fórmula prática da Petrobrás no processo.

Palavras chaves: Nafta, petroquímica, volatilidade

Abstract: Abstract: Input price volatility creates pressures for price adjustments, interfering in contracts between buyer and sales in petrochemical chain. One of the remarkable results pointed out by Fan (1998) is the role of price instability and uncertainty in the levels of vertical integration of the industry. This paper deals with the role of raw material price formula, basically nafta prices – established by Petrobras since the middle of the nineties – in the price formation process in some branches of petrochemical chain. A VAR methodology is applied to petrochemical prices of four different products, whose costs are vertically connected in these chains. The main results point to the strong influence of imports of thermoplastic resins and the role of market structure of olefins and resins in the prices. Volatility of nafta prices, due to shocks in exchange rate and nafta prices have a secondary role in this process. It implies that changes in “Petrobras formula” and the imposition of price controls could have a mild impact on price definition of downstream products of petrochemical chain.

Key words: Nafta, Petrochemical industry, volatility

JEL : L22, D23

AREA 8: Economia Industrial e da Tecnologia.

¹ Os autores agradecem a Cláudio Missaglia Alarcon e Omar Abbara pelo auxílio na pesquisa.

“UM ESTUDO DOS EFEITOS DE ALTERAÇÕES DO PREÇO DA NAFTA NA FORMAÇÃO DE PREÇOS DA CADEIA PETROQUÍMICA

Introdução

O objetivo do presente trabalho consiste em investigar a dinâmica de preços do setor petroquímica brasileiro, em particular como se comportam o preço da nafta, eteno, polietileno e produtos plásticos. Estes produtos fazem parte de uma cadeia produtiva cada qual participando de determinado elo, sofrendo e gerando influências sobre os demais.

No caso particular da nafta, a Petrobrás possui o monopólio de produção do mesmo no mercado brasileiro fixando os preços da mesma segundo alguma regra que julga conveniente. No período mais recente a regra tem sido acompanhar as flutuações dos preços internacionais devidamente ajustados por movimento da taxa de câmbio. Sendo o principal insumo da cadeia esta regra deve gerar impactos sobre todos os outros preços. Na ponta final da cadeia encontra-se a indústria de transformados plásticos e principalmente a indústria de embalagens, com grande importância sobre setores de consumo popular, como de alimentos e bebidas.

Tal encadeamento produtivo é de grande importância para a conformação de estruturas de mercado na indústria petroquímica, com implicações sobre o desempenho das empresas e também com efeitos dinâmicos sobre sua própria configuração. Fan (1998) parte da constatação de que os coeficientes desta indústria são rígidos, ou seja, o ajuste aos choques de preços – por exemplo, dos preços de derivados do petróleo – implica mudanças nos custos de produção e por vezes, na rentabilidade do setor. Com isto, custos de transação assumem importância, assim como distintos aspectos da estrutura de propriedade da indústria (Carlton, 1985; Cheung, 1969; Ching, 1986 e; Fan, 1998).

A rigidez dos coeficientes e a especificidades de ativos traz à baila a discussão sobre a relevância dos choques de preços sobre decisões de aumentar o nível de integração vertical de etapas produtivas da cadeia petroquímica, ponto que se ajusta perfeitamente à visão institucionalista. No caso da petroquímica a especificidade de ativos, se daria devido à importância da natureza temporal dos contratos, sendo também influenciada pela presença de olefinas gasosas, cujo transporte implica risco ambiental, entre outros. Mudanças nos procedimentos convencionais de alguns agentes em um ponto de destaque da cadeia poderiam acarretar custos significativos que persistiriam ao longo do período de tempo necessário para o ajustamento do processo, como mostram Ching, 1986 e Fan, 1998.

Também ganha destaque o fato de que, na ocorrência de choques nos preços de matérias-primas, não só pode dar-se o encurtamento do período de contratos (Crocker e Masten, 1991), mas também o surgimento de pressões no sentido da alteração dos procedimentos convencionalmente adotados na direção de ações discricionárias, por exemplo, pressões por controles de preços. Isto reflete a dificuldade para a auto-imposição de um sistema de contratos, principalmente quando, por razões diversas, ocorre um baixo nível de integração entre empresas produtoras ao longo da cadeia.

Em outras palavras, com a maior volatilidade dos preços de petróleo e derivados, após 1973, o sistema de contratos nesta cadeia não vem conseguindo se impor por muito tempo sem que ocorram conflitos e demandas por reajustamentos. Obviamente, descarta-se a possibilidade de que em qualquer lugar do mundo, mesmo com o fenômeno da globalização, o acesso a matérias-primas e intermediários possa ser feito em mercados do tipo *spot* (Fan, 1998; Momesso e Silveira, 2006).

Pode-se resumir a questão dos contratos na cadeia petroquímica à seguinte seqüência:

a) A compra e vendas de insumos básicos (nafta) segundo contratos que definem preços e quantidades: tais contratos são de curta duração, uma vez que a literatura sugere a hipótese de que quanto maior a instabilidade (volatilidade dos preços) menor a duração dos contratos;

b) Contratos de longo prazo estabelecem compromissos de fornecimento de matéria prima no longo prazo, mas deixam os preços segundo formulas práticas. Em economias com elevada inflação, essas fórmulas impõe-se, mas a resolução de conflitos é difícil e em parte é responsável pelo desenho societário das empresas, como ocorreu no Brasil nos últimos 25 anos;

c) A adoção de fórmulas práticas para fixação de preços: reajuste segundo índices de inflação ou a indexação ao preço internacional mais uma pequena margem de internalização do produto, situação vigente no Brasil, no caso da nafta, no período de análise deste trabalho.

Assume-se, em consonância com a literatura, de que o caso ideal seria o “a”, desde que garantisse a estabilidade dos contratos. A situação correspondente ao caso “c”, aplicada ao caso específico da petroquímica, resultaria em uma assimetria de poder em que o fornecedor de matéria prima teria o poder de repassar parte substancial dos choques *downstream* a outros segmentos com impactos negativos sobre o emprego, desempenho das exportações e também sobre o consumidor.

Aceitando-se que por hipótese a situação “c” é a que corresponde ao caso brasileiro nos últimos anos, o presente estudo procura fornecer evidências sobre suas implicações sobre o comportamento econômico dos segmentos *downstream*. Trata-se de uma primeira etapa de um estudo mais amplo, que inclui a discussão de cunho institucionalista sobre o papel dos choques de preços na configuração da estrutura societária da indústria e que não será discutida neste trabalho..

Procura-se analisar primeiro como a cadeia petroquímica absorveu os choques de preços da nafta ao longo do período 1994-2005, em um ram específico da indústria. Tal opção simplificadora no tratamento da estrutura da indústria parte do pressuposto de que o mercado de produtos petroquímicos já tenha atingido uma certa maturidade em que as elasticidades de substituição entre resinas termoplásticas não sejam tão elevadas. Além disto, escolheu-se uma cadeia dentro da indústria que conta com a uma matéria-prima não-comercializável, no caso o eteno, o que engendra um papel relevante da distância entre unidades produtivas na determinação do grau de especificidades de ativos (elevado, apesar dos mercados maduros).

Cabe lembrar que a opção pelo uso de métodos em séries de tempo deve-se à hipótese subjacente de que no caso brasileiro existem determinantes históricos e institucionais que condicionaram fortemente a configuração societária das empresas e grupos que atuam no setor. Sem conhecer como os choques de preços são transmitidos ao longo da cadeia é extremamente prematuro realizar exercícios econométricos em que a propriedade de ativos é variável dependente e a volatilidade a variável de interesse do modelo.

