

Correlações de preços no delineamento de mercados geográficos: uso de modelos de arbitragem com aplicação ao mercado de polietilenos de alta densidade

Cláudio R. Lucinda

Professor, Escola de Administração de Empresas de São Paulo –
Departamento de Planejamento e Análise Econômica
R. Itapeva, 474 – 11º andar
Cep: 01332-000 São Paulo – SP Brasil
e-mail: claudio.lucinda@fgv.br

Resumo

Neste artigo discute-se o uso de correlações de preços para definição de mercados geográficos na análise antitruste e, dadas essas limitações, propõe-se o uso mais frequente de modelos que incluam custos de transação e arbitragem como o de Spiller & Huang (1986). Uma aplicação para o caso do mercado de polietileno é utilizada como ilustração das limitações da correlação de preços e da contribuição do modelo com arbitragem. Os resultados da aplicação contrariam a interpretação recente do plenário do CADE de que esse mercado teria caráter internacional.

Palavras-chave: Mercados relevantes; Antitruste; Métodos quantitativos.

Abstract

In this paper we discuss the use of price-based tests in the geographical definition of markets for antitrust analysis, and due to such limits suggest the more frequent use of models which consider transaction costs and the possibility of arbitrage, such as proposed by Spiller & Huang (1986). We develop an application using data for the polyethylene market to illustrate some of the problems with traditional price correlation analysis and the possible contribution of arbitrage models in such context. Our results suggest that, contrary to the recent understanding by the Brazilian antitrust authority, this market does not have international scope.

Keywords: Relevant markets; Antitrust; Quantitative methods.

1. Introdução

Parte importante do que se entende por análise econômica da interação voluntária entre agentes racionais lida com a chamada análise dos mercados. No entanto, em situações práticas, como a análise antitruste de fusões, ainda há uma grande divergência entre os economistas sobre o que consistiria uma resposta satisfatória à pergunta: como se definem mercados?

Esta pergunta é especialmente importante porque dela depende a resposta se, após um determinado ato de concentração entre duas ou mais empresas, a entidade resultante da operação será ou não capaz de elevar unilateralmente seus preços. Com um mercado definido em termos amplos demais, uma operação com

potencial anticompetitivo pode ser aprovada e, com um mercado definido de forma exageradamente estreita, operações com pouco potencial anticompetitivo (e potencialmente geradoras de eficiências econômicas) são proibidas.

Historicamente, muitas técnicas foram utilizadas, dependendo da disponibilidade de dados no momento do ato de concentração, do julgamento do economista aplicando as técnicas, de hipóteses sobre como se dá a competição nos mercados escolhidos, entre outras razões.

O presente artigo busca contribuir para esta discussão acerca da limitação das técnicas para a delimitação dos mercados relevantes, apresentando uma técnica que pode ser utilizada para a determinação dos limites geográficos do mercado relevante para um ato de fusão. Tal técnica é baseada na possibilidade de movimentos de arbitragem entre os ofertantes de um determinado produto, dada a existência de custos de transporte entre as diferentes regiões em um mesmo mercado relevante, e baseada no artigo de Spiller e Huang (1986).

Para tanto, o artigo está estruturado em cinco seções, sendo que a primeira corresponde a esta introdução. A seguir, é realizada uma breve revisão da literatura sobre a definição dos mercados geográficos relevantes com o uso de dados de preços. Ao final da segunda seção é apresentado o elemento unificador de todos estes testes: a arbitragem como elemento-chave para delimitação dos mercados.

Após esta revisão, é apresentada a metodologia de Spiller e Huang (1986), que tenta operacionalizar este *insight* com o uso de um modelo de *switching regressions*, indicando a possibilidade de um regime em que a arbitragem não é possível, e outro regime em que a arbitragem é possível.

Na quarta seção é apresentado um exemplo desta metodologia para um caso concreto, envolvendo a integração do Grupo Ipiranga com o Grupo Ultra e a Solvay.

2. Uso de testes com base em dados de preços na definição de mercados geográficos para análise antitruste

Na análise antitruste, a investigação é realizada por meio do chamado “teste do monopolista hipotético”. Em sua versão mais recente, consagrada na Portaria Conjunta SEAE/SDE nº 50, de primeiro de agosto de 2001, temos a seguinte definição no parágrafo 30:

“O teste do ‘monopolista hipotético’ consiste em se considerar, para um conjunto de produtos e áreas específicos, começando com os bens produzidos e vendidos pelas empresas participantes da operação, e com a extensão territorial em que estas empresas atuam, qual seria o resultado final de um ‘pequeno, porém significativo e não transitório’ aumento dos preços para um suposto monopolista destes bens nesta área. Se o resultado for tal que o suposto monopolista não considere o aumento de

preços rentável, então a SEAE e a SDE acrescentarão à definição original de mercado relevante o produto que for o mais próximo substituto do produto da nova empresa criada e a região de onde provém a produção que for a melhor substituta da produção da empresa em questão.”

O teste do monopolista hipotético é amplamente difundido na análise antitruste, em que pese a sua implantação prática ser frequentemente difícil. A dificuldade está associada, em geral, à necessidade de se usar dados que comumente não estão disponíveis (como aqueles relativos a custos e quantidades de produção, além dos preços). Daí, em grande medida, a popularidade de abordagens que fazem uso apenas de séries de dados de preços, como as correlações de preços e os testes de causalidade, raiz unitária e cointegração.

