

Vol. 5

Nº 1

2017 - Maio

# Revista de Defesa da Concorrência

PUBLICAÇÃO OFICIAL



2318 2253

## **Aplicações de Técnicas de Séries Temporais na Delimitação de Mercado Relevante: A experiência do CADE**

Simone Maciel Cuiabano<sup>34</sup>  
João Carlos Nicolini de Moraes<sup>35</sup>  
Lucas Campio Pinha<sup>36</sup>

### **RESUMO**

Uma questão chave para a análise de atos de concentração na defesa da concorrência é a delimitação do mercado relevante. A aplicação de técnicas de séries temporais pode ser útil nesse processo, cuja principal vantagem é que apenas séries de preços são necessárias, permitindo estimativas relativamente rápidas. O objetivo deste trabalho é fazer um apanhado das principais técnicas de séries temporais utilizadas na delimitação dos mercados relevantes e fazer uma análise qualitativa dos votos e pareceres técnicos dos casos envolvendo a discussão sobre a aplicação de séries de tempo na definição de mercado relevante submetidos ao Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). Nessa análise, em que pese a importância do uso de técnicas de séries de tempo para a delimitação do mercado relevante, fica clara a necessidade de uma avaliação criteriosa, por parte dos analistas, quanto aos pressupostos usados no modelo, para que ele seja o mais crível possível.

Palavras-chave: Séries temporais; Mercado relevante; Regulação antitruste.

### **ABSTRACT**

A key issue for the analysis of mergers in antitrust is the relevant market definition. The application of time-series techniques can be useful in this process, since only price series are required for the analysis, allowing relatively rapid estimates. The objective of this work is to make an overview of the main time-series techniques used in the delineation of the relevant markets and make a qualitative analysis of the votes and technical notes of the cases involving the discussion of the application of time series in the relevant market definition submitted to the Brazilian Antitrust Authority (CADE). In this analysis, despite the importance of using time series techniques for defining the relevant market, there is a clear need for a careful assessment by analysts so the model is the most robust and believable as possible.

Keywords: Time series; Relevant market; Antitrust regulation.

Classificação JEL: K21; L40; C22

---

<sup>34</sup> Doutora em Economia pela Universidade de Brasília. Atualmente, é Pesquisadora Associada do Departamento de Economia da Toulouse School of Economics, licenciada do cargo de Auditora Federal de Finanças e Controle. Economista-Chefe Adjunta do CADE entre 2014-2016. E-mail: simone.cuiabano@tse-eu.fr; scuiabana@cade.gov.br.

<sup>35</sup> Mestre em Economia pela Universidade de Brasília e doutorando em Economia pela mesma Universidade. Coordenador do Departamento de Estudos Econômicos do CADE entre 2015-2017. E-mail: joaocarlosnicolini@gmail.com.

<sup>36</sup> Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. E-mail: lucascpinha@gmail.com

**SUMÁRIO:** 1. Introdução; 2. Dados em séries temporais; 3. Técnicas de análise com duas ou mais variáveis; 3.1. Técnicas com séries estacionárias; 3.1.1. Correlação simples e correlação parcial; 3.1.2. Vetores auto-regressivos (VAR); 3.2. Técnicas com séries não estacionárias 3.2.1. Engle-Granger; 3.2.2. Cointegração de Johansen; 4. A jurisprudência recente sobre métodos de séries temporais para a definição de mercado relevante. 4.1. Braskem-Quattor; 4.2. Braskem-Solvay; 4.3. Videolar e Innova; 5. Conclusões; 6. Referências bibliográficas.

## 1. Introdução

Uma questão chave para a análise de atos de concentração na defesa da concorrência, como recomendado pelos Guias de Análise utilizados no Brasil e em outros países, é a delimitação do mercado relevante. O mercado relevante é a unidade de análise para avaliação das consequências de práticas anticompetitivas. Em outras palavras, ele define a fronteira da concorrência entre as firmas, tanto no aspecto geográfico, quanto no de produto. A importância para a análise dos atos de concentração reside no fato que uma delimitação incorreta do mercado relevante pode comprometer as estimativas das consequências de uma fusão/aquisição. Por exemplo, uma delimitação muito restrita provavelmente resultaria em *market shares* superestimados por partes das firmas envolvidas. Por outro lado, uma delimitação muito ampla incluirá produtos e locais que não deveriam ser considerados no mercado relevante, subestimando as estimativas de *market share* e os possíveis efeitos do ato de concentração.

Metodologias distintas são utilizadas para delimitar mercados relevantes. DEE/GTME (2010) ressalta a importância do Teste do Monopolista Hipotético (TMH), no qual o mercado relevante é definido como o menor grupo de produtos e a menor área geográfica necessários para que um suposto monopolista esteja em condições de impor um “pequeno porém significativo e não transitório” aumento de preços. Além do TMH, outras metodologias incluem a taxa de desvio (considera o grau de substituição ou competição entre dois ou mais produtos), o *shipment test* (considera o volume significativo de comércio), os estudos de eventos e as pesquisas qualitativas. Alguns casos concretos de atos de concentração no Brasil e as respectivas metodologias utilizadas estão presentes em DEE/GTME (2010).

Neste contexto, a aplicação de técnicas de séries temporais pode ser útil nesse processo, desde que bem aplicadas. A principal vantagem destas técnicas é que apenas séries de preços são necessárias, permitindo estimações relativamente rápidas e úteis na análise. O objetivo deste trabalho, portanto, é fazer um apanhado das principais técnicas de séries temporais utilizadas

na delimitação dos mercados relevantes e fazer uma análise qualitativa dos votos e pareceres técnicos dos casos envolvendo a discussão sobre a aplicação de séries de tempo na definição de mercado relevante submetidos ao Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE). Nessa análise, em que pese a importância do uso de técnicas de séries de tempo para a delimitação do mercado relevante, fica clara a necessidade de uma avaliação criteriosa, por parte dos analistas, quanto aos pressupostos usados no modelo, para que ele seja o mais crível possível.

O trabalho divide-se da seguinte forma: na segunda seção são abordadas as características das séries temporais no contexto da econometria; na terceira seção são apresentadas as principais técnicas de séries temporais utilizadas na análise antitruste no Brasil; na quarta seção são apresentados três casos de ato de concentração julgados pelo CADE no qual as técnicas de séries temporais desempenharam um papel central; por fim, a quinta seção contém as conclusões e as principais limitações com relação a estas técnicas.

## **2. Dados em séries temporais**

De acordo com Wooldridge (2002), a econometria é baseada no desenvolvimento de métodos estatísticos para estimar relações econômicas, testar teorias e valorar políticas e ações do setor público e privado. Esta é uma definição bastante ampla e abarca uma série de metodologias que foram desenvolvidas com o passar do tempo. Todavia, é possível distinguir três grandes grupos com relação às características dos dados nos modelos econométricos: *cross-section*, séries temporais e dados em painel. Um modelo econométrico em *cross-section* ocorre quando todas as variáveis referentes às unidades de análise estão no mesmo período de tempo, como por exemplo a Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD) ou a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), ambas realizadas pelo IBGE. Desta forma, cada unidade de análise constitui uma observação. Já as séries temporais ocorrem quando a unidade de análise é acompanhada ao longo do tempo, portanto o número de observações é igual ao tempo da amostra, como por exemplo a evolução da taxa de juros nominal no Brasil nos últimos dez anos. Por fim, um painel é uma junção de ambos, ou seja, várias unidades de análise são acompanhadas por um período de tempo. Desta forma, as observações variam de acordo com o tempo e de acordo com a unidade de análise.

Cada um dos grupos supracitados apresenta suas características. Concentrando a atenção nos modelos de séries temporais, estes estudam a dinâmica ou a estrutura temporal dos dados

por meio de modelos capazes de interpretar, prever e testar hipóteses referentes aos dados. Segundo Enders (2009), a análise de séries temporais concentra-se na relação entre uma variável de interesse e seus valores defasados, outras variáveis explicativas e componentes aleatórios.

