

Escola de  
**ECONOMIA**  
de São Paulo

**Textos para  
Discussão**

**129**

Setembro  
de 2003



**TÉCNICAS ECONOMÉTRICAS PARA A  
DELIMITAÇÃO DE MERCADOS RELEVANTES  
GEOGRÁFICOS: APLICAÇÃO PARA A  
PETROQUÍMICA**



GESNER OLIVEIRA

ERNESTO MOREIRA GUEDES FILHO

FREDERICO ESTRELLA C. VALLADARES

# TÉCNICAS ECONOMETRICAS PARA A DELIMITAÇÃO DE MERCADOS RELEVANTES GEOGRÁFICOS: APLICAÇÃO PARA A PETROQUÍMICA

---

Gesner Oliveira\*

Ernesto Moreira Guedes Filho\*\*

Frederico Estrella C. Valladares\*\*\*

## RESUMO

Este trabalho apresenta técnicas econométricas de análise de séries temporais que permitem testar, empiricamente, hipóteses sobre a definição da dimensão geográfica de mercados relevantes. Estas técnicas são aplicadas ao mercado brasileiro de resinas termoplásticas – polietilenos e polipropileno – com o objetivo de obter subsídios para a correta caracterização de sua dimensão geográfica. Os resultados obtidos adicionam evidências no sentido de que estes mercados relevantes geográficos podem ser definidos como internacionais. A técnica da cointegração indica que existe uma relação estável de longo prazo entre os preços das resinas produzidas domesticamente e das resinas internalizadas. Desvios desta relação têm caráter transitório. Por intermédio da análise da decomposição de variância percebe-se que os erros de previsão dos valores das resinas domésticas passam a ser rapidamente explicados pelas variações ocorridas nos preços das resinas internalizadas, sendo que o oposto não ocorre, ou seja, os preços das resinas internalizadas são explicados primordialmente por seus próprios desvios. Por fim, a técnica da causalidade de Granger aponta que apenas o preço das resinas internalizadas “causa”, no sentido de Granger, o preço das resinas domésticas. O oposto não é válido e as variações nos preços das resinas domésticas não adicionam capacidade de previsão dos preços das resinas internalizadas.

---

\* Gesner Oliveira é professor da FGV-EESP e Sócio-Diretor da Tendências.

\*\* Ernesto Moreira Guedes Filho é economista e Sócio-Diretor da Tendências Consultoria Integrada.

\*\*\* Frederico Estrella C. Valladares é Mestre em Economia pela EPGE/FGV e economista da Tendências Consultoria Integrada.

Os autores agradecem a revisão editorial de Thomas Fujiwara.

## PALAVRAS CHAVES

Métodos econométricos, mercados relevantes, política antitruste.

## CLASSIFICAÇÃO JEL

C3, K0, L4

## ABSTRACT

This paper presents time series analysis econometric techniques that allow the researcher to test hypothesis about the geographic dimension of relevant markets. These techniques are employed to the brazilian thermoplastic resins market - polyethylene and polypropylene – in order to obtain evidence of an adequate definition for the relevant geographical markets. The results obtained add evidence that these relevant markets may be defined as international in their geographical dimension. Cointegration tests show that there exists a long run stable relationship between the prices of domestic and internalized resins. Departures from this relationship may be termed as temporary. Variance decomposition analysis was also employed and show that domestic resins forecast errors are increasingly explained over time by internalized resins price variations. The converse situation is not true and prices of internalized resins are explained chiefly by its own errors. Finally, Granger causality tests point out that only domestic resins are “Granger caused” by internalized resins prices. The opposite is not valid and domestic resins prices do not enhance forecast properties of the internalized resins prices.

## KEY WORDS

Econometric methods, relevant markets, antitrust policy.

Os artigos dos *Textos para Discussão da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas* são de inteira responsabilidade dos autores e não refletem necessariamente a opinião da FGV-EESP. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos, desde que creditada a fonte.

Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas FGV-EESP  
[www.fgvsp.br/economia](http://www.fgvsp.br/economia)

# 1 Introdução

O objetivo deste trabalho é avaliar a definição dos mercados geográficos relevantes para as resinas de polietileno e polipropileno, sob a ótica de um modelo econométrico. Pretende-se compilar evidências que permitam decidir entre mercados geográficos internacionais ou mercados que se limitem ao Mercosul.