Em resumo, o trabalho busca evidências para responder à pergunta: Quais os efeitos *downstream* da fórmula prática adotada pela Petrobrás, dada a estruturação dos direitos de propriedade e as estruturas de mercado de um ramo da indústria petroquímica no Brasil.

O trabalho é dividido nas seguintes partes: apresenta-se inicialmente uma descrição das principais características do setor petroquímico brasileiro e como tais características

devem moldar a política de preços que vigoram no setor. Na segunda parte discutem-se as técnicas econométricas utilizadas no trabalho. Na terceira parte os resultados obtidos no exercício econométrico são apresentados e as implicações principais salientadas. Por fim as conclusões finais são apresentadas.

1. Descrição da cadeia petroquímica:

1.1. A Dinâmica de Preços na cadeia petroquímica:

A cadeia petroquímica apresenta os seguintes atores principais: Petrobrás, Centrais Petroquímicas, Empresas Produtoras de Resinas Termoplásticas e Transformadores de Plásticos. Em algumas cadeias de importância na economia, os custos são formados ao longo da cadeia produtiva de maneira que o processo de formação de preços em um elo é fortemente determinado pelo nível e volatilidade dos preços observados no elo anterior. Isso ocorre claramente na indústria petroquímica. No caso do mercado brasileiro, a Petrobrás é a fornecedora exclusiva da matéria-prima básica para toda a cadeia de produção das resinas plásticas, qual seja, a nafta, cujos processos de produção e de importação são responsabilidades exclusivas dessa empresa.

Atualmente, a Petrobrás fornece a nafta com preço calculado com base nas cotações ARA (Amsterdã, Roterdã e Antuérpia) para as três centrais de matérias-primas da indústria petroquímica: a Petroquímica União, de São Paulo, a Copesul, do Rio Grande do Sul, e a Braskem (antiga Copene), da Bahia. A importância da matéria prima no custo dos produtos de primeira geração e o encadeamento característico da petroquímica faz com que a fixação do preço da nafta tenha extrema relevância para explicar o que ocorre *downstream*, i.e., nos segmentos a jusante da cadeia petroquímica.

O uso de “fórmulas práticas” para fixação de preços é muito frequente em economia. As razões são variadas, mas se fundam na busca de uma estabilidade que evite “guerra de preços” (ver o setor de aviação comercial no Brasil nos últimos 15 anos) e que permita aos clientes uma antecipação racional de seus custos. No caso da precificação das correntes obtidas no refino de petróleo, o cálculo envolve uma idéia de preços chamados *normais*, ou seja, preços que permitam cobrir os custos do refino, da matéria-prima, da reposição do capital – dada uma fórmula de depreciação – mais uma margem para investimentos futuros. (Metcalf, 1997).

A arte de precificar o *output* do refino está em repartir os custos de produção nos preços dos diferentes componentes. O que torna essa tarefa difícil é que para frente existe um sistema de formação de preços que depende dos coeficientes técnicos, mas também do comportamento de mercados. Um exemplo é justamente o fato do eteno ser não-transacionável e o polietileno, a resina termoplástica, ser facilmente importada, nas condições brasileiras. Sem levar em conta como os tributos se distribuem na cadeia, fica claro que se, em um determinado período de tempo, ocorre uma alta no preço da nafta, sua transmissão para frente depende do comportamento dos mercados, ou seja, da maneira como o mercado internacional de resinas e o mercado doméstico reagem a este possível aumento de custos de produção.

Um procedimento simples para analisar este efeito seria considerar o que ocorreria com a transmissão de uma alta nos preços da nafta para os preços do eteno e do polietileno, supondo-se que o impacto seria nos preços seria proporcional ao aumento dos custos ao longo da cadeia, até a indústria de embalagem. O aumento de custos, por seu turno, seria

calculado considerando que a participação do insumo (exemplo, a própria nafta para a produção de eteno) nos custos seria mantida constante após a mudança de preços.

Mesmo neste caso, a dificuldade seria estabelecer um padrão para os “choques”, uma vez que deveriam ser levados em conta:

- a) O efeito da volatilidade internacional, que pode refletir a tendência de alta do petróleo;
- b) A volatilidade cambial, que depende da política econômica e da situação da economia mundial. (que atuou no sentido contrário da tendência de alta dos preços, pelo menos nos últimos dois anos).

Os dois efeitos se somam, podendo, em algumas situações, ampliar a volatilidade dos preços internalizados da nafta. Nesses casos, atrelar os preços da nafta praticados no Brasil ao preço da Nafta ARA significaria transferir a volatilidade internacional para toda a cadeia petroquímica local. A teoria econômica sugere que agentes avessos ao risco, neste caso específico, optariam por situações em que existiriam ganhos na baixa que fossem capazes de mais que compensar as altas. Isso em um caso de oscilações de preços (volatilidade) em torno de um nível médio.

Todavia, mesmo no caso mais favorável – em que não se possa prever uma tendência de alta dos preços, no máximo uma tendência que caracterize um passeio aleatório – seria do interesse das centrais petroquímicas que os preços flutuassem? A oscilação dos itens de custo variável, caso não sigam um padrão claro, não dificultaria o planejamento do uso da capacidade instalada e a percepção do comportamento do mercado, ou seja, a identificação do comportamento da demanda?

Uma alta da matéria prima – motivada pelo crescimento da demanda de petróleo, principalmente pela China – comprimiria a margem das centrais caso não fosse acompanhada *pari passu* da expansão do consumo de resinas termoplásticas, que permitisse a transferência das margens. Aqui vale lembrar que a elasticidade preço da demanda é mais elevada quanto mais a frente na cadeia de plásticos. Transformadores de plásticos têm opções não apenas na competição entre resinas – pode-se argumentar que a maioria dos produtores é horizontalmente integrada – mas também alternativas criadas pela possibilidade de substituir resinas no processo produtivo do plástico: há uma flexibilidade tecnológica possibilitada por *grades* e pelo uso de aditivos.

As seguintes questões norteiam o exercício econométrico que foi realizado:

- a) É possível identificar tendências comuns nos preços de produtos da cadeia petroquímica no Brasil?
- b) Como essas séries reagem a choques de preços externos? Existem tendências comuns de preços no Brasil e Internacional na cadeia petroquímica e de plásticos?
- c) Como os mercados filtram os movimentos de preços ao longo da cadeia? Qual o papel da dinâmica de mercado dos componentes da cadeia petroquímica (no caso, de resinas termoplásticas e de transformadores de plásticos)?
- d) Pode-se atribuir um papel de destaque para os preços da nafta sobre os outros preços da cadeia petroquímica?
- e) Seria possível simular efeitos sobre os preços de produtos finais da cadeia petroquímica originados da mudança deliberada dos preços da nafta? Que relevância teriam esses impactos na geração de emprego e renda?

1. 2. O setor de Embalagens Plásticas

Inicialmente, cabe explicar a escolha do setor de embalagens plásticas como

representante da indústria de transformação do plástico. Segundo dados da Associação Brasileira da Indústria do Plástico - ABIPLAST, o setor de embalagens plásticas detém a maior fatia do mercado de plástico nacional, com uma participação de 40%, contra 14% do setor de construção civil e 12% de produtos descartáveis, segundo e terceiro colocados respectivamente.

Segundo estudo da FGV, as embalagens plásticas representam 32% do total do mercado de embalagens no país. Dados do portal Datamark atestam que o mercado total de embalagens no ano de 2002 foi avaliado em US\$ 8.182 milhões, equivalente a 1.8% do Produto Nacional Bruto. Esses números nos permitem inferir um valor aproximado de US\$ 2.618 para o segmento de embalagens plásticas ao final desse mesmo ano.