Alguns conceitos são fundamentais para a análise de séries temporais. As observações são resultados de processos estocásticos, isto é, cada valor obtido no tempo é uma realização de um processo aleatório. Daí surge o conceito de “*estacionariedade*”. Séries temporais estacionárias são realizações de processos estocásticos estacionários, em que as características probabilísticas não são alteradas ao longo do tempo. As séries devem ser estacionárias para que estimações e previsões sejam possíveis.

Em Bueno (2009), encontramos duas formas de estacionariedade. Uma série temporal  $\{y_t, t \in Z\}$  é *estritamente estacionária* se sua função de distribuição conjunta for invariante no tempo, ou seja:

$$F(y_{t_1}, y_{t_2}, y_{t_3}, \dots, y_{t_k}) = F(y_{t_1+h}, y_{t_2+h}, y_{t_3+h}, \dots, y_{t_k+h}), \text{ para todo } h \in Z \quad (1)$$

Porém, este é um conceito difícil de ser verificado na prática por ser muito restritivo. Por este motivo, o mais usual é trabalhar com a condição de *estacionariedade fraca*. Uma série temporal  $\{y_t, t \in Z\}$  é *fracamente estacionária* se sua média, variância e covariância forem constantes no tempo, isto é:

$$E(y_t) = \mu \quad (2)$$

$$E(y_t - \mu)^2 = \gamma_0 < \infty \quad (3)$$

$$E = (y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad (4)$$

A expressão (2) é a condição da média constante, a expressão (3) a condição da variância constante e finita e a expressão (4) a condição da covariância depender apenas da defasagem  $j$ , e não de  $t$ .

A forma mais rigorosa de verificar a estacionariedade de uma série é por meio dos testes de raiz unitária. Em geral, estes testes visam compreender se uma série tem o comportamento de um passeio aleatório (*random walk*). Considere a seguinte regressão:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Este processo será um passeio aleatório (há uma raiz unitária<sup>37</sup>) se  $\rho = 1$ . Neste caso:

$$y_t - y_{t-1} = u_t \quad (6)$$

Ou seja, a primeira diferença da série é igual ao termo de erro, que por definição é estacionário por ser um ruído branco (média zero, variância constante e não autocorrelacionada). É comum denotar as séries estacionárias em primeira diferença como séries I(1), isto é, integradas de ordem um. No caso de  $|\rho| < 1$  em (5) a série é um processo estacionário. Diversos testes foram propostos na literatura com o objetivo de verificar a estacionariedade, entre eles os testes de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado, Phillips-Perron e KPSS.

A condição de estacionariedade é fundamental para a análise de séries univariadas e multivariadas. Um modelo univariado é baseado em uma única série de dados, isto é, a série é modelada em função de choques aleatórios (médias móveis (MA)) e valores defasados (auto regressivos (AR)), de modo que seja possível obter previsões. Todavia, os modelos univariados não são utilizados para a delimitação de mercados relevantes justamente porque a ideia é verificar o grau de integração entre distintos produtos e locais, resultando em mais de uma série de dados. Nas análises de atos de concentração o usual é trabalhar com modelos multivariados, que consistem em analisar o comportamento de duas ou mais séries e concluir se as mesmas tendem a configurar ou não um mesmo mercado relevante. A seguir são apresentados os principais métodos aplicados neste tipo de análise, diferenciado as técnicas adequadas para quando as séries são estacionárias das técnicas indicadas no caso de séries não estacionárias.

### **3. Técnicas de análise com duas ou mais variáveis**

#### **3.1 Técnicas com séries estacionárias**

##### **3.1.1 Correlação simples e correlação parcial**

A correlação é um conceito bastante difundido na estatística e pode ser útil na delimitação de mercados relevantes. A correlação simples entre duas variáveis  $x$  e  $y$  pode ser expressa por:

---

<sup>37</sup> Séries de tempo podem possuir mais de uma raiz unitária, porém isto não é usual em dados econômicos.

$$\rho_{xy} = \frac{cov(x,y)}{\sqrt{[var(x)var(y)]}} \quad (7)$$

No contexto de séries temporais e seguindo a notação proposta em Haldrup (2003) a correlação simples pode ser definida como:

$$\rho_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sqrt{[\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2]}} \quad (8)$$

Em que  $\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t$  e  $\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$ , isto é, os valores esperados de cada série. O coeficiente de correlação, portanto, está contido no intervalo  $[-1,1]$ , indicando uma relação negativa perfeita no extremo inferior e uma associação positiva perfeita no extremo superior. De forma intuitiva, um mercado relevante (geográfico ou de produto) tende a apresentar um grau de correlação alto entre os preços devido à arbitragem. Conforme exposto em DEE/CADE (2010), se em um mercado relevante uma região apresenta um incremento no preço os consumidores preferirão comprar de outra região, o que tende a reduzir o preço na primeira e elevar na segunda. Da mesma forma, os ofertantes venderão seus produtos na região em que o preço é maior, resultando na equalização dos preços ao longo do tempo.

Dois principais cuidados devem ser tomados na análise de correlação. O primeiro deles é que as séries devem ser estacionárias, caso contrário haverá uma alta probabilidade de obter correlações espúrias. Este problema ocorre quando é obtido um coeficiente elevado de correlação, porém não há razões teóricas e lógicas para correlacionar as variáveis. Estatisticamente o problema está relacionado ao comportamento da série: uma série não estacionária apresenta os três primeiros momentos (média, variância e covariância) variantes no tempo e um comportamento de passeio aleatório. De acordo com Forni (2004), isto implica que as previsões de longo prazo da série não são iguais à média e a variância tende a crescer ilimitadamente. Portanto, um alto grau de correlação entre duas séries seria uma coincidência estatística, e não uma relação de co-movimento causal ao longo do tempo.

O segundo cuidado é referente ao impacto que outros fatores exercem nas séries de tempo. Suponha que o objetivo seja delimitar o mercado relevante de gasolina em uma cidade com dois postos de combustíveis. Cada um deles determina seus preços (pressupondo a inexistência de colusão) e apresenta sua própria série de tempo para o preço da gasolina. Todavia, o governo decide elevar um imposto sobre a comercialização de gasolina, portanto os preços serão elevados em ambos os postos sem que tenha havido uma relação direta ou causal

entre eles. A correlação entre os preços terá aumentado devido a um choque externo. O ideal é que fatores externos sejam retirados da análise de correlação para que o mercado seja definido apenas pela atuação dos consumidores e ofertantes por meio da integração e arbitragem. Tem-se, desta forma, a correlação parcial, definida por Haldrup (2003) como a correlação entre séries de preços ajustadas sem a interferência de fatores comuns externos.

Mantendo o exemplo dos preços da gasolina é possível retirar o efeito da decisão governamental por meio das seguintes regressões:

$$x_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_t + \hat{u}_{1t} \quad (9)$$

$$y_t = \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 D_t + \hat{u}_{2t} \quad (10)$$

Em que  $x_t$  e  $y_t$  são as séries de preço dos postos de gasolina e  $D_t$  é uma *dummy* que assume valor 1 nos meses em que houve o aumento do imposto. Os resíduos  $\hat{u}_{1t}$  e  $\hat{u}_{2t}$  podem ser interpretados como as séries de preços livres da influência externa, portanto uma análise de correlação entre estes resíduos constitui uma análise de correlação parcial. Como os resíduos são ruídos brancos (com média zero), a correlação parcial teria a seguinte forma:

$$\rho_{xy|D_t} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{1t} \hat{u}_{2t}}{\sqrt{[\sum_{t=1}^T (\hat{u}_{1t})^2 \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{2t})^2]}} \quad (11)$$

Cabe ressaltar que possíveis choques externos devem ser analisados com cautela caso a caso, sendo este apenas um exemplo. Para a análise de correlações parciais pode ser necessário retirar efeitos sazonais, políticas governamentais, choques externos na demanda, entre outros fatores. Todavia, a ideia é mesma do exemplo analisado.