A SEAE, em consonância com a jurisprudência formada nos casos Dow-UCC, BP-Solvay e Chevron-Phillips, já aprovados pelo Cade, define estes mercados relevantes como internacionais.<sup>1</sup> A análise das séries de preços do produto nacional e do produto importado – adicionados os custos de internação – feitas por aquela secretaria sugerem uma expressiva correlação entre ambos os produtos. Neste entendimento, as firmas nacionais seriam *price-takers* nestes mercados sendo as origens das oscilações das diferenças entre estes dois preços – a “margem de serviço” – atribuíveis a fatores exógenos aos competidores deste setor: condicionantes macroeconômicos e política tarifária.

Conforme dispõe a Resolução 20 do CADE, “*mediante o “teste do monopolista hipotético”, o mercado relevante é definido como o menor grupo de produtos (ou, a menor área geográfica) no qual um suposto monopolista poderia manter seu preço acima do nível competitivo por um período significativo de tempo.*”<sup>2</sup>

Na mesma direção, a Portaria Conjunta SEAE/SDE nº 50 destaca que “*o mercado relevante se constituirá do menor espaço econômico no qual seja factível a uma empresa, atuando de forma isolada, ou a um grupo de empresas, agindo de forma coordenada, exercer o poder de mercado.*”<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> O Conselheiro Relator Afonso Arinos de Mello Franco Neto, em seu voto no caso Dow-UCC, argumenta que “*os preços internacionais orientam a fixação dos preços das empresas atuantes no mercado de polietilenos, inclusive das instaladas no país. Os consumidores ou produtores, considerados isoladamente, não têm influência consistente e duradoura sobre os preços praticados internamente, que são definidos nos mercados globais e utilizados como referência em todo o mundo. (...) Conclui-se, de todo o exposto, que o mercado relevante geográfico para os polietilenos é o internacional.*”

<sup>2</sup> CADE. Resolução No. 20 de 09 de junho de 1999. Grifo nosso.

<sup>3</sup> SEAE e SDE. Portaria Conjunta SEAE/SDE Nº 50, de 1º de agosto de 2001.

É sabido que diferentes métodos auxiliares que mantenham a lógica do monopolista hipotético, como a avaliação das elasticidades cruzadas ou o teste da correlação de preços ao longo do tempo (*price correlation over time*), podem ser considerados para a delimitação do mercado relevante.

Seguindo a lógica do teste do monopolista hipotético, a questão relevante não é o “paralelismo” nas diferenças de preço entre o produto nacional e o produto importado internado. Partindo-se da hipótese de que o mercado relevante geográfico é internacional, o importante é avaliar a capacidade dos produtores nacionais de promover um aumento relevante e permanente de preços destas resinas em relação aos praticados no mercado internacional.

A definição de um mercado geográfico relevante como internacional implica que oscilações na diferença de preços entre os dois mercados devem ser transitórias, ou seja, os preços praticados pelos produtores locais internamente não podem divergir permanentemente dos preços internacionais. Além disso, os preços internacionais devem ser os principais determinantes dos preços internos, ou seja, alterações nos primeiros devem servir como bom previsor para alterações nos últimos.

Este trabalho apresenta um modelo econométrico para testar as duas hipóteses mencionadas no parágrafo anterior. A introdução desta metodologia justifica-se perante a necessidade de ampliar a robustez e confiabilidade de testes empíricos largamente utilizados como a análise da correlação de preços.

Destaquem-se as principais conclusões decorrentes da aplicação desta metodologia:

- (i) os desvios de preços do produto nacional em relação ao produto internacional têm caráter transitório, ou seja, as séries de preços têm comportamento de longo prazo semelhante;
- (ii) os preços internacionais são bons previsores para os preços das resinas praticados pelas firmas nacionais, ou seja, as alterações nos preços locais são precedidas por variações dos preços da resina internalizada.

Em conjunto, estas constatações permitem concluir que os mercados geográficos relevantes para as resinas de polietilenos e polipropileno são internacionais e que as firmas nacionais são tomadoras de preço (*price takers*) nestes mercados.

## 2 Testes Econométricos

A análise econômica antitruste – tanto do ponto de vista teórico quanto empírico – tem sido submetida a constantes refinamentos e melhorias. Neste sentido, testes empíricos utilizados regularmente, como a análise de correlação de preços, podem ser aprimorados de forma a torná-los mais robustos e confiáveis.

O princípio da análise da correlação de preços é o de que se os produtos estão em um mesmo mercado, seus preços devem mover-se conjuntamente ao longo do tempo. Eventos que afetam um produto e alteram seu preço relativo a outros vão gerar substituição e, caso este choque seja não permanente, os preços relativos entre eles devem retornar ao observado no estágio anterior.

A análise de correlação, entretanto, possui algumas deficiências tais como o surgimento de correlações espúrias<sup>4</sup> que não têm o significado acima proposto ou mesmo a ausência de correlação (ou correlação baixa) devido à possibilidade de que uma série de preços responda à outra com alguma defasagem.