Forni (2004) aponta adicionalmente para outros problemas conceituais e lógicos com as demais abordagens, que não as de testes envolvendo apenas séries de dados de preços. Destaca, por exemplo, o fato de que a aplicação do teste do monopolista hipotético pressupõe que seja possível avaliar as possibilidades de lucro em diferentes níveis de preço, ou seja, requer a estimação de uma função de custos desse monopolista hipotético, o que é frequentemente impossível. A avaliação do lucro em diferentes níveis de preço remonta também à possibilidade de estimar a elasticidade-preço do produto em questão, o que, além de nos levar mais uma vez de volta ao problema da disponibilidade de dados, coloca outra questão conceitual: a elasticidade-preço sabidamente depende do nível de preço em que é avaliada. Pode-se argumentar, pois, que o monopolista (hipotético) maximizador de lucro certamente não aumentaria o seu preço se este já fosse o preço de monopólio.¹

Argumentos que dão suporte à utilização de correlações de preços no delineamento de mercados estão presentes, por exemplo, em Horowitz (1981), Stigler & Sherwin (1985), Slade (1986) e Forni (2004). Stigler & Sherwin (1985) observam, contudo, que a definição de um mercado passa pela identificação dos produtores e consumidores cuja interação estabelece o preço do bem em questão, e que tal definição por si só não esclarece se esse mercado tem características competitivas ou monopolísticas. Há, assim, uma distinção entre mercado econômico e mercado antitruste, sendo que a determinação do primeiro pode ser vista como um primeiro passo na direção da definição do segundo.

Uma preocupação que aparece na literatura é a de que os testes com base exclusiva em dados de preços não seriam informativos do grau de poder de mercado e, por consequência, teriam pouca serventia na análise antitruste. O

1. Este problema ficou conhecido na literatura como “falácia do celofane”, em razão de um processo no qual o Departamento de Justiça dos Estados Unidos alegou que a DuPont detinha uma posição dominante no mercado de celofane. A DuPont alegou que o mercado em questão era mais amplo que simplesmente o de celofane, envolvendo outros materiais para embrulho, argumento que foi aceito pela corte, que por sua vez decidiu em favor da empresa. Ocorre que os demais materiais concorriam com o celofane exatamente porque o preço deste, fixado pela DuPont, era extremamente elevado.

argumento que suscita tal preocupação é o de que o fato de duas regiões (ou dois produtos) estarem no mesmo mercado econômico, por si só não estabelece se a presença de uma delas se contrapõe ao exercício de poder de mercado na outra. Os testes com base em dados de preços dizem respeito a efeitos de variações do preço de uma região (ou produto) sobre o preço de outra região em razão de arbitragem, e nada informam sobre a elasticidade-preço do próprio produto (COE & KRAUSE, 2008).

Werden & Froeb (1993) apontam limitações extremamente importantes e intrínsecas aos testes de preços usados na delimitação de mercados em processos antitruste. Uma das preocupações desses autores diz respeito ao problema de correlação espúria. O grau de correlação entre os preços de duas áreas ou produtos depende de fatores que determinam variações em cada um desses preços, tais como mudanças nos custos de produção, alterações na demanda, alterações no ambiente de concorrência e variações no preço praticado na outra área (WERDEN & FROEB, 1993). Caso os custos de produção das duas áreas estejam correlacionados entre si, isso levará a correlação entre os preços das duas regiões, mesmo que os produtos delas não sejam substitutos entre si.

Werden & Froeb (1993) também argumentam que, mesmo que haja correlação não espúria induzida por variações independentes nos custos (ou na demanda), em razão de algum tipo de interdependência econômica entre as regiões (ou produtos), isso pode ou não ser suficiente para que as duas regiões sejam vistas como pertencentes ao mesmo mercado relevante. Segundo esses autores, os fatores que influenciam tanto as correlações de preços quanto os *mark-ups* de monopólio não o fazem de maneira igual para ambos. Em razão disso, o uso de correlações de preços na análise antitruste poderia levar a decisões equivocadas.

Esses autores oferecem ainda uma análise detalhada na qual fazem ressalvas também ao uso de testes de causalidade e de cointegração na análise antitruste. No primeiro caso, dos testes de causalidade, argumentam que a presença ou não de *feedback* entre duas séries de preços não pode ser tomada como condição necessária ou tampouco suficiente para que uma região ou produto seja incluído no mercado relevante. No segundo caso, dos testes de cointegração, primeiramente, consideram-nos pouco razoáveis nos casos em que as séries não apresentam raiz unitária, o que seria fato comum. Adicionalmente, a cointegração não poderia ser encarada como condição suficiente para que o mercado relevante de uma região (ou produto) inclua outra área. A arbitragem pode impor limites à divergência entre as séries de preços das duas regiões e levar à cointegração entre elas. Ocorre que o limite da divergência entre os preços a partir do qual o processo de arbitragem passa a se dar pode estar muito além do nível de significância a partir do qual é possível considerar as duas regiões como um único mercado relevante.

Coe & Krause (2008) usam séries de dados construídas a partir de parametrizações conhecidas para efetuar uma avaliação da performance das diversas técnicas típicas dos testes de preços (a idéia é a de manter o controle

total sobre o processo gerador de dados). Os seus resultados são surpreendentes. Na ausência de choques comuns às séries de preços, as correlações simples de preço têm um bom desempenho na escolha de quais produtos devem compor o mercado relevante e quais devem ser excluídos dele. Já na presença de choques comuns às séries de preços, as correlações simples tendem a definir um mercado abrangente demais (há aqui a possibilidade de correlação espúria). Por outro lado, os testes envolvendo as demais técnicas, nomeadamente, os testes de causalidade de Granger, de estacionariedade e de cointegração apresentam desempenho bastante insatisfatório, não conseguindo distinguir se dois produtos pertencem ou não ao mesmo mercado.²

A despeito de todas as críticas mencionadas nesta seção, os testes com base exclusiva em dados de preços têm sido amplamente utilizados na análise antitruste. Tomar os resultados desses testes como única informação para delinear um mercado relevante não aparenta ser o caminho ideal para esse tipo de propósito. A utilização de outros tipos de técnicas como forma de checar os resultados ou simplesmente de melhor informar uma decisão nos parece ser a estratégia mais desejável.