A Tabela 1 fornece um indicativo do emprego no segmento de embalagens plásticas. Vale lembrar que essas informações foram obtidas junto ao banco de dados da Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho (RAIS / MTb) para o triênio 2001-2003, última atualização disponível até o presente momento.

Tabela 1 Emprego no Setor de Embalagens: Brasil e Regiões

	Ano de 2001		Ano de 2002		Ano de 2003	
	Empregos Ativos	Embalagens %	Empregos Ativos	Embalagens %	Empregos Ativos	Embalagens %
	Sector Embalagens	Total Nacional	Sector Embalagens	Total Nacional	Sector Embalagens	Total Nacional
Região Norte	1.126	0.10%	1.886	0.15%	1.869	0.14%
Região Nordeste	6.993	0.15%	7.929	0.17%	8.487	0.17%
Região Sudeste	39.677	0.27%	42.125	0.28%	41.977	0.27%
Região Sul	20.034	0.41%	20.830	0.41%	21.508	0.41%
Região Centro-Oeste	2.268	0.10%	2.446	0.11%	2.842	0.12%
Total	70.098	0.26%	75.216	0.26%	76.683	0.26%

O desempenho do segmento de embalagens tem sido utilizado como representativo do nível de emprego da economia, um tipo de termômetro. Segundo estudo da FGV, dentro do segmento de embalagens, a indústria plástica é uma das grandes beneficiárias do crescimento econômico. Estima-se que para cada ponto percentual de alta do PIB, o setor cresce três. Conforme os dados expressos na Tabela 2, vê-se que essa estimativa pode ser extrapolada para o segmento de embalagens plásticas, onde o emprego cresceu em uma relação de três para um com o crescimento do PIB no biênio 2002-2003.

Tabela 2 Comparativo da Taxa de Crescimento de Embalagens Plásticas versus Taxa do Total de Emprego, por Região

	2002		2003	
	Varição % Emprego Setor Embalagens	Varição % Emprego Nacional por Região	Varição % Emprego Setor Embalagens	Varição % Emprego Nacional por Região
Região Norte	67.50%	8.21%	-0.90%	9.76%
Região Nordeste	13.38%	4.86%	7.04%	6.68%
Região Sudeste	6.17%	4.12%	-0.35%	2.43%
Região Sul	3.97%	3.58%	3.25%	4.42%
Região Centro-Oeste	7.85%	5.11%	16.19%	5.68%
Total	7.30%	4.40%	1.95%	4.08%
PIB	1.93%		0.54%	

Fonte: Rais

No que tange à demanda por embalagens plásticas, a Tabela 3 apresenta o consumo anual no período compreendido entre 1995 e 2002. Durante esse intervalo de tempo, o consumo de embalagens plásticas cresceu algo próximo de 58,7%, enquanto que o crescimento acumulado da economia nesse mesmo período foi da ordem de 18,67%.

Tabela 3: Consumo Anual (em mil ton) de Embalagens Plásticas no Brasil (1995-2002)

tons 10 ³	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
PEBD	194	222	239	237	235	238	243	254
PEAD	131	147	183	189	203	224	220	224
PS	27	28	27	27	30	31	28	31
PVC	60	62	42	36	32	31	30	30
PP	180	197	207	220	232	225	245	257
PET	141	188	256	291	306	322	354	367
PC	1	1	1	1	2	2	2	2
Total Plásticos	734	845	955	1001	1040	1073	1122	1165

Fonte: Datamark

www.datamark.com.br

2. Aspectos metodológicos

Utilizando séries de preços razoavelmente longas (Jan/1995 a Jun/2005), em um período de estabilidade de preços (para os padrões brasileiros), o estudo busca evidências de um modelo de comportamento de preços na cadeia de resinas termoplásticas e de produtos transformados de plásticos. Com isto, procura evidenciar qual seu comportamento uma vez realizado uma mudança de preços com objetivos de política industrial.

Tal exercício procura respeitar as características das séries evidenciadas pela investigação no período citado. A hipótese básica é que seja possível “isolar” o efeito da política, gerando uma série estimada (projetada) do comportamento que tem a série observada. Isto significa captar como esta interferência exógena é incorporada pela estrutura geradora dos dados da série. Exemplificando, é possível que série de preços da nafta seja capaz de rapidamente absorver o choque ou inversamente, amplificá-lo, transmitindo seus efeitos a frente, na cadeia petroquímica. A metodologia que se segue pretende, portanto, obter uma espécie de efeito líquido da política, tendo em consideração

as características das séries de preços, que refletem as relações técnicas e o comportamento dos mercados existentes na cadeia petroquímica.

2. 1. Fontes de Dados

A investigação empírica que será conduzida adiante busca analisar o comportamento das séries de preços de produtos da cadeia petroquímica: nafta, eteno, polietileno e um índice setorial de matérias plásticas. Há informação sobre preços praticados internacionalmente e no Brasil. Alguns elementos conduzem a análise:

- a) A fórmula de fixação do preço da nafta no Brasil, pela Petrobrás, consiste em aplicar uma margem fixa sobre o preço ARA (Antwerp, Roterdhan and Amsterdam); Logo, espera-se que as séries tenham uma tendência comum e que os eventuais afastamentos sejam corrigidos em um certo prazo;
- b) Obteve-se as séries mensais em US\$ dólar e em reais, a partir de janeiro de 1995 para todos os produtos analisados. Levantou-se no Banco Central a série taxa de câmbio nominal (média mensal) para o mesmo período.
- c) Considerou-se as séries mensais de preços internacionais dos produtos em US\$ dólar, preços praticados nos EUA;
- d) Finalmente, obteve-se uma série doméstica relativa ao Índice Mensal de Preços por Atacado de Produtos Plásticos, para análise do comportamento dos mercados finais. Também utilizou-se a série de IGP-DI para deflacionar algumas séries de preço e permitir alguma comparação com o comportamento do que ocorre com os preços relativos de séries de nafta e preços de produtos plásticos.

A Tabela 4 apresenta a lista de variáveis utilizadas em várias etapas do estudo. Cabe destacar, conforme demonstrado no Quadro 1, que todas as variáveis utilizadas neste estudo encontram-se em sua forma logarítmica. Portanto, os coeficientes estimados abrem espaço para interpretação dos coeficientes como elasticidades de transmissão de preços.

Tabela 4: Variáveis utilizadas nas Análise de Séries Temporais

Sigla	Significado
LINA	Logaritmo do preço internacional da nafta ARA em US\$
LDNAD	Logaritmo do preço doméstico da nafta em US\$
LDNAR	Logaritmo do preço doméstico da nafta ARA em R\$
LIET	Logaritmo do preço internacional do eteno em US\$
LDETD	Logaritmo do preço doméstico do eteno em US\$
LDETR	Logaritmo do preço doméstico do eteno em R\$
LIPE	Logaritmo do preço internacional do polietileno em US\$
LDPED	Logaritmo do preço doméstico do polietileno em US\$
LDPER	Logaritmo do preço doméstico do polietileno em R\$
LIPAP	Logaritmo do índice de preços por atacado de produtos plásticos *
LITC	Logaritmo do índice de preços da taxa de câmbio Reais por Dólar **

(*) Índice divulgado pela Fundação Getúlio Vargas

(**) Média mensal divulgada pelo Banco Central do Brasil

2. 3. *Descrição econométrica:*

Apresenta-se a seguir um breve resumo da metodologia utilizada no que se refere ao tratamento das séries temporais aqui utilizadas. Utilizam-se tanto técnicas univariadas quanto multivariadas.