Neste sentido, é desejável a adoção de técnicas estatísticas e econométricas que evitem essas deficiências e permitam uma avaliação mais abrangente da relação entre produtos em um mesmo mercado. As técnicas utilizadas a seguir concentram-se neste esforço. A combinação destes modelos aumenta a segurança na avaliação da dimensão geográfica dos mercados.

---

<sup>4</sup> Um exemplo freqüentemente citado na literatura é a alta correlação entre a taxa de mortalidade na Inglaterra e a proporção de casamentos celebrados na Igreja Anglicana.

## 2.1 Cointegração

Os modelos econométricos propostos abaixo avaliam a existência de uma relação estável de longo prazo entre o preço internacional da resina e os preços praticados por produtores nacionais no mercado interno. Diz-se que, quando esta relação existe, as séries **cointegram** e desvios desta relação (aumento da ‘margem de serviço’, por exemplo) são movimentos de curto prazo e desaparecem ao longo do tempo.

Esta técnica econométrica (cointegração), uma evolução dos estudos de estacionariedade, tem sido amplamente aplicada em uma variedade de estudos nos quais pretende-se capturar relações de longo prazo. Sua aplicação inclui, por exemplo, o estudo das relações entre os preços e taxas de câmbio de diversos países (segmento da literatura que foi denominado por paridade de poder de compra).

No âmbito da defesa da concorrência, tem sido crescente a utilização e aceitação destas técnicas no auxílio à definição de mercado relevante, tanto na dimensão produto quanto geográfica. Evidências de que preços são cointegrados têm sido interpretadas como um indicativo de que os produtos em questão são comercializados no mesmo mercado antitruste.<sup>5</sup>

Testes de estacionariedade foram aceitos, por exemplo, na análise do mercado relevante de salmão pela UK *Competition Commission*.<sup>6</sup> Ademais, a técnica da cointegração está presente na análise da integração dos mercados europeus de cerveja, tabaco e eletricidade. De outra forma, Hayes, Shapiro e Town (2001) aplicam a metodologia da cointegração à definição do mercado relevante de óleo cru. Haldrup (2002) discute formas de tornar operacional a metodologia do monopolista hipotético como um mecanismo efetivo para delimitação de mercados e enfoca a aplicação tanto técnicas de séries temporais univariadas e multivariadas.

Do ponto de vista econométrico, há **cointegração** quando existe uma combinação entre estas séries (uma relação linear) que faz com que a parte não explicada do modelo (os resíduos)

---

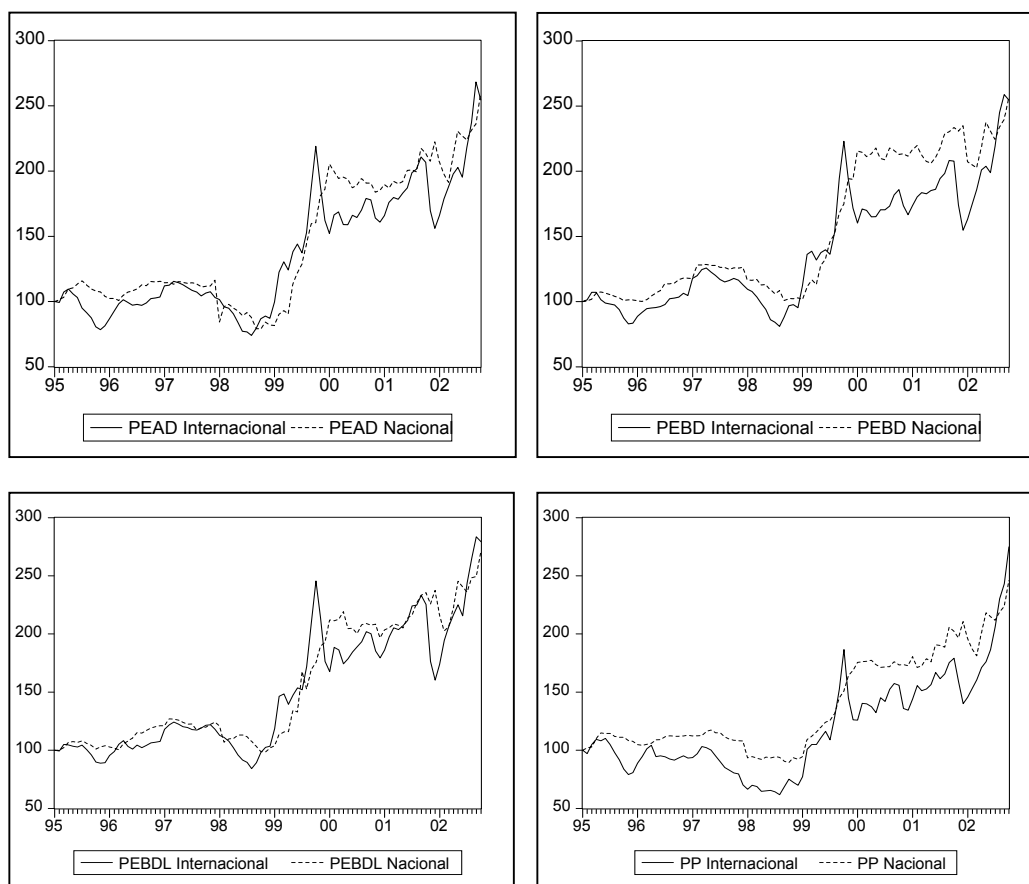
<sup>5</sup> Werden e Froeb (1993)