Outro problema apontado por Davis e Garcés (2012) quanto ao uso de correlações de preços na delimitação de mercado relevante diz respeito à compreensão do que está por trás do comportamento dos preços de dois produtos diferenciados. Esse tipo de avaliação parte do pressuposto de que o determinante da co-movimentação de preços é primariamente o comportamento do consumidor, que substitui um produto pelo outro. Contudo, há outros fatores a serem considerados, não necessariamente relacionados ao comportamento do consumidor, que podem gerar um falso positivo e correlações espúrias.

### **3.1.2 Vetores auto-regressivos (VAR)**



De acordo com Lutkepohl e Kratzig (2004), nos modelos VAR as variáveis são geralmente tratadas como endógenas (é possível incluir componentes exógenos, como *dummies*, tendência, entre outros). As séries são modeladas em termos dos próprios valores defasados, constituindo vetores de variáveis e matrizes de coeficientes a serem estimados. Desta forma é possível compreender se uma variável impacta nas demais, o que é bastante útil na delimitação de mercados relevantes. De forma geral, um VAR de ordem  $p$  com  $k$  variáveis pode ser representado por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (12)$$

Em que  $Y_t$  é um vetor que contém as  $(Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt})$  variáveis estacionárias, as matrizes  $A_i$  ( $i = 1, \dots, p$ ) são as matrizes dos coeficientes e  $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{kt})$  é a matriz que contém os termos de erro de cada variável. O modelo (12) é conhecido como um VAR em sua forma reduzida (ou irrestrito), isto porque é um modelo atóxico que não possui restrições e relações com base na teoria econômica. A partir de um VAR irrestrito é possível obter um VAR estrutural por meio da ortogonalização do termo de erro. Este processo consiste em transformar o modelo para que a matriz de variância e covariância dos erros seja uma matriz diagonal, ou seja, a diagonal principal indicaria as variâncias dos erros e não haveria covariância entre erros contemporâneos. Para mostrar como este processo ocorre, a matriz de variância e covariância dos erros em (12) pode ser expressa por  $\sum_u = E(u_t u_t')$ . Sendo  $\sum_u$  uma matriz simétrica, positiva e definida, há uma matriz  $P$  não singular tal que  $\sum_u = P D P'$ , em que  $D$  é uma matriz diagonal, portanto  $P^{-1} \sum_u P'^{-1} = D$ . Uma forma de diagonalizar a matriz de variância e covariância é multiplicar (12) por  $P^{-1}$ , culminando em:

$$P^{-1} Y_t = P^{-1} A_1 Y_{t-1} + P^{-1} A_2 Y_{t-2} + \dots + P^{-1} A_p Y_{t-p} + v_t \quad (13)$$

Em que  $v_t$  é o novo vetor dos termos de erro, definido por  $v_t = P^{-1} u_t$  e a nova matriz de variância e covariância dos erros é dada por  $\sum_v = E(v_t, v_t') = P^{-1} E(u_t u_t') P'^{-1} = P^{-1} \sum_u P'^{-1} = D$ , portanto uma matriz diagonal. O modelo (13) é um VAR estrutural ou restrito, isto porque a transformação realizada impõe uma série de relações contemporâneas por meio de  $P^{-1}$ . Maiores detalhes podem ser vistos em Johnston e DiNardo (1997) e Lutkepohl e Kratzig (2004).

O número de defasagens ( $p$ ) a ser especificado em um VAR geralmente é definido pelos critérios de seleção baseados na função de máxima verossimilhança, sendo os critérios de Akaike e o de Schwarz os mais utilizados. Após a definição do número de defasagens é importante verificar se há autocorrelação entre os resíduos, dado que a existência da autocorrelação pode exigir a inclusão de um maior número de defasagens. Comumente os testes de Ljung-Box e Breusch-Godfrey são utilizados para este propósito.

Três tipos de análises são mais comumente utilizados a partir dos modelos VAR. O primeiro deles é o teste de Causalidade de Granger. Neste teste a causalidade é vista como precedência temporal, isto é, se uma variável precede temporalmente outra variável (se valores defasados estão relacionados com o valor atual das demais variáveis). Para ilustração, considere um VAR (2) com duas variáveis  $x$  e  $y$  na forma não matricial:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 x_{t-1} + \beta_4 x_{t-2} + \varepsilon_1 \quad (14)$$

$$x_t = \beta_5 y_{t-1} + \beta_6 y_{t-2} + \beta_7 x_{t-1} + \beta_8 x_{t-2} + \varepsilon_2 \quad (15)$$

Em que os  $\beta$ 's são os coeficientes relacionados a cada defasagem de cada variável. A ideia é analisar a significância conjunta dos coeficientes por meio do teste F: se a variável  $x$  causa, no sentido Granger, a variável  $y$ , então o teste F deve rejeitar a hipótese nula de que  $\beta_3 = \beta_4 = 0$  na equação (14). Da mesma forma, para que  $y$  preceda temporalmente  $x$  é necessário que a hipótese nula  $\beta_5 = \beta_6 = 0$  seja rejeitada em (15). Com isto é possível obter uma causalidade de Granger unidirecional (de  $x$  para  $y$ , ou o inverso), bidirecional (ambas se precedem temporalmente) ou nenhuma causalidade de fato. Claramente, atestar a presença da causalidade de Granger é um importante indicador na delimitação de mercados relevantes.

Grande parte do interesse nos modelos VAR está nos resíduos. Dado um modelo estacionário é possível prever como um choque em uma variável defasada afeta nas demais e na própria variável atual. Para a delimitação de mercados relevantes esta é uma informação importante pelo fato de que se um choque no preço de um mercado (uma região ou um produto) afeta um outro mercado (outra região ou produto), há indícios de que ambos participem do mesmo mercado relevante. Este tipo de análise tem o nome de Função de Impulso Resposta (FIR), e pode ser ilustrado da seguinte forma. Matricialmente um VAR (1) pode ser expresso por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

Como o VAR (1) é estacionário, o mesmo vale para  $Y_{t-1}$ . Portanto:

$$Y_t = A_1(A_1 Y_{t-2} + u_{t-1}) + u_t \quad (17)$$

$$Y_t = A_1^2 Y_{t-2} + A_1 u_{t-1} + u_t \quad (18)$$

O mesmo vale para  $Y_{t-2}$ ,  $Y_{t-3}$ , e assim consecutivamente. Com isto, é possível observar que um VAR estacionário pode ser invertido em um modelo de médias móveis infinito com a seguinte especificação ilustrativa:

$$Y_t = u_t + M_1 u_{t-1} + M_2 u_{t-2} + \dots \quad (19)$$

Em que as matrizes  $M$  refletem os efeitos dos choques nas variáveis do modelo e são obtidas a partir das matrizes  $A$  definidas anteriormente. A análise também pode ser feita para o caso do VAR estrutural, porém com algumas peculiaridades devido ao procedimento de diagonalização da matriz de variância e covariância dos erros. Johnston e DiNardo (1997) e Lutkepohl e Kratzig (2004) são recomendados para compreender as peculiaridades deste caso.