A possibilidade de arbitragem é o que em última instância dá embasamento à idéia de que os preços praticados em duas áreas distintas (ou para dois bens) não poderão se distanciar muito e por largo tempo caso elas pertençam ao mesmo mercado relevante. Ou seja, a arbitragem é um fator subjacente a todas as abordagens de testes envolvendo dados de preços (correlação, testes de raiz unitária, cointegração). Em razão disso, propomos o uso mais freqüente de técnicas que levem explicitamente em consideração as condições em que tal arbitragem ocorre, como a descrita na seção 3, a seguir.

3. Modelo com custos de transporte e arbitragem: Spiller & Huang (1986)

O conceito de arbitragem pode ser utilizado como forma de determinação de um mercado relevante. O mercado relevante pode ser definido como o conjunto de vendedores que são considerados pelos compradores como substitutos entre si. Estes compradores podem, portanto, exercer uma restrição à elevação unilateral dos preços por um subgrupo de vendedores. Uma das formas pelas quais essa restrição competitiva pode se dar é a arbitragem. Uma elevação dos preços por parte de alguns produtores pode fazer com que alguns compradores adquiram produtos de outros vendedores cujos preços não se elevaram e, a seguir, revendam tais produtos aos consumidores que antes compravam de quem cobrava preços mais elevados.

2. Os autores revelam que os resultados são especialmente ruins no contexto de amostras de tamanho semelhante às disponíveis nas análises antitruste. Um modelo pré-estabelecido de diferenciação de produto foi utilizado para gerar os dados analisados.

Tal argumento é explorado por Spiller e Huang (1986), que investigam a probabilidade de observarmos movimentos de bens em resposta à possibilidade de arbitragem entre duas áreas geográficas. Se duas regiões pertencem a um mesmo mercado, a divergência de preços praticados entre elas abre a possibilidade de movimentos de bens da região em que os preços são mais baixos para a região em que eles são mais altos.

O modelo de Spiller e Huang (1986) é descrito formalmente a seguir. Parte-se da análise de dois mercados, A e B, em que os preços são determinados de forma independente, da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} P^{A*} &= \pi^A + \varepsilon^A \\ P^{B*} &= \pi^B + \varepsilon^B \end{aligned} \quad (1)$$

Os termos π^A e π^B referem-se aos determinantes da oferta e da demanda nos mercados A e B, e os ε se referem a termos de erro normalmente distribuídos. Se as economias são abertas, mas existem custos de transação finitos, os preços podem ser diferentes dos preços que seriam verificados se o comércio não fosse possível. Se os preços de economia fechada fossem tais que a sua diferença fosse inferior aos custos de transação necessários para levar o produto de um mercado para outro, mesmo que o comércio fosse possível, os preços seriam independentes e influenciados apenas pelos aspectos domésticos da oferta e da demanda. Um exemplo numérico pode deixar o argumento mais claro. Suponha que o preço no país A é 100 e o preço no país B é 80. Caso os custos de transação sejam iguais a 30, haverá uma tendência para que o diferencial inicial de preços continue e há ainda a possibilidade de que o preço no país A aumente, desde que seu diferencial com relação ao preço de B não ultrapasse o custo de transação de 30.

De maneira formal, considerando por conveniência que o país A seja o que tenha o preço maior e definindo os custos de transação/transporte por T, temos:

$$0 < P^{A*} - P^{B*} < T \quad (2)$$

A condição (2) indica que é possível observar uma diferença de preços persistente em se tratando de mercados diferentes, separados – daí a primeira desigualdade. Essa diferença, porém, deve ser inferior aos custos de transporte ou de transação, o que justifica a segunda desigualdade. O asterisco da notação significa que os preços praticados são preços autárquicos, isto é, de economia fechada.

Suponha-se agora que os preços praticados nos dois países sejam os mesmos mencionados anteriormente, mas que os custos de transporte (ou de transação) para levar o bem de um para outro sejam de magnitude igual a 10. Nesse caso, deve haver o movimento de arbitragem mencionado anteriormente; isto é, alguns compradores residentes no país A poderão adquirir o produto em B por 80, gastar 10 para transportá-lo e vendê-lo a outros compradores no país A ao

mesmo preço praticado em A, de 100 ou por um preço menor, mas igual ou superior a 90 ($80 + 10$).

É de se esperar, pois, que o movimento de arbitragem influencie os preços nos dois países, o que levaria a preços distintos daqueles vigentes em economias fechadas e indicaria que os dois países estão no mesmo mercado relevante. De maneira genérica e formal (supondo mais uma vez que os preços no país A sejam maiores que os do país B) – a arbitragem deve levar a que a seguinte relação seja respeitada:

$$0 < P^A - P^B = T \quad (3)$$

A condição (3) diz que, em um mesmo mercado, devemos observar uma diferença de preços entre os países num valor igual aos custos de transporte entre eles. Note-se que neste caso não existem os asteriscos nos símbolos representativos dos preços, pois estes são os preços verificados, e não os de economia fechada.

O que a metodologia de Spiller e Huang (1986) tenta fazer é, a partir das diferenças de preços observadas, determinar em que períodos é mais provável que estejamos no primeiro dos comportamentos, representado pela condição (2), e em quais períodos é mais provável que o regime vigente seja aquele, representado pela condição (3).

Definindo o custo de transação observado em um instante do tempo por $T_t = Te^{V_t}$, em que V_t é uma variável aleatória de média zero, temos que o primeiro tipo de comportamento – da condição (2) – pode ser expresso por:

$$\log(P^A - P^B) = \log T + V_t - U_t \quad (4)$$

U_t é uma variável aleatória estritamente positiva e representa a diferença entre os preços nos dois lugares, descontada dos custos de transação. O segundo tipo de comportamento – decorrente da condição (3) – por outro lado, é dado por:

$$\log(P^A - P^B) = \log T + V_t \quad (5)$$

Empiricamente, o problema pode ser abordado por meio de uma modelagem de *switching regressions*. A probabilidade de observação do primeiro dos regimes será denotada por λ , e será estimada juntamente com os componentes $\log T$ e as variâncias de V e U . Seguindo essa abordagem, o modelo foi estimado para a diferença dos preços entre dois países, Brasil e Estados Unidos.