<sup>6</sup> Uma aplicação desta técnica para o caso do leite italiano pode ser encontrada em Forni (2002).

tenha um comportamento *estacionário*, ou seja, não apresentem grande persistência ao longo do tempo.

Através da análise gráfica, conforme salientado anteriormente, obtém-se evidências de uma relação de longo prazo entre as séries das resinas termoplásticas produzidas localmente e as resinas importadas.

**Preços de resinas termoplásticas - produtores locais e produto internalizado (Jan/1995 = 100)**



Fonte: OPP e CMAI. Elaboração: Tendências.

Como referência para os preços internacionais, foram adotadas as séries de preços das resinas no mercado norte-americano, fornecidas pela *Chemical Associates* (CMAI). Esta escolha



é motivada pela importância expressiva deste mercado no comércio mundial destas *commodities*.<sup>7</sup> Os preços das resinas produzidas localmente são referentes às vendas da OPP Petroquímica / Trikem no mercado interno.

Duas metodologias foram utilizadas para testar a existência de cointegração entre as séries de preços internacionais e nacionais das resinas.<sup>8</sup> A primeira metodologia, o teste de Engle e Granger<sup>9</sup>, assume uma relação linear entre uma variável dependente arbitrária (o preço da resina no mercado nacional) e uma variável explicativa (o preço do produto internacional adicionados os custos de internacionalização). O teste é realizado em duas etapas.

O primeiro passo do teste de Engle e Granger consiste na estimação do seguinte modelo, usando o método de mínimos quadrados ordinários (OLS):

$$P_{i,t}^{BR} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot P_{i,t}^{INT} + \varepsilon_t,$$

onde,

$P_{i,t}^{BR}$  é o preço em R\$/ton da resina *i* no mercado nacional;

$P_{i,t}^{INT}$  é o preço internacionalizado em R\$/ton da resina *i* produzida internacionalmente;

$\varepsilon_t$  é o termo de erro e;

$i = \{\text{PEAD, PEBD, PEBDL, PP}\}$

O vetor  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1)$  representa a relação de cointegração entre o preço interno da resina e o preço da resina internacionalizada.

Se as variáveis na equação acima apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, se elas cointegram, então os resíduos devem ser estacionários, ou seja, eles não devem apresentar uma

---

<sup>7</sup> O comportamento de longo prazo das séries de preços internacionais é semelhante para as principais fontes de dados disponíveis. Eventuais desvios entre estas séries refletem fatores de curto prazo, principalmente condições específicas aos diferentes mercados geográficos.

<sup>8</sup> Optou-se aqui, por conservadorismo, por ignorar o grau de substituição existente pelos lados da demanda e da oferta entre os polietilenos e aplicar estes testes separadamente a cada tipo de polietileno – polietileno de baixa densidade (PEAD), polietileno de baixa densidade (PEBD) e polietileno de baixa densidade linear (PEBDL) - bem como ao polipropileno (PP).

<sup>9</sup> Engle e Granger (1987).

raiz unitária.<sup>10</sup> O segundo passo é, portanto, verificar a existência de uma raiz unitária nos resíduos da regressão.<sup>11</sup>

Estes passos foram aplicados separadamente para o conjunto das quatro resinas (PEAD, PEBD, PEBDL e PP) e, em todos os casos concluiu-se que os resíduos eram estacionários, uma vez que a hipótese de raiz unitária nos resíduos foi rejeitada (Anexo I). Portanto, encontra-se evidência preliminar favorável à hipótese de que os preços destas resinas no mercado interno guardam estreita relação com os preços praticados no mercado internacional.