Uma terceira análise interessante a partir do VAR é a decomposição da variância do erro de previsão. Esta visa verificar qual a porcentagem da variância do erro de previsão de uma variável que é devido a ela própria e qual porcentagem é devido a cada uma das outras variáveis ao longo do tempo. De acordo com Lutkepohl e Kratzig (2004), a previsão  $h$  períodos à frente com origem em  $T$  pode ser expresso matricialmente por:

$$Y_{T+h|T} = A_1 Y_{T+h-1|T} + A_2 Y_{T+h-2|T} + \dots + A_p Y_{T+h-p|T} \quad (20)$$

O erro de previsão correspondente é dado por:

$$Y_{T+h} - Y_{T+h|T} = u_{T+h} + \Phi_1 u_{T+h-1} + \Phi_2 u_{T+h-2} + \dots + \Phi_{h-1} u_{T+1} \quad (21)$$

Para a análise da decomposição da variância do erro de previsão é necessário que o modelo esteja expresso com os erros ortogonais. Expressando o erro de previsão na forma ortogonal:

$$Y_{T+h} - Y_{T+h|T} = \Psi_0 v_{T+h} + \Psi_1 v_{T+h-1} + \Psi_2 v_{T+h-2} + \dots + \Psi_{h-1} v_{T+1} \quad (22)$$

Denotando o  $ij$ -ésimo elemento de  $\psi_n$  de  $\psi_{ij,n}$ , o  $k$ -ésimo elemento do vetor do erro de previsão torna-se:

$$Y_{k,T+h} - Y_{k,T+h|T} = \sum_{n=0}^{h-1} (\psi_{k1,n} v_{1,T+h-n}, \dots, \psi_{kK,n} v_{K,T+h-n}) \quad (23)$$

Considerando as propriedades dos erros ortogonais é possível especificar a variância do erro de previsão como:

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\psi_{k1,n}^2, \dots, \psi_{kK,n}^2) = \sum_{j=1}^K (\psi_{kj,0}^2, \dots, \psi_{kj,h-1}^2) \quad (24)$$

O termo  $(\psi_{kj,0}^2, \dots, \psi_{kj,h-1}^2)$  pode ser interpretado como a contribuição da variável  $j$  para a variância do erro de previsão  $h$  períodos à frente da variável  $k$ . Ao dividir este termo por  $\sigma_k^2(h)$  obtém-se a contribuição em termos percentuais.

### **3.2 Técnicas com séries não estacionárias**

Quando duas ou mais séries de tempo não são estacionárias, elas podem ser cointegradas. A cointegração indica que as séries apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, seguem uma mesma trajetória ao longo do tempo. Segundo Lutkepohl e Kratzig (2004), duas ou mais séries integradas de mesma ordem (geralmente  $I(1)$  no caso de dados econômicos) são cointegradas se apresentarem uma tendência estocástica em comum e pelo menos uma combinação linear que seja estacionária,  $I(0)$ . Para a delimitação de mercados relevantes esta é uma questão importante, visto que o fato de preços de produtos diferentes e/ou locais distintos seguirem uma mesma trajetória indicaria que os mercados são integrados, portanto fazem parte do mesmo mercado relevante. Segundo Forni (2004), a intuição econômica é oriunda da arbitragem: se os produtos são substitutos, tanto do lado da demanda quando do lado da oferta, os preços não se dispersarão ao longo do tempo, dado que os consumidores e os produtores irão mover-se entre eles de modo que os mais caros apresentem reduções de preço e os mais baratos terão seus preços elevados.

Diversos testes de cointegração são propostos pela literatura. A seguir uma breve revisão dos mais comumente utilizados.

### 3.2.1 Engle-Granger

Este teste foi proposto por Engle e Granger (1987) e visa encontrar apenas uma relação de cointegração entre duas ou mais variáveis. Seguindo o exemplo de Bueno (2012), suponha duas variáveis  $y_t$  e  $x_t$ . O primeiro passo da metodologia consiste em verificar se as séries não são estacionárias em nível e se são integradas de mesma ordem. Suponha ambas  $I(1)$ . O segundo passo consiste em estimar a relação de longo prazo por MQO, todavia não há um critério para determinar qual será a variável explicativa e qual será a variável dependente. Esta definição deve ser realizada pelo conhecimento econômico do fenômeno analisado. Por exemplo, se Minas Gerais é o maior estado produtor de leite no Brasil, supõe-se que os preços deste estado têm influência nos preços em São Paulo. Um teste de cointegração com os preços de leite em Minas Gerais e São Paulo leva a crer que o primeiro seja a variável explicativa, ao passo que o segundo seja a variável explicada. Supondo  $y_t$  e  $x_t$  como variáveis dependente e explicativa, respectivamente, a relação de longo prazo é dada por:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (25)$$

Em (25) é possível incluir ou retirar a constante  $\beta_0$ , bem como uma tendência determinística. Após estimar (25) por MQO, obtém-se a série de resíduos  $\hat{u}_t$ , em que o circunflexo representa que a série é estimada. Desta forma, a seguinte combinação linear é obtida:

$$\hat{u}_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \quad (26)$$

Por fim, um teste de raiz unitária é realizado em  $\hat{u}_t$ , sendo os mais comuns os testes de Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller aumentado. Se a série de resíduos estimados não possuir raiz unitária é possível concluir que as séries  $y_t$  e  $x_t$  são cointegradas.

Uma das principais críticas relacionadas ao teste de Engle-Granger é que apenas uma relação de cointegração é obtida, não importando o número de variáveis na análise. Na teoria podem existir várias combinações lineares estacionárias resultantes da existência de vários vetores de cointegração. Em uma análise com  $k$  variáveis, é possível existir até  $k - 1$  vetores de cointegração linearmente independentes, cada um deles denotando uma relação de cointegração, porém o teste de Engle-Granger admite a existência de apenas um. Outra crítica importante é a arbitrariedade na definição da variável dependente e das variáveis explicativas.

Uma abordagem interessante é fornecida por Forni (2004). O autor argumenta que uma série I(I) não necessariamente apresenta uma média constante e sua variância aumenta com o tempo, dado que os choques na série são permanentes. Desta forma, se a diferença entre duas séries logaritimizadas é I(1), ambas as séries se distanciam com o passar do tempo de forma ilimitada. Caso contrário elas caminham ao longo do tempo em torno de uma trajetória em comum. Forni (2004) sugere os testes de Dickey-Fuller aumentado e KPSS para testar a estacionaridade da série resultante. Se for comprovada a existência de raiz unitária (série I(1)), os mercados são distintos, caso contrário (série I(0)) ambos fazem parte do mesmo mercado relevante.

### **3.2.2 Cointegração de Johansen**

O teste de cointegração de Johansen foi proposto por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Segundo Enders (1995), a principal vantagem desta técnica é que ela permite a existência de múltiplos vetores de cointegração, além do fato do teste basear-se em um modelo VAR, portanto as variáveis são tratadas como endógenas em um cenário dinâmico. Não há a necessidade de definir *a priori* a variável dependente e as variáveis explicativas.

O teste de cointegração de Johansen pode ser ilustrado da seguinte forma. Suponha um processo autorregressivo na forma matricial tal como em (12):

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (27)$$

Com alguma manipulação algébrica a seguinte expressão é obtida:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta Y_{t-1} + \pi Y_{t-1} + u_t \quad (28)$$

Em que:

$$\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i) \quad (29)$$

$$\tau_i = \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (30)$$

A expressão (28) é um VAR restrito que deve ser usado quando as variáveis não são estacionárias em nível e são cointegradas, também conhecido como um modelo de correção de erros (VECM). Os modelos VECM são bastante utilizados no contexto de séries temporais e permitem analisar as Funções Impulso Resposta e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Conforme exposto anteriormente no contexto do VAR estas duas técnicas são bons indicadores da integração de mercados. Dado que as variáveis são I(1) e cointegradas, as matrizes  $\tau_i$  representam os coeficientes de curto prazo, enquanto  $\pi$  contém os coeficientes de longo prazo e os vetores de cointegração. A questão chave é o *rank* da matriz  $\pi$ , já que este é igual ao número de vetores de cointegração. Se o *rank* = 0 então as variáveis não são cointegradas, por outro lado se *rank* =  $n$  o processo é estacionário. Para casos intermediários o *rank* representa o número de vetores de cointegração, enquanto  $\pi X_{t-1}$  é o fator de correção do termo de erro. Como mostrado em Enders (1995), o número de vetores de cointegração distintos é obtido pela significância das raízes características de  $\pi$ . Assim, as estimativas de  $\pi$  e o número de raízes características são calculados por dois testes:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (31)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (32)$$

Em que  $\hat{\lambda}$  são os valores estimados das raízes características,  $r$  é o número de vetores de cointegração e  $T$  é o número de observações. O primeiro é o *teste do traço* e a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a  $r$ . O segundo teste é o *teste do máximo autovalor*, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a hipótese alternativa de  $r + 1$  vetores.