Uma vez que a diferença entre os preços não tem necessariamente o mesmo sinal em todos os meses, foram realizadas estimações separadamente para os meses em que esta diferença (preço nos EUA - preço no Brasil) é positiva e também para os meses em que tal diferença é negativa. Além disso, foram realizados testes formais para a probabilidade de mercados separados ($\lambda = 1$) e

mercados ligados por arbitragem ($\lambda = 0$). O parâmetro λ , bem como as variâncias dos dois termos U_i (σ_u^2) e V_i (σ_v^2), e o termo $\log T$, são estimados por Máxima Verossimilhança, a partir da seguinte função a ser maximizada:

$$L = \prod_{i=1}^N [\lambda f_i^1 + (1 - \lambda) f_i^2]$$

Na expressão acima, f_i^1 denota a probabilidade de que a observação i esteja associada ao comportamento implícito pela condição (2), sendo dada por:

$$f_i^1 = \left(\frac{2}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) \phi \left(\frac{Y_i - \log(T)}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) \left[1 - \Phi \left(\frac{(Y_i - \log(T)) \sigma_u}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \sigma_v} \right) \right] \quad (6)$$

Em (6), $Y_i = \log(P_i^2 - P_i^1)$, $\phi(\bullet)$ representa a função densidade de probabilidade Gaussiana, e $\Phi(\bullet)$ representa a função densidade acumulada Gaussiana. Da mesma forma, o segundo termo, f_i^2 , representa a probabilidade de que a observação i esteja associada ao comportamento implícito pela restrição (3), sendo dada por:

$$f_i^2 = \frac{1}{\sigma_v} \phi \left(\frac{Y_i - \log(T)}{\sigma_v} \right)$$

A forma logarítmica dessa função de verossimilhança pode ser maximizada com o uso dos algoritmos de otimização tradicionais.³ Como será visto mais adiante, este modelo é útil para a determinação dos mercados relevantes geográficos em um setor em que tal definição tem implicações competitivas importantes: o mercado de polietilenos.

4. Aplicação: mercado de polietilenos

4.1 Contexto

Com o processo de consolidação do setor petroquímico em curso, uma questão importante na análise antitruste do mesmo é a definição do mercado relevante afetado. Para o caso dos polietilenos, esta análise foi especialmente auxiliada pelo uso de métodos quantitativos, fartamente utilizados no AC nº 08012.005799/

3. Spiller & Huang (1986) ressaltam, oportunamente, que o modelo representado pela equação (4) (acrescido das hipóteses de comportamento dos termos de erro) equivale ao modelo de fronteira estocástica apresentado por Aigner et al. (1977), e a derivação algébrica da função de log-verossimilhança é devidamente atribuída a tais autores.

2001-92, que versava sobre a integração entre a COPENE Petroquímica do Nordeste e a Odebrecht Química S.A. Dois pareceres consolidam o entendimento sobre o tema ali existente:

- “Modelo Econométrico para definição dos mercados geográficos relevantes de polietilenos e polipropilenos”, de Gesner Oliveira, Ernesto Moreira Guedes e Frederico Estrella C. Valadares, datado de janeiro de 2003, e publicado como Oliveira, Guedes Filho e Valladares (2003).
- “Estimação da Elasticidade da Demanda por Polietilenos no Brasil e Simulações Horizontal e Vertical dos efeitos decorrentes da operação Braskem sobre o bem-estar social: demonstrando a capacidade de exercício de poder de mercado da Braskem”, de Jorge Luiz S. S. Fagundes e Fábio Kanczuk, datado de maio de 2004, e anexado ao processo constituído para a análise do mencionado Ato de Concentração.

Um ponto em comum, que todos os pareceres aqui mencionados possuem, é que são baseados na metodologia de cointegração e causalidade de Granger para a determinação de limites de mercados relevantes geográficos, presentes em Slade (1986). À época, tal metodologia parecia ser superior à metodologia anteriormente existente de simples correlações entre preços, como Stigler e Sherwin (1985).

Sobre o primeiro deles, de Oliveira, Guedes e Valladares (2003), de agora em diante denominado OGV, temos:

- Inicia-se o texto com a realização de dois tipos de teste de cointegração: o de Engle e Granger (1987) e o de Johansen (1988).
- A partir de uma suposta declaração de existência de cointegração, os autores procedem à realização de exercícios de decomposição de variância, de forma a tentar comprovar que parte importante da variabilidade dos preços domésticos é causada pelos preços internacionais.
- Finalmente, os autores realizam testes de causalidade de Granger para tentar comprovar se as empresas no mercado doméstico agem como tomadoras de preço no mercado internacional.