De acordo com literatura sobre o tema (ver ENDERS, 1995), as séries econômicas temporais têm um comportamento não-estacionário ao longo do tempo. Em outras palavras, isso quer dizer essas séries apresentam algum tipo de memória que vincula o que ocorre em períodos passados ao que ocorre no presente. Isto gera a idéia de que é possível identificar um comportamento tendencial nas séries, fato que enseja cuidados quando se busca estabelecer relações causais entre variáveis.

Uma série de preços de nafta ARA, analisada a frente, mostra uma tendência que reflete o aumento do preço do petróleo, mas também mudanças na composição da demanda, por exemplo, que podem ser acumulados ao longo do tempo. Um exemplo de um processo com memória cujos choques não se dissipam ao longo do tempo é o chamado “passeio aleatório” (*random walk*).

Muitas vezes uma série não estacionária pode ser tornada estacionária pela aplicação do operador de primeira diferença. Se este for o caso diz-se que a série original é integrada de ordem 1 ou alternativamente, possui uma raiz unitária. Desse modo, a série torna-se estacionária e as técnicas apresentadas por BOX e JENKINS (1976) tornam-se perfeitamente aplicáveis aos exercícios de estimação.

Entretanto, em um contexto de análise multivariada, a forma apropriada de se modelar variáveis não-estacionárias não é tão direta. Isso porque, é perfeitamente possível, em termos estatísticos, a existência de uma combinação linear de variáveis integradas que seja estacionária; tais variáveis são então chamadas de co-integradas. O problema é que quando se busca estimar relações causais, a análise multivariada torna-se obrigatória.

Desde a publicação dos trabalhos de JOHANSEN (1988) e Johansen e JUSELIUS (1990), os economistas tiveram a seu dispor um amplo número de técnicas para modelar processo não estacionários a partir de uma aproximação auto regressiva multivariada - Vetores Auto-Regressivos (VAR). Diversas variáveis econômicas apresentam relações de co-integração. Em termos gerais, a idéia de co-integração pode sintetizada nos dois pontos que se seguem:

a) busca-se uma (ou mais) relação(ões) de equilíbrio de longo prazo entre um conjunto de variáveis não-estacionárias. Existindo esse equilíbrio entre duas ou mais variáveis, pode-se afirmar que suas tendências estocásticas são comuns, o que implica que as variáveis em análise não se movem no tempo de maneira independente umas das outras. A existência desse vínculo dinâmico entre tendências estocásticas comuns requer que as variáveis sejam co-integradas;

b) Dado que as tendências de variáveis co-integradas apresentam uma dinâmica de longo prazo comum, a trajetória temporal dessas variáveis deve suportar alguma relação de desvios correntes do equilíbrio apenas no curto prazo.

Formalmente, podemos definir co-integração da seguinte maneira (ENDERS, 1995): os componentes do vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ são ditos co-integrados de ordem d, b , i.e., $x_t \sim CI(d, b)$ se:

a) todos os componentes de x_t são integrados de ordem d ;

b) existe um vetor de $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ que forme uma combinação linear

$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ que seja integrada de ordem $(d - b)$. O vetor β é

chamado de vetor de co-integração.

Há três pontos importantes a serem observados com respeito à definição acima.

O conceito de co-integração refere-se a uma combinação linear de variáveis não-estacionárias. Em tese, é possível a existência de relações não-lineares de longo prazo entre um conjunto de variáveis integradas. No entanto, o atual estado das artes da econometria é muito complicado de testar a existência de relações de co-integração não-lineares.

Se o vetor x_t tem n componentes, então deve existir ao menos $n - 1$ vetores de co-integração que sejam linearmente independentes. O número de vetores co-integrados é chamado de *rank* de co-integração de x_t .

Supondo que as variáveis x_t e y_t sejam não-estacionárias e deseja-se determinar a possível existência de uma relação de equilíbrio entre elas. Para tanto, são necessários dois testes estatísticos:

a) o teste de Raiz Unitária: visa verificar a ordem de integração das variáveis, com base no teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). A ordem de integração de uma variável representa o número de vezes que uma série necessita ser diferenciada para se tornar estacionária. Na hipótese das séries serem integradas de mesma ordem, prossegue-se então com o teste de co-integração;

b) o teste de co-integração de Johansen serve ao propósito de averiguar a presença de vetores de co-integração entre as variáveis, i.e., procura identificar quais variáveis apresentam uma relação de equilíbrio entre si.

2.3. Estratégia da modelagem econométrica:

A estratégia de construção do modelo é então resumida da seguinte forma: parte-se de um modelo geral, visto como uma boa aproximação do processo gerador dos dados (PGD), que significa a forma como a série na realidade foi gerada. A partir deste modelo, propõe-se uma série de simplificações que são testadas e confrontadas entre si até a obtenção de um modelo final parcimonioso, ou seja, simples e confiável.

As etapas abaixo são feitas para modelar conjuntamente as variáveis: preços domésticos, em reais, de nafta, eteno, polietileno e do índice geral de preços do plástico:

a) Estimar um VAR irrestrito;

b) Realizar testes sobre o número e o espaço dos vetores de co-integração;

c) Procurar identificar possíveis modelos condicionais para realização de inferência;

d) Estimar o modelo condicional, em que variáveis de interesse são condicionadas por variáveis identificadas como exógenas;

e) Encontrar o modelo final, base para os exercícios de simulação de impactos de “políticas” de preços da nafta.

3. Resultados Obtidos:

3.1 Resultados da Análise Univariada

Para todas as variáveis do Quadro 1, os testes de raiz unitária apontam a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para todas essas variáveis, i.e., são todas não-estacionárias em nível.

Tabela 5: Teste de Raiz Unitária das Séries Temporais (Jan/1995 - Jun/2005)

Variável	Lags	ADF	N° Observações	Valores Críticos		Resultado
				5%	1%	
LINA	12	-3.455	112	-3.450	-4.042	não estacionário a 1%
DLINA	0	-9.20	123	-2.884	-3.484	estacionário
LDNAD	12	-1.693	113	-2.887	-3.489	não estacionário
DLNAD	0	-9.823	124	-2.884	-3.483	estacionário
LDNAR	6	-2.920	118	-3.448	-4.038	não estacionário
DLNAR	0	-8.679	123	-3.446	-4.034	estacionário
LIET	10	-2.773	114	-2.886	-3.488	não estacionário
DLIET	0	-4.456	123	-2.884	-3.484	estacionário
LDETD	10	-1.397	115	-2.886	-3.488	não estacionário
DLDETD	0	-8.212	124	-2.884	-3.483	estacionário
LDETR	5	-3.344	119	-3.447	-4.037	não estacionário
DLDETR	0	-7.106	123	-3.446	-4.034	estacionário
LIPE	3	-2.463	120	-2.885	-3.485	não estacionário
DLIPE	0	-7.091	122	-2.885	-3.484	estacionário
LDPED	4	-2.491	121	-2.885	-3.485	não estacionário
DLDPED	0	-8.980	124	-2.884	-3.483	estacionário
LDPER	3	-3.396	121	-3.447	-4.036	não estacionário
DLDPER	0	-7.958	123	-3.446	-4.034	estacionário
LIPAP	4	-1.788	120	-3.447	-4.036	não estacionário
DLIPAP	0	-9.088	123	-3.446	-4.038	estacionário
LITC	4	-1.557	120	-3.447	-4.036	não estacionário
DLITC	0	-7.298	123	-3.446	-4.034	estacionário

Obs: para que a série seja considerada estacionária, o valor em módulo do teste ADF deve ser maior que o módulo dos valores críticos tabelados aos níveis de significância de 1% e 5%

Já ao se tomar as variáveis em primeira diferença, constatou-se que os resultados dos testes ADF indicam a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária em favor da hipótese alternativa de que essas variáveis são estacionárias nas diferenças e, assim, são consideradas integradas de ordem um, já que foi necessária a aplicação de uma única diferença para torná-las estacionárias (Tabela 1).