Independentemente do número de variáveis, atestar a existência de pelo menos um vetor de cointegração é o suficiente para concluir que os mercados são integrados. Do ponto de vista da análise antitruste, isto indica que mercados distintos são partes de um mesmo mercado relevante, visto que as séries caminham em torno de uma mesma trajetória de longo prazo por pelo menos uma combinação linear. Novamente, é preciso fazer uma ressalva na aplicação de testes de cointegração na definição de mercado relevante, pois, independente do bom instrumental analítico provido pela econometria, caso a teoria econômica por trás da equação a ser identificada não esteja bem definida, ainda é possível cair em falsos positivos.

#### **4. A jurisprudência recente sobre métodos de séries temporais para a definição de mercado relevante**

Nesta seção, ilustramos três casos em que se expõe o debate sobre a aplicação de usos de séries de tempo à delimitação do mercado relevante. O primeiro caso diz respeito à fusão das ações das empresas Quattor, Unipar Comercial e Polibutenos pela Braskem, em 2010; o segundo caso relata a discussão apresentada na fusão Braskem Solvay, em 2014; por fim, apresentamos o debate feito no caso Innova S.A./Videolar S.A, finalizado em 2014.

##### **4.1 Braskem-Quattor**

Em 2010, a Braskem entrou com o pedido de aprovação pelo CADE da aquisição da Quattor, empresas atuantes no mercado de resinas termoplásticas no Brasil, no qual discutiu-se a definição de mercado relevante, se nacional ou internacional, para os produtos polietilenos (PEAD, PEBD, PEBDL) e o polipropileno (PP), visto que a operação resultaria em uma única produtora nacional para tais resinas. A dimensão geográfica do mercado relevante das resinas foi o ponto mais controvertido, visto que a jurisprudência do CADE, geralmente, considerava o mercado relevante como sendo internacional<sup>38</sup>.

Dentro do caso foram elaborados dois pareceres pelas Requerentes para a determinação do mercado geográfico relevante no Ato de Concentração Nº 08012.001205/2010-65. Os métodos usados para avaliar o mercado relevante foram: cointegração de Johansen, VECM, Causalidade Granger e Decomposição da Variância do Erro de Previsão. Com uma base de dados contendo os preços domésticos, o preço internacional interno e o preço internacional da nafta (insumo), a nota concluiu que: (i) havia uma relação de longo prazo entre os preços, isto é, estes preços são cointegrados pelos testes do traço e máximo autovalor (a Tabela 1 do anexo apresenta os testes do traço e máximo autovalor, a Tabela 2 a estimativa da equação de cointegração e a Tabela 3 o modelo VECM); (ii) os preços internacionais causavam, no sentido da causalidade de Granger, os preços domésticos, a despeito do controle do custo comum

---

<sup>38</sup> Em outros casos, por outro lado, nas decisões do AC 08012.005473/1997-45; AC 08012.006452/2000-86 (Suzano, IJNIPAR e Petroquisa - formação da Riopol) e do AC 08012.005799/2001-92 (Copene e Odebrecht - formação da Braskem), o CADE considerou o mercado relevante geográfico como sendo o Mercosul para polietileno e polipropileno. Além disto, no caso do Ato de Concentração 08012.005598/2005-19, o Conselho avaliou os impactos da operação no mercado de polietilenos e polipropilenos tanto no cenário mundial como no cenário nacional, porque - de acordo com o Relator Ricardo Vilias Bôas Cueva - não seria possível chegar, "com grau de certeza elevado, a uma definição conclusiva sobre a dimensão geográfica".



(nafta); (iii) com a escolha da ordenação do Preço Externo → Preço da Nafta → Preço Interno (pela ordem de exogeneidade das variáveis), a Decomposição da Variância do Erro de Previsão demonstrou que o preço da resina internacional explicava em grande parte o preço da resina nacional (Tabela 4 do anexo). Desta forma, seria argumentado que uma fusão/aquisição entre a Braskem e a Quattor não impactaria de forma severa a concentração do mercado relevante por ele ser internacional.

Em resposta, o Departamento de Estudos Econômicos (DEE) do CADE elaborou um parecer que verificou a existência de inconsistências com a execução dos testes de Causalidade Granger e de Decomposição da Variância. Primeiro, o modelo de fato usado pelo parecer foi um VAR em primeira diferença, sem quebra estrutural, diferentemente do modelo dado como o mais adequado, um VECM com quebra estrutural, no caso do teste de causalidade Granger. Segundo, o parecer do DEE afirmou que a ordenação Preço Externo → Preço da Nafta → Preço Interno não seria consistente: a Nafta antecipa o movimento dos preços externos no VECM, assim como a causalidade Granger mostrou que o preço externo é sempre antecipado pela Nafta. Neste caso, haveria motivo para crer na ordenação Preço da Nafta → Preço Externo → Preço Interno, caso em que há pouca explicação da variação do preço interno em razão do preço externo pela Decomposição da Variância do Erro de Previsão (Tabela 5 do anexo).

O DEE ainda formulou a hipótese de que, se aumentos unilaterais do preço doméstico refletissem aumentos significantes e permanentes no mesmo preço – o que poderia ser verificado através dos testes de Função Impulso Resposta (que não faziam parte do argumento central do parecer, mas figuram no Anexo III do parecer) – haveria uma evidência para qualificar o mercado como doméstico. Com um choque unilateral do preço doméstico sobre o mesmo, verificavam-se aumentos permanentes para todos os preços, com exceção do PP. Contudo, os efeitos dos preços externos apresentados pelas Requerentes eram maiores sobre os preços domésticos nas funções impulso resposta apresentadas no anexo do parecer (Figura 1 do anexo).<sup>39</sup>

As Requerentes entenderam que a crítica movida pelo DEE ao teste de causalidade de Granger considerava apenas o fato de que o coeficiente do preço internacional não seria significativa para as equações do VECM para o preço doméstico, mas insistiram em considerar a relação de cointegração presente nas equações, o que revelaria a relação de causalidade de longo prazo. Mas criticaram a ordenação proposta, argumentando que as evidências de

---

<sup>39</sup> A nota do DEE, porém, também ressalta mais de uma vez a necessidade de um teste para além da correlação de preços e que compreenda a lucratividade com um aumento de preços, tal como no Perda Crítica e Elasticidade Crítica.

antecipação do preço da Nafta ao preço internacional, tanto pelo VECM como pela causalidade Granger, são falhas.

Apesar das discrepâncias metodológicas, o voto do Conselheiro Relator fez as seguintes considerações: i) foi verificada a existência de cointegração entre os preços nacionais e os internacionais internados (computados todos os custos de internação, mais a margem de serviço), havendo, assim, uma tendência de longo prazo entre os mesmos; ii) outros testes de correlação também indicavam que a variância nos preços domésticos eram explicadas pela variância nos preços internacionais; iii) por fim, o teste da perda crítica não apresentou fortes indícios contra a hipótese de mercado internacional. Desse modo, ficou-se entendido que o mercado relevante geográfico de resinas termoplásticas era internacional.