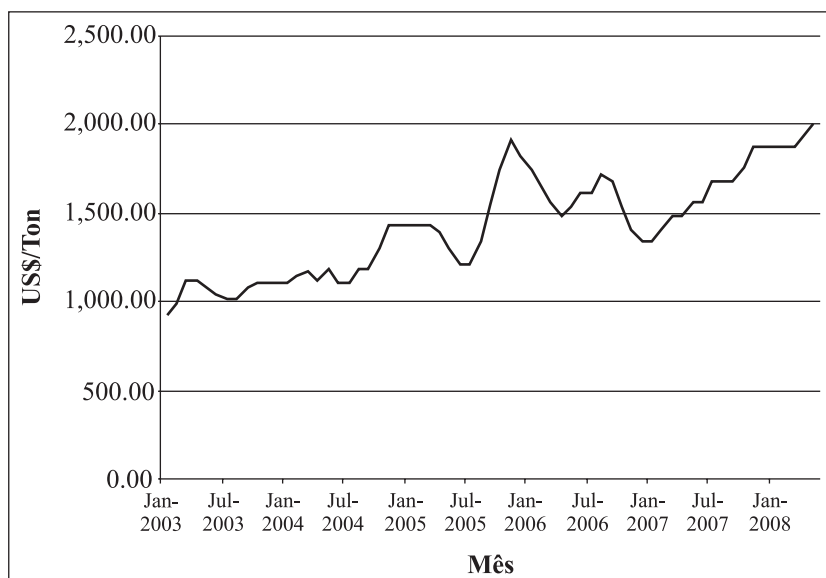
Sobre o segundo, Fagundes e Kanczuk (2004), de agora em diante denominado FK, temos: é realizado um teste de cointegração entre os preços domésticos e internacionais, com a restrição de que os coeficientes dos preços domésticos e os preços internacionais sejam iguais, com sinais trocados. A partir desta restrição, rejeita-se a hipótese de existência de um vetor de cointegração entre as diferentes variáveis.

A aplicação desenvolvida neste artigo tem como contexto a definição do mercado geográfico de polietilenos, discutida recentemente por ocasião da análise, no âmbito do Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência (SBDC), de atos de concentração ocorridos no setor petroquímico brasileiro.

4.2 Testes de raiz unitária e cointegração para os preços internos e externos

O primeiro passo numa análise que usa correlação de preços para definir um mercado geográfico é a realização dos testes de raiz unitária nas séries de dados. Para ilustrar a importância desse procedimento, mostramos inicialmente os resultados do teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para a série de preços praticados no mercado norte-americano. A Figura 1 traz a evolução dos preços em dólares do Polietileno de Alta Densidade nesse mercado.⁴

Figura 1.- *Preço em USD/Ton - Mercado americano.*



Fonte: Solvay.

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes ADF realizados com a série da Figura 1, com diferentes especificações. Nota-se que os resultados são bastante diferentes dependendo de como o teste é estruturado.

A disparidade de conclusões ilustrada na Tabela 1 mostra de forma clara porque os resultados dos testes de cointegração devem ser analisados com cautela. A inclusão de variáveis estacionárias no teste de causalidade de Johansen, por exemplo, viesou os resultados de formas imprevisíveis.⁵ Com isso,

4. Os dados de preços nos diversos mercados têm como fonte a empresa Solvay.

5. Caso sejam incluídas variáveis estacionárias no sistema de equações implícitas pelo teste de Johansen, o número de possíveis vetores de cointegração é dado pelo número de variáveis estacionárias.

Tabela 1.– Resultados dos testes de raiz unitária.

| Especificação do teste | Estatística de teste | Valor crítico 5% | Conclusão |
|----------------------------|----------------------|------------------|------------------|
| Sem constante ou tendência | -1,8554 | -1,9463 | Não Estacionária |
| Com constante | -1,4445 | -2,9084 | Não Estacionária |
| Com constante e tendência | -3,9020 | -3,4828 | Estacionária |

é possível confundir-se a rejeição da hipótese de não cointegração com a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis.

A validade dos testes de cointegração está condicionada à realização e interpretação dos testes de raiz unitária de forma cuidadosa. Enders (2004, pp. 213-214) fornece um protocolo detalhado para tanto, sugerindo um procedimento em etapas, a primeira das quais seria:

“... comece com o modelo menos restritivo (que geralmente inclui constante e tendência) e [teste a hipótese de raiz unitária]. Testes de raiz unitária têm um baixo poder de rejeitar a hipótese [de raiz unitária]; portanto, se a hipótese de raiz unitária é rejeitada (grifo do autor), não há necessidade de mais testes. Conclua que a [...] seqüência não possui raiz unitária”.

A questão é especialmente complicada quando não se leva em consideração adequadamente se a série exibe ou não uma tendência. A Figura 2 sugere que os dados de preços do polietileno de alta densidade exibem uma tendência crescente. Isso pode gerar tanto o problema de regressão espúria, amplamente conhecido na literatura, como também o problema da incorreta identificação de uma raiz unitária quando ela na verdade não existe. Essa constatação recomenda extrema cautela na realização dos testes de cointegração, uma vez que os seus resultados indicarão a aceitação ou não da hipótese de que o mercado relevante tem caráter internacional.

Para a realização dos testes de raiz unitária, os preços do produto importado das três origens possíveis precisam ser ajustados para a inclusão dos chamados “custos de internação”. Dessa forma, esses preços foram majorados em 25%, número sugerido por uma empresa do setor (Solway). A Tabela 2 traz os resultados dos testes de forma resumida:⁶

6. Os resultados detalhados estão disponíveis no Apêndice A. Note-se que nos casos da Europa, dos Estados Unidos e da China somente foram apresentados os resultados dos testes com constante e tendência, pois eles indicavam a estacionariedade das séries.

Figura 2.- Preços domésticos e internacionais.