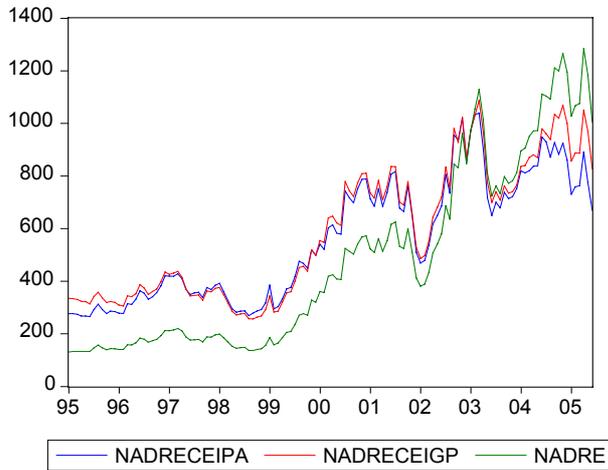
Tal resultado é interessante para os objetivos do presente trabalho por dois motivos: a) indica a possibilidade de que as variáveis de interesse tenham uma tendência comum de longo prazo; b) Permite pensar formas alternativas de precificação da nafta que tenham impacto favorável na cadeia produtiva petroquímica e de plásticos.

3.2 Análise do Comportamento dos Preços da Nafta e Suas Implicações

A fórmula de preços da nafta adota pela Petrobrás tem relação com dois eventos de destaque para o estudo: a) com o choque cambial de janeiro de 1999, pois a série “mudou de nível” e; b) com o aumento da volatilidade da série de preços da nafta, produto do craqueamento do petróleo realizado pelas refinarias no Brasil, mas que também é importado (40%). Assim, tem-se uma aparente situação de choques internacionais em um cenário de auto-suficiência na produção de petróleo por parte do Brasil, que também é exportador de derivados (gasolina) e importador de nafta.

As Figuras 1 e 2 abaixo fazem uma primeira apresentação que permite visualizar os impactos das alterações dos preços da Nafta sobre a principal resina termoplástica utilizada em embalagens, o polietileno e sobre o índice de preços de materiais plásticos. Percebe-se na Figura 1 que após 2003, com o aquecimento da demanda no mercado de transformados plásticos, a nafta tornou-se mais barata em relação a esses produtos finais. Mostra também a importância do choque cambial sobre os preços internalizados da Nafta a partir de 2003.

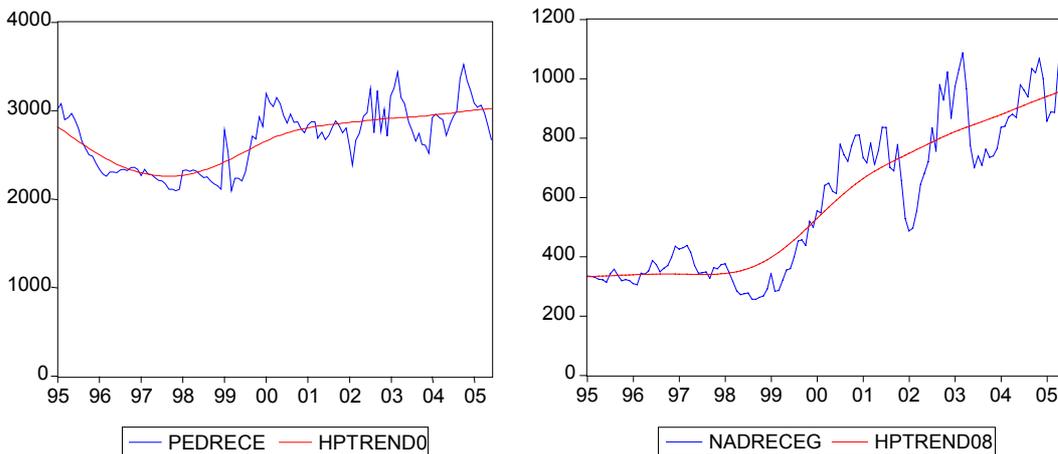
Figura 1 - Evolução dos preços da NAFTA ARA em R\$/ton (NADRE) e dos Preços Domésticos da Nafta deflacionados pelo IPA-OG (Índice de preços no atacado de produtos plásticos), em R\$ de jan de 2003 (NADRECEIPA) e pelo IGP-DI, em R\$ de jan. de 2003 (NADRECEIGP)



Fonte: elaboração própria

A Figura 2 mostra a existência de uma inflexão em comum nas duas séries: de nafta e polietileno correspondente ao choque cambial de 1999. Ainda assim, tomando cuidado em verificar que as escalas dos dois gráficos diferem, os cálculos relativos às volatilidades sugerem a existência de um processo de suavização dos choques ao longo da cadeia (da nafta para o polietileno) que é de fundamental relevância na análise econométrica efetuada a seguir.

Figura 2 Evolução dos Preços Domésticos de Polietileno e Nafta em R\$ (valor constante de Jan/2003).



Fonte: elaboração própria

3.3 Resultados da Análise Multivariada

O ponto de partida da análise consiste num Vetor Auto-Regressivo Irrestrito. Em seguida, investiga-se se existe relação de longo prazo entre as várias e quais integram tais relações. Isto feito, então será possível ter uma compreensão mais rigorosa da dinâmica de preços de um mercado que é afetado diretamente pela “política de fixação de preços da

nafta” praticada pela Petrobrás.

3.3.1. Estimação do Vetor Auto-Regressivo Irrestrito

Como passo inicial, estimou-se um VAR com um número de defasagens suficientemente alto para em seguida proceder a simplificações contendo preço da nafta, do eteno, polietileno e plásticos. Testou-se um VAR com 12, 11, 10 e 9 defasagens. Estes modelos são denominados de SYS (1), SYS (2), SYS (3) e SYS (4), respectivamente.

Tabela 6 : Testes para exclusão das maiores defasagens do VAR.

	T	p	SC	HQ	AIC
SYS(1)	114	244	-10,108	-13,587	-15,964
SYS(2)	114	228	-10,546	-13,797	-16,018
SYS(3)	114	212	-10,762	-13,785	-15,851
SYS(4)	114	196	-11,142	-13,937	-15,847
SYS(1) => SYS(2)	F(16,153)	0,73829	75,14%		
SYS(1) => SYS(3)	F(3,185)	1,1677	25,95%		
SYS(1) => SYS(4)	F(48,194)	1,1474	25,61%		
SYS(2) => SYS(3)	F(16,165)	1,6368	6,44%		
SYS(2) => SYS(4)	F(3,200)	1,3797	9,62%		
SYS(3) => SYS(4)	F(16,177)	1,0852	37,22%		

Os resultados não mostram uma conclusão única. Optou-se pelo modelo SYS (3), dado por um VAR em nível de 10 defasagens por conta de este apresentar um bom desempenho nos testes de especificação. Resumidamente, isso significa que nos deparamos com um sistema de equações contendo quatro as variáveis de interesse listadas no parágrafo anterior. Esse modelo é considerado o ponto de partida. Os resultados obtidos pela aplicação dos testes de especificação foram bem razoáveis. Os resíduos não destoam do padrão de normalidade e há independência e homoscedasticidade nos erros. Isto mostra que, em princípio, o modelo escolhido é aceitável.²

3.3.2. Análise de Co-Integração

A partir do VAR em nível com dez defasagens, procedeu-se a análise para o modelo em primeira diferença, dado pela equação abaixo:

eq. 1:
$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_9 \Delta X_{t-9} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

na qual a matriz $\pi = \alpha\beta'$ representa a matriz com os efeitos de longo prazo.