A segunda metodologia usada para testar a existência da relação de longo prazo entre os preços internos e internacionalizados é o teste de cointegração de *Johansen*.<sup>12</sup> Em contraste com o teste de Engle-Granger, o teste de *Johansen* não determina previamente qual variável vai ser considerada a variável dependente. O teste assume, baseado em uma estrutura de auto-regressões vetoriais (VAR), que todas as variáveis são endogenamente determinadas. O modelo a ser estimado pode ser escrito como:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \pi \cdot y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \pi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

onde,

$y_t = (P_{i,t}^{\text{INT}}, P_{i,t}^{\text{BR}})'$  é um vetor 2 x 1 contendo  $P_{i,t}^{\text{INT}}$  e  $P_{i,t}^{\text{BR}}$  definidos acima;

$p$  é o número de lags das variáveis defasadas  $\Delta y_{t-j}$ ;

as matrizes  $\pi$  são de dimensão 2 x 2 que contêm os parâmetros do modelo; e

$\varepsilon_t$  é um vetor 2 x 1 de termos de erro.

---

<sup>10</sup> Diz-se que uma série apresenta raiz unitária – sendo portanto não-estacionária – quando inovações no processo estocástico são incorporadas de forma permanente ao valor da série. Visto por outro lado, significa que alterações no valor desta série têm *alto grau de persistência*. No limite, um grau de persistência infinito.

<sup>11</sup> Vários testes para detectar a presença de raízes unitárias foram desenvolvidos na literatura econométrica. Optou-se por utilizar para o teste dos resíduos mencionados, o teste de Dickey-Fuller Aumentado. Ver Dickey e Fuller (1979).

<sup>12</sup> Ver Johansen (1988).

A existência de cointegração entre as variáveis depende do posto da matriz  $\pi$  que multiplica  $y_{t-1}$ . Se o posto é zero, não existe uma combinação linear entre as variáveis que produz uma relação de longo prazo e, portanto, não há cointegração. Se o posto é  $k = 1$ , então existe um vetor de cointegração entre as variáveis, ou seja, uma relação de longo prazo.<sup>13</sup>

A estimação deste modelo para as resinas termoplásticas indica a existência de um vetor de cointegração para cada relação analisada (Anexo II). Portanto, em todos os casos, existem relações de longo prazo entre os preços das resinas internalizadas e os seus respectivos similares produzidos internamente.

Desta forma, eventuais desvios dos preços praticados por firmas locais em relação aos preços da resina internacional no mercado doméstico podem ser considerados transitórios, ou seja, os produtores nacionais não têm capacidade de promover um aumento relevante e permanente de preços destas resinas em relação àqueles praticados no mercado internacional.

## 2.2 Decomposição de Variância

As ferramentas econométricas disponíveis a partir do instrumental VAR permitem examinar não apenas a existência, mas também a ‘direção’ das relações entre essas variáveis.

A **decomposição de variância** do erro de previsão ajuda a revelar inter-relações entre as variáveis através da separação dos movimentos de uma variável em seus choques ‘próprios’ e aqueles derivados de outras variáveis.

Por exemplo, se o choque (erro) do preço da resina nacional não explica nenhuma parcela do erro de previsão do preço da resina nacionalizada (internacional), sob todos os possíveis horizontes, é possível afirmar que o preço da resina nacionalizada é exógeno. Sob tal circunstância, o preço da resina internacional não é afetado por variações no preço da resina

---

<sup>13</sup> Devido à natureza das variáveis envolvidas, o número de vetores de cointegração (posto da matriz  $\pi$ ) é uma variável aleatória. Posteriormente à estimação do modelo, procede-se à inferência quanto ao número de vetores de cointegração através de um teste de razão de verossimelhança (*likelihood ratio*, LR). Os valores das estatísticas de teste calculadas são comparados com valores tabulados (ver Johansen e Juselius (1990)).

doméstica (um resultado esperado quando se admite que os produtores nacionais são *price-takers*).

No outro extremo, se o choque do preço da resina internalizada pode explicar toda a variância do erro de previsão da resina nacional, pode-se afirmar que este é completamente endógeno.

Em geral, observa-se tipicamente em pesquisas aplicadas que uma variável explica quase totalmente todo o seu erro de previsão em horizontes curtos e explica proporções menores em horizontes mais amplos.

Os gráficos no Anexo III apresentam a decomposição de variância dos erros de previsão para as relações obtidas entre os preços internalizados e internos das resinas termoplásticas no período que se estende de janeiro de 1995 a outubro de 2002. Nitidamente, percebe-se que a evolução dos preços das resinas internalizadas é explicada primordialmente por seus próprios desvios. Em contraposição, os erros de previsão dos valores das resinas no mercado interno passam a ser rapidamente explicados pelas variações ocorridas nos preços das resinas internacionais nacionalizadas.