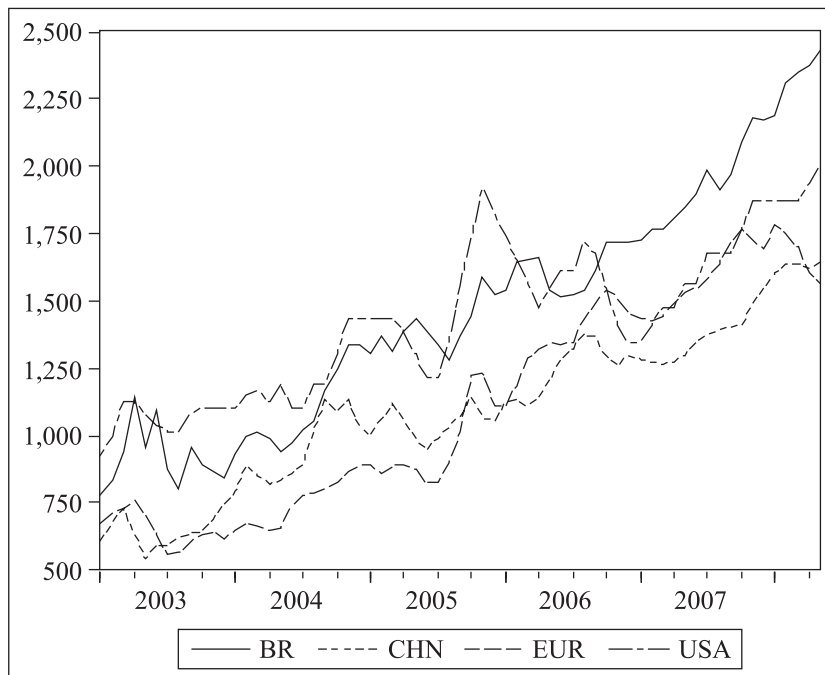


Tabela 2.- Resultados dos testes de raiz unitária.

| País | Diagnóstico |
|----------------|------------------------------|
| Brasil | Raiz Unitária |
| Europa | Estacionária - Com Tendência |
| Estados Unidos | Estacionária - Com Tendência |
| China | Estacionária - Com Tendência |

Pode-se notar que o comportamento estocástico das séries é bem diferente em cada um dos casos. A série representativa dos preços do polietileno de alta densidade no Brasil é não-estacionária, enquanto os testes para os outros países indicam estacionariedade com tendência.

Ainda assim, procedemos a um teste de cointegração. Alguns autores argumentam que o fato da ordem de integração ser diferente não representa um problema. A análise conjunta de séries que tenham raízes unitárias e de outras estacionárias resultaria simplesmente em vetores de cointegração adicionais.⁷ Caso sejam

7. Hjalmarsson e Österholm (2007) fazem uma discussão razoavelmente não-técnica sobre o assunto.

obtidos vetores de cointegração, deve-se testar se este vetor de cointegração é decorrente das diferentes ordens de integração das séries. Com relação aos termos determinísticos das séries, focalizamos nossa atenção nos resultados em que se supõe a existência de tendência nos dados, sugerida pela Figura 2. A Tabela 3, a seguir, mostra os resultados dos testes de cointegração relevantes:⁸

Tabela 3.- Testes de cointegração - parte 1 (sem restrição).

| | Brasil- China | Brasil- USA | Brasil- EUR |
|--|------------------|----------------|----------------|
| Lags | 2 | 2 | 3 |
| Número de Vetores de Cointegração | | | |
| Intercepto na Equação Cointegrante e no VAR | 0 | 1 | 0 |
| Intercepto e Tendência na Equação Cointegrante e Const. no VAR | 0 | 0 | 1 |

Os resultados da tabela indicam, em primeiro lugar, que a hipótese de que Brasil e China pertencem ao mesmo mercado relevante deve ser descartada. Ainda assim, é possível que Brasil e Estados Unidos, ou ainda Brasil e União Européia pertençam ao mesmo mercado relevante. Para dirimir essa dúvida, realizamos o teste de cointegração impondo que o coeficiente associado ao preço do Brasil e os coeficientes associados a cada um dos preços do mercado internacional relevante sejam iguais.

No caso dos preços do Brasil e dos EUA, o teste não permite que se rejeite a hipótese da existência de um vetor de cointegração em que os coeficientes associados aos dois preços são iguais. Os resultados indicam, também, que a existência desse vetor de cointegração não pode ser atribuída ao fato de uma das séries ser estacionária e a outra não. Deve-se ressaltar, contudo, que o nível de significância para os testes foi de 5,1%, ou seja, se adotado o nível comumente utilizado de 5%, os resultados seriam completamente distintos, isto é, Brasil e EUA não poderiam ser considerados como pertencentes ao mesmo mercado.

No caso da análise para o Brasil e a União Européia, a hipótese de que os coeficientes dos dois preços são iguais na cointegração foi rejeitada, indicando que os dois mercados não fazem parte de um único mercado relevante internacional.

Assim, sendo, até o presente momento, utilizando a metodologia típica da análise antitruste que faz uso de testes com base em preços, o desenho de mercado é o seguinte: Brasil e Estados Unidos fazem parte de um mesmo mercado relevante, e Europa e China não fazem parte desse mercado. Como os resul-

8. Da mesma forma, os resultados completos estão no Apêndice B. O número de defasagens utilizadas foi escolhido pelo critério de Akaike.

tados apóiam-se num nível de significância para os testes de 5,1%, ligeiramente superior ao nível padrão de 5%, propomos o uso da metodologia apresentada na seção 3 para chegarmos a uma conclusão mais precisa e informada sobre o delineamento do mercado de polietilenos.

4.3 Estimativas do modelo com custos de arbitragem (SPILLER & HUANG, 1986)

Para analisarmos a fundo a pergunta remanescente da seção anterior, é implantado o modelo de Spiller e Huang (1986), detalhado na seção 3. Para tanto, foi programada a versão logarítmica da função verossimilhança (6) descrita anteriormente, com o uso do software MATLAB, versão 7.0.2.⁹ Os dados utilizados são os mesmos representados na Figura 2, e a Tabela 4 mostra os resultados das estimativas.

Tabela 4.- Estimação do modelo Spiller e Huang (1986).