Da observação da estatística do traço (Tabela 7), infere-se que deve existir ao menos um vetor de co-integração para um nível de significância estatística de 5%, podendo ainda existir mais de um vetor de co-integração.

² Os resultados não são reportados por conta de espaço (Portmanteau, AR1-7 test, Normalidade, ARCH 1-7 e de heteroscedasticidade).

Tabela 7: Resultados do teste de Johansen para presença de cointegração.

posto	Traço	p-value	Máximo- autovalor	p-value
0	59,91	0,20%	29,77	2,20%
1	30,14	4,60%	25,14	1,10%
2	5,01	80,60%	4,33	81,90%
3	0,68	40,90%	0,68	40,90%

O trabalho a seguir é identificar as séries que realmente fazem parte do vetor de co-integração, seguindo a lógica geral de simplificação do modelo. Uma vez identificado o número de relações de co-integração, parte-se para a identificação das séries que o compõem. Para tanto, testou-se se algumas das variáveis podem ser excluídas do espaço de co-integração. O teste foi feito para os casos em que a matriz tem posto um e dois, o que resultou na exclusão das variáveis nafta (LDNAR) e (LIPAP) produtos plásticos. O teste de LR (*Likelihood Ratio* ou Razão de Verossimilhança) não rejeita a restrição imposta para posto de ordem dois da matriz de longo prazo. Isto significa que a imposição desta restrição causa significativa perda de verossimilhança no modelo ajustado. A lógica que se segue é analisar com mais detalhe os vetores restantes.

3. 3. 3. Análise da Exogeneidade Fraca

Identificando quais são as variáveis que participam do vetor de co-integração, testou-se se é possível condicionar um conjunto de variáveis nas demais. JOHANSEN e JUSELIUS(1995) mostram que tal teste pode ser implementado pela exclusão dos vetores de co-integração da equação que se deseja condicionar. Dessa maneira, o conjunto de informação pode ser dividido no modelo condicional e marginal. Convém ressaltar que a análise apenas do modelo condicional não implica em perda de informação relevante.

$$P(\Delta X_t | \text{passado}) = P(\Delta y_t | \Delta z_t, \text{passado})P(\Delta z_t | \text{passado})$$

O modelo estimado é dado pela equação abaixo:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_9^* \Delta y_{t-9} + \Gamma_0^a \Delta z_t + \Gamma_1^a \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_9^* \Delta z_{t-9} \Pi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

na qual Y_t representa as variáveis do modelo condicional (polietileno e eteno) e z_t representa as variáveis do modelo marginal (nafta e LIPA-OG produtos plásticos). O teste Razão de Verossimilhança (LR) não permite rejeitar a hipótese de que a restrição seja efetiva. A estatística de teste tem distribuição qui-quadrada com 4 graus de liberdade e valor 4.9010. O p-valor correspondente é de 29,76%.

Em resumo, os resultados mostram ser possível trabalhar com apenas um vetor de co-integração e também reduzir a dimensão relevante do sistema. Tal resultado torna os parâmetros de interesse exógenos fracos com relação às variáveis LDNAR e LIPAP.

3. 3. 4. Especificação e Simplificação do Modelo Condicional

Tendo sido possível particionar o conjunto de informação em modelo condicional e marginal sem perda de informação relevante, passa-se então a análise do modelo condicional procedendo a simplificação do mesmo de forma a torná-lo mais parcimonioso. O ponto de partida foi um modelo com Vetor de Correção de Erros (VEC) com polietileno e eteno mais as variáveis exógenas nafta e IPA-OG produtos plásticos.

O Modelo com Correção de Erros (ECM - *Error Correction Model*) é dado por:

eq. 2: ECM1 = Polietileno - 0.63814 Eteno

A existência do vetor é comprovada pelos resultados dos testes estatísticos apropriados. Na Tabela 6 constam os resultados dessa análise, os quais permitem rejeitar estatisticamente a hipótese de que não existe um vetor de co-integração.³

Tabela 8: Resultado do Teste de Co-integração (metodologia J-J)

posto	Traço	p-value	Máximo- autovalor	p-value
0	28,54	0,00%	24,87	0,00%
1	3,68	5,50%	3,68	5,50%

Portanto, a especificação adequada aos propósitos deste trabalho consiste em um modelo VEC com polietileno e eteno, mais as variáveis exógenas nafta e IPA-OG produtos plásticos. Portanto, esse modelo é o que será considerado como instrumental analítico para a realização da simulação dos efeitos que uma alteração no preço da nafta causa no polietileno e no eteno.

O modelo final após todas as simplificações é apresentado no Anexo III. Os resultados obtidos com os testes de especificação foram muito bons, logrando-se obter resíduos ruídos brancos.

Analisando alguns resultados de interesse para o estudo. A variação do preço da nafta gera impactos significativos no preço do polietileno doméstico em reais mas com alguma defasagem. Outro resultado interessante é a influência da variação do logaritmo do IPA-OG produtos plásticos (LIPAP), tomados em primeira diferença (DLIPAP), sobre o preço do polietileno, também positivos, sugerindo que uma variação favorável dos preços finais em relação aos preços do período anterior causa uma aceleração dos preços do polietileno. Nesse caso, o choque é imediato, não sendo captado nenhum efeito significativo das defasagens.

Quanto à influência de longo prazo, foram observados os seguintes resultados:

- a) A influência do Vetor de Correção de Erro no preço do polietileno foi de $-0,0740444$, significando que os desvio do equilíbrio de longo prazo de 10% sofre uma correção de 0,740% no mês que se segue.
- b) No caso da influência do VEC sobre os preços de eteno, tomados em logaritmo de preços reais de eteno, o valor do parâmetro foi de 0,137019, altamente significativo e com sinal coerente com o vetor estimado.

Em resumo, a análise comprovou a existência de uma tendência de longo prazo comum entre eteno e polietileno, que confirma o fato de se tratar de estruturas de mercado em que atuam empresas fortemente articuladas, seja do ponto de vista técnico, seja do ponto de vista da propriedade de ativos. O fato de existir influência de curto prazo dos choques de preços da nafta – a frente – e dos choques de preço dos produtos finais é um indicador favorável de alterações no preço da nafta pode gerar efeito sobre os preços de

³ O teste de cointegração reportado incorpora o fato de que as variáveis nafta e plástico são exógenas fracas e supõe que no máximo haja dois vetores de cointegração. A referência é Johansen (1992) sendo pouco explorada em trabalhos empíricos.

eteno e polietileno seja diretamente ou indiretamente via o efeito que o preço da nafta tem nos plásticos e que estes tem no eteno e polietileno.