Conclui-se, dessa forma, que o comportamento dos preços das resinas produzidas localmente é pautado primordialmente pela evolução dos preços das resinas no mercado internacional.

## 2.3 Causalidade de Granger

O teste de **causalidade de Granger** baseia-se na noção de que correlação não necessariamente implica em causalidade em nenhum sentido desta palavra.

A abordagem de Granger (1969) para a questão de se *uma variável causa a outra* é ver “quanto” do valor corrente de uma variável pode ser explicada por seus próprios valores passados e o quanto a adição de valores passados de uma segunda variável pode ajudar a explicar este valor. A razão para a proposição de tal definição é a de que se um evento é a causa de um outro evento, o primeiro deve preceder o último.

A aplicação da causalidade de Granger à análise antitruste representa um avanço em relação à análise de correlação, pois esta se baseia exclusivamente na correlação contemporânea ao invés de levar em consideração possíveis padrões dinâmicos. A causalidade de Granger, ao contrário, leva em consideração a dinâmica potencial existente entre as séries.

Uma variável  $y$  é dita “causada no sentido de Granger” por outra variável  $x$ , se esta última ajuda na previsão da primeira ou, de outra forma, se os coeficientes das variáveis defasadas de  $x$  são estatisticamente significantes. Chama a atenção o fato de que a causalidade bidirecional acontece freqüentemente.

Aplicando-se o teste de *causalidade de Granger* para as resinas termoplásticas, concluiu-se que apenas o preço das resinas internacionalizadas causa o preço das resinas internas, ou seja, foi **rejeitada** a hipótese de que o preço das internacionalizadas não “*Granger-causa*” o preço das internas. O oposto, entretanto, não é válido e as variações nos preços das resinas internas não adicionam capacidade de previsão dos preços das resinas internacionalizadas (Anexo IV).

Desta forma, alterações nos preços das resinas produzidas localmente são precedidas por alterações nos preços das resinas internacionais internacionalizadas. Portanto, encontra-se evidência adicional favorável à hipótese de que as firmas nacionais são tomadores de preço (*price-takers*) nos mercados de polietilenos e polipropileno.

### 3 Conclusões

O objetivo deste trabalho foi testar a hipótese de que o mercado geográfico relevante para as resinas termoplásticas (polietilenos e polipropileno) tem caráter internacional. Os principais resultados dos testes econométricos acima descritos efetuados para as resinas termoplásticas, no período de janeiro de 1995 a outubro de 2002, indicam que:

1. Existe uma relação de longo prazo entre o preço da resina estrangeira nacionalizada e o preço da resina interna, ou seja, “alterações” na relação entre estas variáveis têm caráter transitório;

2. Os preços internacionais ajudam a prever os preços da resina no mercado local.  
Alterações nos preços das resinas praticados pelos produtores nacionais são precedidas por alterações nos preços vigentes das resinas nacionalizadas.

A interpretação destes resultados indica a possibilidade de corretamente definir mercados geográficos relevantes para estes produtos como internacionais. As técnicas utilizadas neste trabalho poderiam, em determinados casos, virem a ser incorporadas na rotina de procedimentos para a delimitação do mercado geográfico relevante.

## 4 Referências

- CONSELHO ADMINISTRATIVO DE DEFESA ECONÔMICA. *Resolução No. 20, de 09 de junho de 1999.*
- DICKEY, D. e FULLER, W. (1979) “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-31.
- ENGLE, R. e GRANGER, C.W. (1987). “Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica* Vol. 55: 251-76.
- FORNI, M. (2002). “*Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition*”. Centre for Economic Policy Research.
- GRANGER, C. (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”. *Econometrica* 37, 424-38.
- HALDRUP, N. (2002). “Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analysis” In: “*The internal market and the relevant geographical market. The impact of the single market programme on the delineation of the relevant geographical market*”. Bruxelas: Enterprise DG.
- HAMILTON, J. (1994) “*Time Series Analysis*”. Princeton: Princeton University Press.
- HAYES, J., SHAPIRO, C., e TOWN, R. (2001). “The internal market and the relevant geographical market. Delineating the relevant geographical market” In: “*The internal market and the relevant geographical market. The impact of the single market programme on the delineation of the relevant geographical market*”. Bruxelas: Enterprise DG.
- HAYES, J., SHAPIRO, C. TOWN, R. (2001). “*Market Definition in Crude Oil: Estimating the Effects of the BP/ARCO Merger*”. University of California, Berkeley, Working Paper.
- JOHANSEN, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- JOHANSEN, S. e JUSELIUS, K. (1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210).
- MINISTÉRIO DA FAZENDA e MINISTÉRIO DA JUSTIÇA. Portaria conjunta SEAE/SDE N° 50, de 1° de agosto de 2001.
- WERDEN, G. e FROEB, L. (1993). “Correlation, Causality, and All That Jazz,” *Review of Industrial Organization* Vol. 8: 329–353.