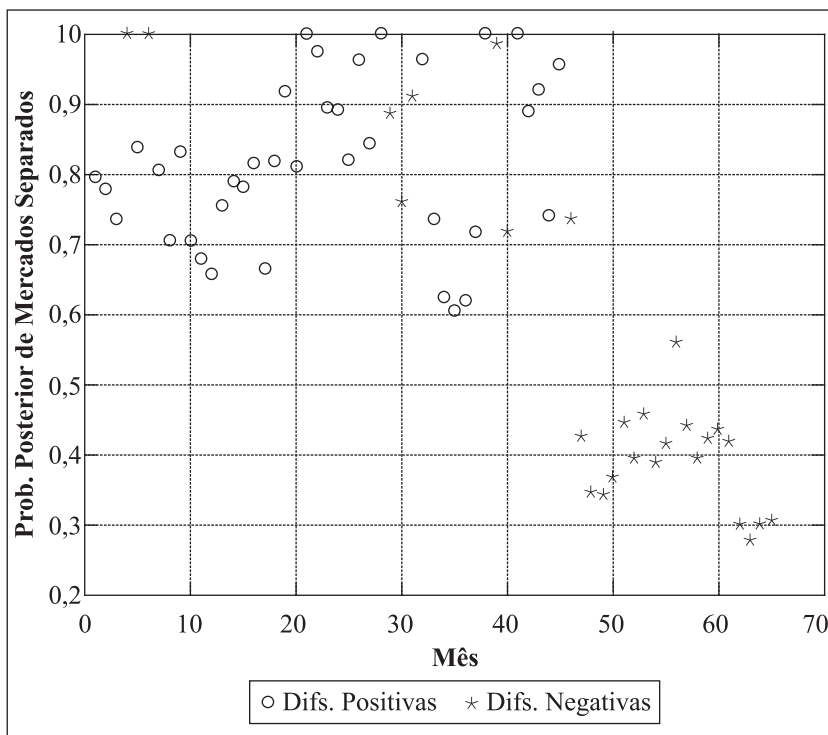
| | Diferenças Positivas | | | Diferenças Negativas | | |
|-----------------------------|----------------------|-------------|--------|----------------------|-------------|----------|
| | Coef. | Erro Padrão | Est. t | Coef. | Erro Padrão | Est. t |
| Log(T) | 5,1136 | 0,5148 | 9,9341 | 5,8605 | 0,0202 | 289,7500 |
| Var(U) | 0,5105 | 0,3964 | 1,2880 | 0,2389 | 0,0955 | 2,5012 |
| Var(V) | 0,2324 | 0,7723 | 0,3009 | 0,1517 | 0,5343 | 0,2839 |
| Lambda | 0,8525 | 0,3197 | 2,6669 | 0,4865 | 0,0599 | 8,1189 |
| P-valores | | | | | | |
| H ₀ : lambda = 0 | 0,0049 | | | 0,0000 | | |
| H ₀ : lambda = 1 | 0,3231 | | | 0,0000 | | |

Além disso, a probabilidade λ é calculada para cada um dos meses da amostra. O gráfico da Figura 3 mostra essa evolução.

Os resultados da Tabela 4 e da Figura 3 mostram que existem dois períodos distintos. No primeiro deles é nítida a evidência em favor da idéia de que os mercados não são ligados por arbitragem, podendo ser considerados efetivamente como mercados separados. Podemos notar isso tanto a partir da Figura 3 como a partir do valor estimado de λ para os períodos em que a diferença entre o preço dos EUA e o preço brasileiro é positiva (0,85, mas estatisticamente não distinta de um). No final do período, há menos certeza sobre se há ligação entre

9. Mais especificamente, foi usado o comando `maxli`, disponível no Econometrics Toolbox de James P. LeSage, acessível em <http://www.spatial-econometrics.com/>, e que possui uma série de rotinas de otimização bem mais estáveis que os algoritmos nativos do MATLAB.

Figura 3.- Probabilidade de mercados separados.



os mercados por arbitragem, mas de qualquer maneira a hipótese de que os mercados são parte de um mesmo mercado geográfico é rejeitada. Podemos, portanto, concluir que o mercado brasileiro e o mercado americano não fazem parte de um mesmo mercado relevante geográfico.

5. Conclusões

As várias abordagens para a determinação da extensão de um mercado têm cada qual suas limitações. Neste artigo apontamos as principais limitações das abordagens que têm por base testes envolvendo as séries de preços praticados para um produto em regiões distintas (pode-se, de maneira análoga, trabalhar com a idéia de produtos semelhantes comercializados na mesma região e que se suspeita sejam substitutos).

A aplicação desenvolvida aqui mostrou ainda que, mesmo quando os procedimentos são todos realizados de forma cuidadosa pode-se chegar facilmente a resultados que representam um limiar de incerteza entre considerar duas regiões como pertencentes a um mesmo mercado ou cada qual como um mercado em separado.

Em razão disso, recomendamos o uso de outras abordagens que possam acrescentar informações e balizar uma tomada de decisão mais precisa por parte das autoridades antitruste. Especificamente, para a nossa aplicação empírica, recomendamos o uso de um modelo que leva em consideração a possibilidade de arbitragem entre regiões (no nosso caso, países). Esse tipo de modelo nos parece promissor como instrumento para informar o delineamento de mercados em processos antitruste.

Nosso trabalho empírico foi conduzido em duas etapas. Na primeira delas, fizemos uma análise cuidadosa da relação entre os preços de um produto homogêneo, o polietileno, em várias regiões do mundo. Mostramos que os preços do polietileno na China e na Europa não parecem ter uma relação de longo prazo com os preços do polietileno no Brasil. Já no caso da relação entre os preços do polietileno no Brasil e nos EUA, a questão revelou-se mais complicada. Ainda que tenhamos encontrado uma relação de cointegração entre as duas séries de preços, a baixa significância do resultado do teste nos levou a uma segunda etapa, na qual utilizamos uma metodologia diferente buscando uma possível confirmação dessa hipótese.

A técnica utilizada nessa segunda etapa do trabalho foi a proposta por Spiller & Huang (1986), que busca avaliar se os dois mercados estão ligados por arbitragem. Nossos resultados mostram que o mercado brasileiro e o mercado americano não fazem parte de um mesmo mercado relevante geográfico, e que a conclusão de que o mercado relevante para o polietileno tem caráter mundial, tal como proferiu o plenário do CADE recentemente, é equivocada.