3.3.5. Simulação de Choques a Partir do Modelo Marginal: estimativa da elasticidade

Conforme o estudo multivariado completo – com as 4 variáveis de preço – realizado anteriormente, constatou-se não existir co-integração entre o preço da nafta e do preço do IPA-OG produtos plásticos, mas apenas entre polietileno e eteno. Ademais, as variáveis nafta e “IPA-OG para produtos plásticos” podem ser interpretadas como parte do modelo marginal, sobre o qual as outras variáveis foram condicionadas. A simulação empreendida a seguir faz uso de um Vetor Auto-Regressivo (VAR) em primeira diferença com as variáveis citadas (nafta, eteno, polietileno e IPA-OG produtos plásticos, sendo a primeira e a última tomadas como exógenas ao modelo).

O VAR foi estimado com 9 defasagens e foram utilizadas variáveis binárias (*dummies*) para controlar os efeitos sazonais. Testou-se a possibilidade de exclusão das variáveis eteno e polietileno em primeira diferença com todas as suas defasagens, o que significa trabalhar com um modelo que capta choques, ou seja, de curto prazo, sem levar em conta os efeitos dinâmicos relacionados ao vetor de correção de erros (ECM1), como foi feito na análise de longo prazo. Realizando o teste adequado, constatou-se que a hipótese nula foi aceita, indicando que tal procedimento é aceitável.

O modelo inicial tinha 98 parâmetros e o modelo final passou a ter 44 parâmetros. Os resultados detalhados dos testes são apresentados na Tabela 9 e todos autorizam a simplificação proposta. Os resultados apresentados na Tabela 9 atestam que há ganhos quando se utiliza o modelo simplificado (o valor do AIC é menor). Em termos práticos esta restrição aliada ao fato de que as variáveis preço da nafta e dos plástico não estarem presentes no vetor de cointegração abre espaço para exogeneidade forte na forma proposta por Hendry (1994). Este ponto é ressaltado por Hatanaka (1994, pág 250). Desta forma com uma restrição adicional sobre os termos em primeira diferença da eteno e polietileno nas equações marginas (nafta e plásticos) que foi testada adiante e aceita, o modelo condicional o pode ser utilizado para fins de previsão e simulação de cenários alternativos frente a alterações nas variáveis marginais como realizado adiante no trabalho.

Tabela 9: Resultados do Processo de Simplificação do VAR

Modelo	T	P	Log-Lilelihood	SC	HQ	AIC
VAR (9) Completo	116	98	OLS 525.58925	-5.0459	-6.4279	-7.3722
VAR (9) Simplificado	116	44	OLS 479.87395	-6.4706	-7.0911	-7.5151

3.3.4. Simulação de Choques a Partir do Modelo Condicional: estimativa da elasticidade

Simulou-se então o efeito de um choque de 1% na variável em primeira diferença do logaritmo da nafta no sistema como um todo. Como a variável nafta tem dinâmica, esse

choque se propaga para o IPA-OG produtos plásticos e também para a própria nafta. O efeito final sobre o preço da nafta e do IPA-OG produtos plásticos é dado por 1,28% e 1,51%, respectivamente. Uma estimativa de elasticidade pode ser então feita pela divisão entre o efeito do IPA-OG produtos plásticos sobre o efeito da nafta. Dessa forma, uma alteração final de 1% no preço da nafta gera um aumento de cerca de 1,17% no IPA-OG produtos plásticos, devendo-se atentar para o fato de que esse efeito é temporário.

O que a simulação mostra é que haverá uma série de pequenos impulsos sucessivos que se acumularam sobre a primeira diferença das variáveis endógenas. O efeito de longo prazo das variáveis em logaritmo é dado pela soma ao longo do tempo do efeito de tais impulsos. Independente das condições iniciais, o efeito acumulado no longo prazo será o mesmo. É também indiferente realizar um aumento de uma vez por todas no preço da nafta ou distribuir o mesmo efeito ao longo do tempo. Nos dois casos o efeito é idêntico de longo prazo é o mesmo diferindo apenas na trajetória temporal. Os valores dos parâmetros do modelo usado na simulação estão na Tabela 10 e na Tabela 11.

Tabela 10: Polietileno: Valores dos Parâmetros Estimados para Simulação dos Efeitos de Longo Prazo

Lags	ECM1	DPOL	DET	DNAF	DIPA-OG
-9	0.000000	-0.056940	0.000000	0.105029	0.000000
-8	0.000000	0.000000	0.000000	-0.136710	0.000000
-7	0.000000	0.038857	0.000000	0.010902	-0.298910
-6	0.000000	-0.178060	0.000000	0.000000	0.274176
-5	0.000000	0.000000	0.000000	0.106263	0.066822
-4	0.000000	-0.349370	0.000000	0.000000	0.343818
-3	0.000000	0.259213	0.037536	-0.008660	0.000000
-2	0.000000	-0.100470	-0.184490	0.103142	0.378266
-1	-0.074040	0.142875	0.000000	0.007103	-0.424820
0	0.000000	0.000000	0.000000	0.181104	1.00286
Constante	0.224548				

Obs: ECM1-> Vetor de Correção de Erros. DPOL -> log dos preços de polietileno em primeira diferença. L > log dos preços de eteno em primeira diferença. DNA -> log dos preços da nafta em primeira diferença. DIPA-OG -> log do IPA-OG produtos plásticos em primeira diferença.

Tabela 11: Eteno: Valores dos Parâmetros Estimados para Simulação dos Efeitos de Longo Prazo

Lags	ECM1	DPOL	DET	DNAF	DIPA-OG
-9	0.000000	-0.158880	0.000000	0.070027	0.000000
-8	0.000000	0.000000	0.000000	0.427829	0.000000
-7	0.000000	-0.205310	0.000000	0.105230	-0.296510
-6	0.000000	0.085583	0.000000	0.000000	-1.87882
-5	0.000000	0.000000	0.000000	0.105015	-0.260190
-4	0.000000	0.013779	0.000000	0.000000	-0.315760
-3	0.000000	0.078837	-0.212810	0.147754	0.000000
-2	0.000000	0.232889	-0.145710	0.075219	-0.375800
-1	0.137019	0.272613	0.000000	0.076296	-0.243190
0	0.000000	0.000000	0.000000	0.325979	-0.23458
Constante	-0.404930				

Obs: ECM1-> Vetor de Correção de Erros. DPOL -> log dos preços de polietileno em primeira diferença. DET -> log dos preços de eteno em primeira diferença. DNAF -> log dos preços da nafta em primeira diferença. DIPA-OG -> log do IPA-OG produtos plásticos em primeira diferença.

Realizou-se ainda uma simulação de um aumento da nafta no preço do eteno e polietileno. A interpretação do efeito de longo prazo é direta: uma variação do preço da nafta em 10% induziria uma variação de 7,3% no eteno e 4,6% no polietileno. Ou seja, tomando em reais, um aumento de R\$ 10 no preço da nafta acarreta elevações de aproximadamente R\$ 4,6 no polietileno e R\$ 7,3 no eteno. A suposição implícita a essa lógica é que as séries de preços desses produtos, uma vez estabilizadas, reagiriam a uma política de choques que de forma acumulada (em uma seqüência de meses) chegassem a 10% na dimensão apontada pela análise.