## ANEXO I

### **Testes de Cointegração de Engle-Granger (Jan/1995 a Out/2002)**

Equação de Teste Dickey-Fuller Aumentado

Variável Dependente: D(RESID\_EG\_PEAD)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada) 1996:02 2002:10

Observações incluídas: 81 após ajustamentos de pontos finais

Estatística de Teste ADF	-2,3697	Valor Crítico 1%	-2,5915
		Valor Crítico 5%	-1,9442
		Valor Crítico 10%	-1,6178

Valores Críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária.

Equação de Teste Dickey-Fuller Aumentado

Variável Dependente: D(RESID\_EG\_PEDB)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada) 1996:02 2002:10

Observações incluídas: 81 após ajustamentos de pontos finais

Estatística de Teste ADF	-2,8672	Valor Crítico 1%	-2,5915
		Valor Crítico 5%	-1,9442
		Valor Crítico 10%	-1,6178

Valores Críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária.

Equação de Teste Dickey-Fuller Aumentado

Variável Dependente: D(RESID\_EG\_PEDBL)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada) 1996:02 2002:10

Observações incluídas: 81 após ajustamentos de pontos finais

Estatística de Teste ADF	-2,9072	Valor Crítico 1%	-2,5915
		Valor Crítico 5%	-1,9442
		Valor Crítico 10%	-1,6178

Valores Críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária.

Equação de Teste Dickey-Fuller Aumentado

Variável Dependente: D(RESID\_EG\_PP)

Método: Mínimos Quadrados

Amostra (ajustada) 1996:02 2002:10

Observações incluídas: 81 após ajustamentos de pontos finais

Estatística de Teste ADF	2,5669	Valor Crítico 1%	-2,5915
		Valor Crítico 5%	-1,9442
		Valor Crítico 10%	-1,6178

Valores Críticos de MacKinnon para a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária.



## ANEXO II

### Testes de cointegração de Johansen (Jan/1995 a Out/2002)

Séries: PEAD PEAD\_BR

Intervalos de defasagens: 1 a 3

Autovalor	Razão		Valor Crítico		Hipóteses de No. de Vetores
	Verossimilhança		5%	1%	
0,189380	18,919330		15,41	20,04	Nenhum *
0,000259	0,023330		3,76	6,65	No máximo 1

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%)

O teste L.R. indica 1 equação de cointegração ao nível de significância de 5%

Séries: PEBD PEBD\_BR

Intervalos de defasagens: 1 a 4

Autovalor	Razão		Valor Crítico		Hipóteses de No. de Vetores
	Verossimilhança		5%	1%	
0,171505	16,829320		15,41	20,04	Nenhum *
0,000948	0,084431		3,76	6,65	No máximo 1

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%)

O teste L.R. indica 1 equação de cointegração ao nível de significância de 5%

Séries: PEBDL PEBDL\_BR

Intervalos de defasagens: 1 a 3

Autovalor	Razão		Valor Crítico		Hipóteses de No. de Vetores
	Verossimilhança		5%	1%	
0,241108	27,581580		12,53	16,31	Nenhum **
0,030104	2,750937		3,84	6,51	No máximo 1

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%)