6. Referências

AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 6, n. 1, p. 21-37. July 1977.

COE, P. J.; KRAUSE, D. An Analysis of price-based tests of antitrust market delineation, **Journal of Competition Law and Economics**, Oxford, v. 4, n. 4, p. 983-1007, Apr. 2008.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. New Jersey, John Wiley & Sons. 2004. 460p.

ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. J, 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

FAGUNDES, J. L. S. S.; KANCZUK, F. Estimação da Elasticidade da Demanda por Polietilenos no Brasil e Simulações Horizontal e Vertical dos efeitos decorrentes da operação Braskem sobre o bem-estar social: demonstrando a capacidade de exercício de poder de mercado da Braskem. Mimeo, anexado aos autos do Ato de Concentração 08012.005799/2001-92, 2004.

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

HJALMARSSON, E.; ÖSTERHOLM, P. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated. **International Finance Discussion Papers** 915, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2007.

HOROWITZ, I. Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression-Based Approach. **Southern Economic Journal**, v. 48, n. 1, p. 1-16, Jul. 1981.

LUCINDA, C. R.; BARRIONUEVO-FILHO, A. Dimensão geográfica do mercado relevante em atos de concentração: uma proposta de metodologia e uma aplicação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, [S.l.], **Anais...** [S.l.]: [s.n.].

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, Cambridge v. 11, n. 6, p. 601-618, Dec. 1996.

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

OLIVEIRA, G., GUEDES FILHO, E. M. E VALLADARES, F. E. C. Técnicas econométricas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: aplicação para a petroquímica. In: MATTOS, C. **A revolução do antitruste no Brasil: a teoria econômica aplicada a casos concretos**. São Paulo: Singular, 2003, 484p.

SLADE, M. E. Exogeneity tests of market boundaries applied to petroleum products. **Journal of Industrial Economics**, [S.l.], v. 34, n. 3, p. 291-303, Mar. 1986.

SPILLER, P. T.; HUANG, C. J., 1986. On the extent of the market: wholesale gasoline in Northeastern United States. **Journal of Industrial Economics**, [S.l.], v. 35, n. 2, p. 131-145, Dec. 1986.

STIGLER, G. J.; SHERWIN, R. A. The Extent of the Market. **Journal of Law and Economics**, v. 28, n. 3, p. 555-585, Oct. 1985.

WERDEN, G. J.; FROEB, L. M. Correlation, causality and all that jazz: the inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation. **Review of Industrial Organization**, [S.l.], v. 8, n. 3, p. 329-353, Jun. 1993.

Submetido em 14 de novembro de 2008

Aprovado em 16 de janeiro de 2009

Apêndices

A. Testes de Raiz Unitária

Brasil

Constante e Tendência

Null Hypothesis: BR has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.386552 | 0.3829 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.107947 | |
| 5% level | -3.481595 | |
| 10% level | -3.168695 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Constante

Null Hypothesis: BR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 0.217803 | 0.9718 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.536587 | |
| 5% level | -2.907660 | |
| 10% level | -2.591396 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Sem constante nem tendência

Null Hypothesis: BR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 2.636124 | 0.9977 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.601596 | |
| 5% level | -1.945987 | |
| 10% level | -1.613496 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Europa

Constante e Tendência

Null Hypothesis: EUR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.581626 | 0.0395 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.110440 | |
| 5% level | -3.482763 | |
| 10% level | -3.169372 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Estados Unidos

Null Hypothesis: USA_INT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.901962 | 0.0176 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.110440 | |
| 5% level | -3.482763 | |
| 10% level | -3.169372 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

China

Null Hypothesis: CHN_INT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -3.483077 | 0.0500 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.110440 | |
| 5% level | -3.482763 | |
| 10% level | -3.169372 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

B. Testes de Cointegração

Brasil-China

Date: 07/06/08 Time: 20:33

Sample: 2003M01 2008M05

Included observations: 62

Series: BR CHN_INT

Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Max-Eig | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 |

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Brasil – Estados Unidos

Date: 07/06/08 Time: 20:33

Sample: 2003M01 2008M05

Included observations: 62

Series: BR USA_INT

Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 2 | 1 | 1 | 0 | 2 |
| Max-Eig | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Brasil – União Européia

Date: 07/06/08 Time: 20:33

Sample: 2003M01 2008M05

Included observations: 61

Series: BR EUR_INT

Lags interval: 1 to 3

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type | No Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| Trace | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| Max-Eig | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 |

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Teste restrito Brasil-USA

B(1,1)= B(1,2)

Tests of cointegration restrictions:

| Hypothesized No. of CE(s) | Restricted Log-likelihood | LR Statistic | Degrees of Freedom | Probability |
|------------------------------|------------------------------|-----------------|-----------------------|-------------|
| 1 | -707.9196 | 3.796808 | 1 | 0.051350 |

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (not all coefficients are identified)

| | |
|-----------|----------|
| BR | USA_INT |
| -0.004715 | 0.004715 |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|------------|------------------------|
| D(BR) | 3.608298 (11.3499) |
| D(USA_INT) | -36.58028 (11.5492) |

Brasil-Europa

B(1,1)=B(1,2)

Tests of cointegration restrictions:

| Hypothesized No. of CE(s) | Restricted Log-likelihood | LR Statistic | Degrees of Freedom | Probability |
|------------------------------|------------------------------|-----------------|-----------------------|-------------|
| 1 | -685.7123 | 8.904596 | 1 | 0.002845 |

1 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 7 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (not all coefficients are identified)

| | | |
|-----------|----------|---------------|
| BR | EUR_INT | @TREND(03M02) |
| -0.002040 | 0.002040 | 0.006400 |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|------------|-----------------------|
| D(BR) | 48.62874 (26.3678) |
| D(EUR_INT) | 3.199069 (21.1528) |