4 Um Balanço dos Resultados Obtidos

A análise econométrica das séries de preços de produtos petroquímicos e do IPA-OG produtos plásticos para o período compreendido entre Jan/1995 e Jun/2005 permitiu observar os seguintes fatos de interesse para a questão da política de preços da nafta e para uma futura investigação sobre a importância da fórmula prática sobre a estrutura da indústria (produtiva e principalmente de organização societária):

a) As séries de preços domésticos e internacionais apresentam tendência estocástica e mudança de nível. Logrou-se obter séries estacionárias em primeira diferença. Uma vez mais, isso quer dizer que as séries são integradas de primeira ordem, fato que motivou o enfoque de co-integração e a simulação de choques a partir da estimação de Vetor Auto-Regressivo simplificado e parcimonioso;

b) Verificou-se que os preços da nafta internacionais têm uma tendência comum com os preços domésticos em dólar. Tal análise não foi formalmente incorporada ao texto por não ser central para a simulação, mas confirma a prática da Petrobrás em fixar preços a partir do comportamento da nafta ARA;

c) Observou-se também que os preços de polietileno doméstico co-integram (têm uma tendência de longo prazo) com os preços do polietileno internacional. Tal fato seria um indicador de que as condições desse mercado – bastante competitivo e com muitos ofertantes – permitem a certos agentes localizados no meio da cadeia (notadamente Braskem, Ipiranga e Dow, de integrados a Copesul e Petroquímica União, a central de Capuava) absorver parte do efeito causado pelas mudanças nos preços da nafta. Tal resultado foi obtido em análise feita em separado e não incorporado ao texto por falta de

espaço disponível;

d) A análise sugere que os preços da nafta apresentam exogeneidade fraca em relação aos preços (eteno e polietileno) e que também preços de nafta afetam os preços de eteno e polietileno, mas não o inverso. Tal resultado deu sustentação econométrica para o exercício de simulação, além de indicar a existência de um poder discricionário de fixação de preços por parte da Petrobrás. Isto significa que não há um sistema de *feed back* capaz de punir (ou desincentivar) a Petrobrás em sua decisão de sempre jogar um jogo repetido de acompanhar os preços internacionais, independentemente da forma com que choques de preços venham a se conjugar com choques cambiais;

e) A metodologia utilizada permitiu simular dois tipos de impacto: de longo prazo e o impacto marginal. Tal processo foi possível pela identificação de apenas um Vetor de Correção de Erros, resultante do processo de simplificação do VAR restrito inicial. Este vetor mostrou-se coerente com a percepção de que tanto a proximidade das empresas e o controle de propriedade de alguns grupos a jusante sobre a política de preços das centrais petroquímicas permite que ocorra um certo “isolamento” das oscilações de curto prazo ocorridas tanto no mercado de insumos (nafta), quanto de preços finais. Possivelmente os preços internacionais de polietileno expliquem o comportamento dos preços domésticos da resina e também do insumo direto, o eteno;

f) O resultado foi um impacto de 4,6% no preço do polietileno e de 7,3% do preço do eteno para variação de 10% do preço da nafta, em uma situação de estabilidade do modelo;

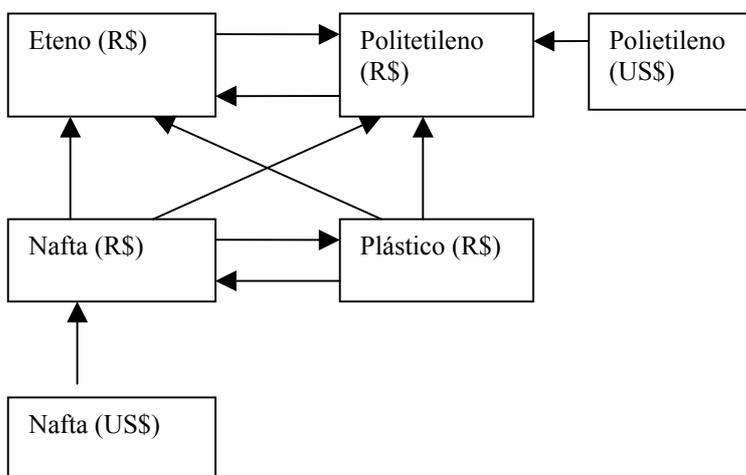
g) A simulação de curto prazo mostrou um impacto de 1,7% do preço do plástico a 10% do preço da nafta, mas de caráter apenas temporário.

Tais resultados permitem verificar que a hipótese de uma transmissão em cadeia de mudanças nos preços deve ser vista com cuidado, uma vez que os preços da nafta não co-integram, não tem uma tendência de longo prazo comum com os preços do eteno e polietileno. Tal situação, todavia, permite simular choques de longo prazo, uma vez que a existência de um vetor de co-integração gera um comportamento dinâmico no vetor estimado, acumulando o choque realizado nos preços.

Para ilustrar os resultados obtidos, a Figura 3 apresenta um resumo dos resultados em termos de inter-relações dos diversos preços dos produtos componentes da cadeia petroquímica. Embora os resultados sejam encorajadores devem ser confirmados ou refutados por mais estudos sobre o tema.

Cabe lembrar mais uma vez o caráter exploratório da metodologia utilizada, apesar da sofisticação requerida para sua aplicação (principalmente na especificação de modelos e na análise dos testes). Não há a pretensão de substituir a análise dos determinantes concorrenciais desta indústria por uma análise baseada apenas em séries temporais de preços. A importância dos elementos que definem a configuração das estruturas de mercado da petroquímica e as decisões estratégicas de certos grupos empresariais constituem elementos fundamentais para entender não a estrutura societária e de direitos de propriedade da indústria, mas também, o impacto dos choques de preços de matérias-primas ao longo da cadeia. Todavia o trabalho realizado tem pelo menos uma aplicação prática relevante: ele aponta que o uso de mecanismos de controle de preços da nafta (redutores, filtros da volatilidade, bandas) favorecem fundamentalmente as grandes empresas situadas no meio da cadeia e menos, muito menos as indústrias mais próximas aos consumidores.

Figura 3: Resumo das Principais Relações obtidas.



Bibliografia

- BOX, George E.P. and JENKINS, Gwilym M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Revised Edition, Holden-Day, 1976.
- CARLTON, D. & PERLOFF, J. *Modern Industrial Organization*. 2a. Ed. Harper Collins, 1994.
- CARLTON, D.. *The Rigidity of Prices*. *American Economic Review*, vol 76. 637-658.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, 1965.
- CHEUNG, S.N.S. Transaction Costs, Risk Aversion and the Choice of Contractual Arrangements. *Journal of Law and Economics*, vol 12, 23-45.
- CHING, D.R. Two Prices Syhstems: Alternative Models of Spot/Contract Procurement in the US Chemical Industry. Ph.D Dissertation, Havard University, 1986.,
- DATAMARK. Informações sobre a Indústria de Embalagens. www.datamark.com.br
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 301p. (Advanced texts in econometrics), 1991.
- FAN, J.P. H. *Price Uncertainty and Vertical Integration: an empirical examination of Petrochemical Firms*. School of Business and Management Hong Kong University and Technology Water Bay. March 1998, mimeog., 20p.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princenton University Press, 1994.
- HATANAKA, M. *Time-Series-Based Econometrics-Unit Roots and Cointegration*; Advanced Text in Econometrics; Oxford University Press, 1996.
- JOHANSEN, S.; "Statistical Analisys of Co-integration Vectors"; *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54 1988.
- JOHANSEN, S.; "Cointegration in Partial Systems and Efficiency of Single-Equation Analisys"; *Journal of Econometrics*, 52, 389-402, 1992.
- JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, 1990.
- METCALFE, S. *Evolutionary Economics and Creative Destruction*. The Graz Schumpeter Lectures. Routledge, 1a. ed. 152p, 1997.
- PELAI, F.M. & SILVEIRA, J.M.F.J. *Uma Análise das Transformações da Estrutura de Propriedade na Indústria Petroquímica Brasileira*. Texto para Discussão/ IE-Unicamp. 2006.