## **4.2 Braskem-Solvay**

Em 2014, a Braskem propôs a compra da sua concorrente Solvay, na Argentina, no bojo do Ato de Concentração nº 08700.000436/2014-27, para o qual foram apresentados estudos de cointegração de preço, apresentadas pelas Requerentes, para o mercado de PVC-S. Para observar os impactos da operação na concorrência diversos testes foram realizados pelas Requerentes e pelo CADE. Inicialmente, as Requerentes realizaram testes de cointegração de preços, enquanto o DEE, além da cointegração de preços, realizou o teste da perda crítica.

Em uma primeira nota o DEE refez o teste de cointegração apresentado, controlando os preços nacionais e internacionais pelos fatores comuns, como o preço internacional do eteno (principal insumo), além de apresentar o teste do monopolista hipotético. Nesse estudo, o Departamento ressaltou para os resultados contraditórios das duas metodologias: enquanto os testes de cointegração – apresentados pelo Parecer Econômico e referendados pelo DEE – apontavam para um mercado relevante internacional de PVC, os resultados do teste do monopolista hipotético mostraram que o mercado relevante teria uma dimensão nacional, somente.

Foram refeitos os testes de cointegração dois-a-dois entre o preço nacional do PVC e preços em outras regiões do globo, como no Golfo do México (EUA), Nordeste da Ásia, Sudeste da Ásia, e Europa. Após a realização deste teste, o Parecer partiu para a Decomposição da Variância e a Causalidade de Granger. A principal crítica do DEE baseou-se no fato de que a análise de cointegração deveria atentar para o número de vetores de cointegração encontrados: de fato, ao se encontrar o número de vetores de cointegração igual ao número de variáveis

endógenas no modelo, a conclusão é que os testes de raiz unitária “erraram” ao determinar que as séries seriam I(1). Refazendo a análise, considerando os fatores sazonais e controlando pelos fatores comuns, o DEE encontrou as séries sendo como I(0), isto é, estacionárias, não fazendo sentido a hipótese de cointegração, mas sim uma análise de decomposição de variância e função impulso-resposta por meio do modelo VAR. Os resultados da Causalidade de Granger são apresentados nos Quadros 01 (preços controlados pelo eteno) e 02 (preços controlados pelo nafta), no anexo. Foram estimados, para cada preço internacional, um modelo VAR juntamente com o preço doméstico.

Para ter mais elementos à análise, o DEE procedeu ao Teste do Monopolista Hipotético para o mercado de PVC, seguindo a metodologia proposta por Werden (2003). Os resultados obtidos demonstraram que havia uma alta probabilidade de que um aumento não-transitório de preços de mais que 10% fosse lucrativo para um monopolista hipotético do mercado nacional de PVC. Este resultado indicava que a produção nacional de PVC não seria rivalizada por outros produtos e/ou pela produção de outras regiões geográficas. Isto é, o mercado relevante deste produto teria dimensão geográfica nacional.

Diante da controvérsia e debate entre as Requerentes e a Autoridade de concorrência o Departamento realizou um experimento natural (“*difference-in-differences*”) para averiguação do mercado relevante em PVC, a exemplo da análise feita no caso envolvendo o “*Ineos Group Limited*” e a “*Kerling ASA*”<sup>40</sup>, no Reino Unido, no mesmo setor de PVC. Segundo o Departamento, não haveria uma superioridade de metodologias, mas este seria útil para verificar qual a intensidade da rivalidade dos bens substitutos, ou seja, até que ponto a rivalidade potencial poderia se concretizar em rivalidade efetiva. Considerando o controle como o efeito das interrupções das plantas das Requerentes no mercado de PVC, buscou-se averiguar se houve aumento de importações, quais os países de origem e quais os impactos nos preços das resinas. Como resultado, o mercado geográfico relevante deveria ser entendido como mais amplo do que o Brasil incluindo, ao menos, a América do Sul e, eventualmente, a América do Norte (assumindo uma postura conservadora). Porém, a Ásia e sobretudo a União Europeia não pareceram fazer parte do mesmo mercado relevante geográfico do PVC-S produzido no país, fatos não apontados pela análise de cointegração. Além disso, o Departamento frisou a importância da análise qualitativa, como o fato de haver estoques e medidas antidumping

---

<sup>40</sup> Operação notificada à Comissão Europeia em 17 de Julho de 2007. Para maiores detalhes, ver Amelio A.; De La Mano, M. e Godinho, M. (2008).

aplicadas para outros países, que distorceram os resultados das avaliações econométricas. Em seu voto, Araujo (2014) concluiu pela definição de mercado como a América do Sul, com grau de rivalidade moderada da América do Norte.

### **4.3 Videolar e Innova**

Em 2013, durante a aquisição da Innova S.A. pela Videolar S.A., foram apresentados pareceres por parte das Requerentes com exercícios de correlação e cointegração de preços de poliestireno no Brasil, nos Estados Unidos e na Ásia, indicando que tais produtos estariam em um mesmo mercado relevante.

O DEE realizou, a partir do mesmo conjunto de dados utilizado pelas Requerentes em seu Parecer Econômico, o modelo de Johansen, ao invés do modelo Engle-Granger usado pelos pareceristas. Nesse, uma das variáveis é considerada dependente enquanto a outra explicativa, o que, ao inverter a posição dessas variáveis na equação, o resultado observado pode ser alterado – deixar ou passar a ser cointegrado.

Os resultados obtidos apontaram ausência de relação entre os preços asiáticos de ABS e de PP em relação ao preço do PS nacional. Ainda, conforme o DEE, variações de preços do poliestireno brasileiro precedem e também são precedidas por variações de preços de poliestireno em mercados internacionais. Assim, mesmo que o preço do poliestireno no Brasil continuasse cointegrado com os preços internacionais de PS, a conclusão de que as empresas no Brasil seriam tomadoras de preço neste mercado não foi verificada, tal como foi apontado pelas Requerentes. Em outras palavras, inexistia relação de causalidade entre preços externos e domésticos de poliestireno.

O Departamento ainda sugeriu às partes duas modificações ao teste de causalidade de Granger empregado pelo Parecer, em linha com a teoria de séries temporais para reduzir a possibilidade de resultados viesados e inferências equivocadas: (i) Testar a causalidade de Granger usando as variáveis em primeiras diferenças ao invés de em nível, visto a conclusão que as séries eram não estacionárias; (ii) Testar a causalidade de Granger sob um VECM ao invés de um VAR.

Com essas modificações o DEE demonstrou que a conclusão obtida da análise em questão era sensível a alterações metodológicas, tendo resultados consideravelmente diferentes ao se replicar o teste de causalidade de Granger do Parecer Econômico, incorporando as alterações citadas. Foram verificadas evidências de causalidade bilateral dos preços do PS no

Brasil e na Europa, observada também nos preços do PS no Brasil e do PP na Ásia, diferentemente do resultado encontrado no Parecer (Quadro 03). Além disso, o preço do PS na Ásia deixou de Granger-causar o preço do PS no Brasil, enquanto este último Granger-causa o primeiro.

Sendo assim, a hipótese do Parecer Econômico de que as firmas de poliestireno no Brasil seriam tomadoras de preços (*price-takers*), dentro da lógica do teste de Granger, passou a não ser mais crível do ponto de vista do Conselheiro Oliveira Júnior (2014), visto que variações de preços de PS no Brasil precedem e são precedidos por variações de preços de PS em mercados internacionais. Em seu voto, o Conselheiro decidiu pela dimensão geográfica do mercado relevante de poliestireno como nacional.