O teste L.R. indica 1 equação de cointegração ao nível de significância de 5%

Séries: PP PP\_BR

Intervalos de defasagens: 1 a 3

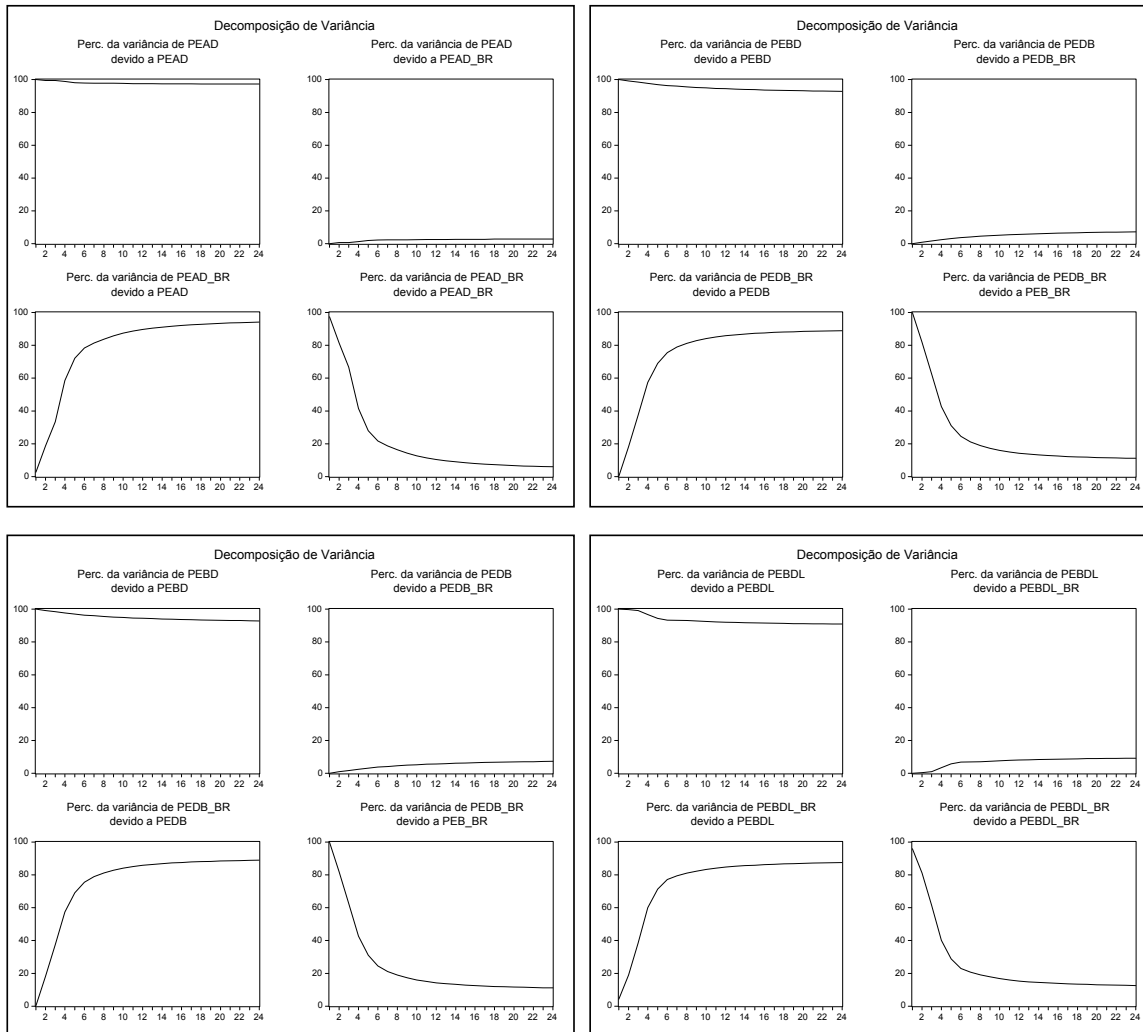
Autovalor	Razão		Valor Crítico		Hipóteses de No. de Vetores
	Verossimilhança		5%	1%	
0,133795	16,067360		15,41	20,04	Nenhum *
0,034290	3,140286		3,76	6,65	No máximo 1

\*(\*\*) denota rejeição da hipótese ao nível de significância de 5%(1%)

O teste L.R. indica 1 equação de cointegração ao nível de significância de 5%

# ANEXO III

## Decomposição de variância dos erros de previsão das resinas termoplásticas



## ANEXO IV

### Testes de Causalidade de Granger

Teste de Causalidade de Granger (Pairwise)

Amostra: 1995:01 2002:10

Defasagens: 3

Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
PEAD_BR não Granger-causa PEAD	91	1,30254	0,2790
PEAD não Granger-causa PEAD_BR		19,85360	0,0000

Teste de Causalidade de Granger (Pairwise)

Amostra: 1995:01 2002:10

Defasagens: 4

Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
PEBD_BR não Granger-causa PEBD	90	1,22715	0,3059
PEBD não Granger-causa PEBD_BR		13,52670	0,0000

Teste de Causalidade de Granger (Pairwise)

Amostra: 1995:01 2002:10

Defasagens: 3

Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
PEBDL_BR não Granger-causa PEBDL	91	0,83899	0,4763
PEBDL não Granger-causa PEBDL_BR		15,09720	0,0000

Teste de Causalidade de Granger (Pairwise)

Amostra: 1995:01 2002:10

Defasagens: 3

Hipótese Nula:	Obs	Estatística F	Probabilidade
PP_BR não Granger-causa PP	91	0,94991	0,4204
PP não Granger-causa PP_BR		14,38910	0,0000