## 5. Conclusões

As decisões mais recentes do Cade quanto ao uso das metodologias de séries de tempo na definição de mercado relevante têm caminhado na direção colocada pelas principais referências da literatura antitruste: em que pese a importância do uso de técnicas de séries de tempo para a delimitação do mercado relevante, fica clara a necessidade de uma avaliação criteriosa quanto aos pressupostos usados no modelo para que ele seja o mais crível possível e evite falsos positivos. Além disso, percebe-se a supremacia dos resultados obtidos pelo TMH sobre os testes de cointegração, por exemplo. Muitas vezes os resultados obtidos nessa análise parte do pressuposto de que o determinante da co-movimentação de preços é primariamente o comportamento do consumidor, ignorando outros fatores a serem considerados, como choques de custo.

O presente trabalho, portanto, teve como objetivo apresentar as principais técnicas de séries temporais utilizadas na delimitação de mercados relevantes. A ideia foi apresentar um panorama geral e os principais elementos estatísticos das distintas análises para, posteriormente, ilustrar com casos recentes avaliados pelo Conselho nos quais a discussão sobre a aplicação adequada de séries de tempo foram cruciais. Conforme ressaltado ao longo do texto, as técnicas de séries temporais são úteis se usadas com cautela, isto porque são análises relativamente simples, rápidas e na maioria das vezes dependem apenas de dados de preços. Desta forma, pode-se considerar que são estimativas “*quick and dirty*” (se por um lado há a vantagem da rapidez, por outro há a desvantagem da falta de confiabilidade e robustez). O ideal é que estes

tipos de análises sejam complementares a outros testes mais apropriados à análise antitruste, como o próprio teste do monopolista hipotético.

## **6. Referências bibliográficas**

AMELIO A.; DE LA MANO, M. E GODINHO, M, Ineos/Kerling Merger: an Example of Quantitative Analysis in Support of a Clearance Decision, *Competition Policy Newsletter*, 01:65-69, 2008.

ARAÚJO, G. V. C. de, Voto no Ato de Concentração nº 08700.0004361/2014-27, 2014.

BRAZIL. CADE. DEE/GTME. *Delimitação de Mercado Relevante – Versão pública*. 2010. Disponível em: [http://www.cade.gov.br/aceso-a-informacao/publicacoes-institucionais/dee-publicacoes-anexos/delimitacao\\_de\\_mercado\\_relevante.pdf](http://www.cade.gov.br/aceso-a-informacao/publicacoes-institucionais/dee-publicacoes-anexos/delimitacao_de_mercado_relevante.pdf). Acesso em 01/05/2016.

\_\_\_\_\_, Nota Técnica nº 07/2014/DEE.

\_\_\_\_\_, Nota Técnica nº 17/2014/DEE.

\_\_\_\_\_, Nota Técnica nº 18/2014/DEE.

\_\_\_\_\_, Nota Técnica nº 24/2014/DEE.

BUENO, R. D. L. S. *Econometria de séries temporais*. Cengage Learning: São Paulo, 2008. 300p.

CARVALHO, V. M. Voto no Ato de Concentração nº 08012.001205/2010-65, 2010.

DAVIS, P., GARCÉS, E. *Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis*. Princeton University Press, 2010. 592 p.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 1995. 433p.

ENGLE, R. F. ; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*. V. 55, p. 251-276. 1987.

FORNI, M. Using stationarity tests in antitrust market definition. *American Law and Economics Review*, v. 6, n. 2, p. 441-464. 2004.

HALDRUP, N. Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant geographical market in competition analysis. *University of Aarhus, Economics Working Paper n. 2003-09*, 2003.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 12, n. 2-3, p. 231-254. 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money. *Oxford Bulletin on Economics and Statistics*. v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. *Econometric methods*. MacGrow-Hill International Edition,

1997. 403 p.

LÜTKEPOHL, H. ; KRÄTZIG, M. Applied time series econometrics. Cambridge University Press, 2004. 323 p.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of applied Econometrics*, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

OLIVEIRA JÚNIOR, M. Voto no Ato de Concentração nº 08700.009924/2013-19, 2014.

WERDEN, G., The 1982 Merger Guidelines and the Ascent of the Hypothetical Monopolist Paradigm. *Antitrust Law Journal*, Vol. 71, No. 1, 2003. Pp. 253-275.

WOOLDRIDGE, J. M. Introductory Econometrics: A Modern Approach. 2º edition. South-Western, Cengage Learning. 2002. 900 p.

## Anexo

**Tabela 1. Resultados da cointegração de Johansen - testes do traço e máximo autovalor**

Produto	Modelo	Número de Vetores de Cointegração					
		Traço			Máx. Autovalor		
		Nenhum	Um	Dois	Nenhum	Um	Dois
<b>PEBD</b>	Defasagens: 1, sem intercepto e sem tendência	0.0000	0.2088	0.8742	0.0000	0.1538	0.8742
<b>PEBDL</b>	Defasagens: 1 sem intercepto e sem tendência	0.0000	0.2038	0.8377	0.0000	0.1511	0.8377
<b>PEAD</b>	Defasagens: 1 sem intercepto e sem tendência	0.0000	0.2963	0.9309	0.0000	0.2255	0.9309
<b>PP</b>	Defasagens: 1 sem intercepto e sem tendência	0.0000	0.4131	0.8418	0.0000	0.3349	0.8418

P-valores de Mackinnon-Haug-Michelis (1999). Variáveis Endógenas: Produto interno, Produto externo e Nafta NW Europa CIF. F

Fonte: Braskem. Elaboração original: Tendências. Reprodução: DEE/CADE. Nota explicativa: rejeita-se a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração, ao passo que não se rejeita a hipótese nula de um vetor de cointegração.

**Tabela 2. Estimativas do vetor de cointegração**

**Reprodução da Tabela 3 - Resultados do Vetor de Cointegração no Parecer Tendências**

Equação de Cointegração	PEBD	PEBDL	PEAD	PP
Mercado Interno (-1)	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
Mercado Externo (-1)	-0.806902 (0.06772) [-11.9155]	-0.981948 (0.07072) [-13.8841]	-0.950488 (0.06754) [-14.0730]	-0.718256 (0.09203) [-7.804336]
Nafta Europe (-1)	-0.655702 (0.20779) [-3.15564]	-0.252285 (0.20298) [-1.24289]	-0.383822 (0.19393) [-1.97916]	-1.053653 (0.26457) [-3.98258]

Variáveis Endógenas: Nafta NW Europa CIF, Produto Externo e Produto Interno. Os desvios são apresentados em parênteses e estatísticas *t* em colchetes. Fonte: Braskem. Elaboração Original: Tendências. Reelaboração: DEE/CADE.



**Tabela 3. Estimativas do VECM**

	D.(Mercado Interno)	D.(Mercado Externo)	D.(NaftaNWCIF)
CointEq1	-0.259191	0.011968	0.015826
<b>PEBD</b>	(0.03748) [-6.91482]	(0.07466) [0.16030]	(0.03748) [0.44554]
CointEq1	-0.259132	0.065418	0.026500
<b>PEBDL</b>	(0.03598) [-7.20122]	(0.07073) [0.92491]	(0.03598) [0.69629]
CointEq1	-0.296703	0.075192	0.025346
<b>PEAD</b>	(0.03994) [-7.42812]	(0.06842) [1.09903]	(0.03727) [0.68013]
CointEq1	-0.203034	-0.037785	0.010575
<b>PP</b>	(0.03090) [-6.57140]	(0.06393) [-0.59107]	(0.03090) [0.32813]

Os desvios são apresentados em parênteses e estatísticas *t* em colchetes. A estatística *t* para o nível de significância de 5% é 1.645.

Fonte: Braskem. Elaboração Original: Tendências. Reelaboração: DEE/CADE. Nota explicativa: todos os coeficientes de ajustamento da equação de cointegração, na medida em que a primeira diferença do preço do mercado interno é a variável dependente, são significantes. Trata-se de uma evidência de que os preços domésticos se ajustam para os preços externos.

**Tabela 4. Resultados da Decomposição da Variância do Erro de Previsão**

Produtos	Tempo	PMI em Função de PME	PME em função de PMI	PMI em função de Nafta	PME em função de Nafta
<b>PEBD</b>	1 ano	71.1	0.69	23.01	7.87
	2 anos	72.57	0.44	24.51	7.33
<b>PEBDL</b>	1 ano	79.97	1.23	12.45	7.4
	2 anos	82.23	1.3	13.41	7.26
<b>PEAD</b>	1 ano	78.33	1.19	14.03	6.66
	2 anos	80.47	1.42	15.08	6.22
<b>PP</b>	1 ano	69	3.64	24.67	4.17
	2 anos	71.17	2.27	25.75	3.42

Variáveis Endógenas: Nafta NW Europa CIF, Produto Externo e Produto Interno. Fonte: Braskem. Elaboração Original: Tendências. Reelaboração: Dee/CADE. Nota explicativa: o preço no mercado externo explica grande medida o preço no mercado interno.

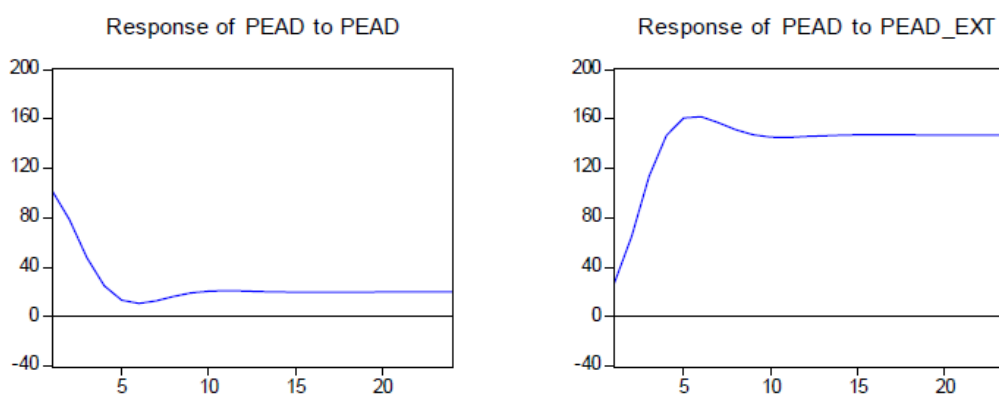
**Tabela 5. Comparação da Decomposição da Variância do Erro de Previsão entre as distintas ordenações na explicação do preço doméstico.**

Produtos	Tempo	Ordenação (Preço Internacional, Nafta, Preço Doméstico)			Ordenação (Nafta, Preço Internacional, Preço Doméstico)		
		Preço Doméstico	Preço Internac.	Preço Nafta	Preço Doméstico	Preço Internac.	Preço Nafta
<b>PEBD</b>	1 ano	5.88	71.1	23.01	5.88	16	78.12
	2 anos	2.91	72.58	24.52	2.91	15.69	81.41
<b>PEBDL</b>	1 ano	7.57	79.98	12.45	7.57	22.21	70.22
	2 anos	4.35	82.24	13.41	4.35	22.19	73.46
<b>PEAD</b>	1 ano	7.63	78.33	14.04	7.63	19.31	73.05
	2 anos	4.43	80.48	15.09	4.43	19.13	76.44
<b>PP</b>	1 ano	6.32	69.00	24.67	6.32	10.21	83.47
	2 anos	3.07	71.17	25.76	3.07	10.39	86.54

Variáveis Endógenas: Nafta NW Europa CIF, Produto Externo e Produto Interno. Fonte: Braskem. Elaboração Original: Tendências.

Reelaboração: DEE/CADE. Nota explicativa: a alteração na ordenação reduz consideravelmente a importância do preço internacional na explicação do preço doméstico, indicando que o mercado relevante geográfico tende a ser nacional ao invés de internacional.

**Figura 1. Funções de impulso-resposta dos preços da resina PEAD.**



Fonte: Braskem. Elaboração Original: Tendências. Reelaboração: DEE/CADE. Nota explicativa: O choque selecionado é igual a um desvio-padrão dos preços. Verifica-se que o choque não se exaure inteiramente com o aumento unilateral de preços doméstico (“Response of PEAD to PEAD”), o que parte do fato de se estar trabalhando com dados não estacionários. Há de se notar que o choque sobre preços externos produz um efeito consideravelmente maior sobre o preço PEAD doméstico. Trata-se de uma evidência que, se associada a outros resultados, pode ajudar a determinar o mercado relevante como internacional.

Quadro 01 – Causalidade de Granger – Eteno

Direção da Causalidade		Teste $\chi^2$	Graus de Liberdade	Decisão	
<b>Brasil</b>	Não Granger-Causa	Golfo (EUA)	0,57	2	Aceita
<b>Brasil</b>		NE Ásia	0,91	2	Aceita
<b>Brasil</b>		SE Ásia	1,53	2	Aceita
<b>Brasil</b>		Europa NWE	1,70	2	Aceita
Golfo (EUA)		<b>Brasil</b>	6,67	2	Rejeita a 5%
NE Ásia		<b>Brasil</b>	3,49	2	Aceita
SE Ásia		<b>Brasil</b>	0,31	2	Aceita
Europa NWE		<b>Brasil</b>	4,07	2	Aceita
TODOS		<b>Brasil</b>	10,96	4	Rejeita a 5%

Elaboração: Departamento de Estudos e Pesquisa - DEE/CADE

Quadro 02 – Causalidade de Granger – Nafta

Direção da Causalidade		Teste $\chi^2$	Graus de Liberdade	Decisão	
<b>Brasil</b>	Não Granger-Causa	Golfo (EUA)	0,99	2	Aceita
<b>Brasil</b>		NE Ásia	1,58	2	Aceita
<b>Brasil</b>		SE Ásia	2,99	2	Aceita
<b>Brasil</b>		Europa NWE	2,86	2	Aceita
Golfo (EUA)		<b>Brasil</b>	7,17	2	Rejeita a 5%
NE Ásia		<b>Brasil</b>	3,17	2	Aceita
SE Ásia		<b>Brasil</b>	0,18	2	Aceita
Europa NWE		<b>Brasil</b>	4,09	2	Aceita
TODOS		<b>Brasil</b>	13,63	4	Rejeita a 1%

Elaboração: Departamento de Estudos e Pesquisa - DEE/CADE

Quadro 03 – Resultados do teste de causalidade de Granger para o modelo sem constante -

Elaboração: Departamento de Estudos Econômicos - CADE

<b>Método</b>	<b>Direção da Causalidade</b>		<b>Teste Chi2</b>	<b>p-valor</b>	<b>Decisão</b>	
VEC	PS Brasil	Não Granger-Causa	PS USA	4,97	2,6%	Rejeita
VEC	PS USA		PS Brasil	4,47	3,4%	Rejeita
VEC	PS Brasil		PS Europa	4,92	2,6%	Rejeita
VEC	PS Europa		PS Brasil	6,44	1,1%	Rejeita
VEC	PS Brasil		PS Ásia	6,24	1,2%	Rejeita
VEC	PS Ásia		PS Brasil	2,39	12,2%	Aceita
VAR	PS Brasil		ABS Ásia	0,44	50,5%	Aceita
VAR	ABS Ásia		PS Brasil	3,96	4,7%	Rejeita
VAR	PS Brasil		PP Ásia	14,74	0,1%	Rejeita
VAR	PP Ásia		PS Brasil	12,01	0,2%	Rejeita

Elaboração: Departamento de Estudos e Pesquisa - DEE/CADE