



Ministério da Justiça - MJ

Conselho Administrativo de Defesa Econômica - CADE

SEPN 515 Conjunto D, Lote 4 Ed. Carlos Taurisano, 4º andar - Bairro Asa Norte, Brasília/DF, CEP 70770-504
 Telefone: (61) 3221-8409 e Fax: (61) 3326-9733 - www.cade.gov.br

NOTA TÉCNICA Nº 002/2015/DEE/CADE

Processo nº 08700.009711/2014-78

Tipo de Processo:

Interessado(s): Capsugel Brasil Importação e Distribuição de Insumos Farmacêuticos e Alimentos Ltda, Genix - Indústria Farmacêutica Ltda, Marcelo Procópio Cailiari, Daniel Oliveira Andreoli, Joana Temudo Cianfarani, Marcel Medon Santos, Isabela Braga Pompilio, Cláudio Coelho de Souza Timm, Vivian Anne Fraga do Nascimento Arruda, Tatiana Lins Cruz, Adriana Akiko de Andrade, MARIO GLAUCO PATI NETO, Patricia Bandouk Carvalho, Bruno José Cescato Novaes, Paula MUIler Ribeiro, Giuliana Marchezi Franceschi Gonçalves, Julia Raquel Haddad, Jonathan de Almeida Landucci, Iris Jorcuvich Albuquerque, Carolina Gattolin de Paula, Jackson de Freitas Ferreira, Christiano Pereira Carlos, Roberta Mundim de Oliveira Araujo, Giordano Bruno Vieira de Barros, Rafael Souza Viana, Marcelo Gomes de Faria, Anderson Olivieri Mendes, Rafael de Oliveira Soares, LEANDRO VIANA DE AMORIM BARBOSA, Helder Rodrigues da Silva, Natasha Pereira Wiedmann, Jessica Ribeiro Ferreira, Roberto Potter Martins Ferreira, Ellen Deuter Barbosa, Maria Izabella Vilas Boas, Priscila Silva Freitas, Camila Kahtuni Kertzman, Natália Alves Barbosa, Tassio Ferreira de Camargos, Najua Samir Asad Ghani, Bruno Alexandre Lourenço, João Roberto Machado Neves de Oliveira, ELISABETH MENDES DA COSTA

	EMENTA: Parecer do DEE. Mercado de cápsulas. Dúvida sobre definição de mercado relevante. Análise gráfica de preço (analisando concorrência entre cápsulas rígidas e macias e a concorrência com os preços internacionais); Realização de teste de cointegração de preços entre preços nacionais e internacionais; Aferição das elasticidades próprias e cruzadas; Teste da elasticidade crítica; Análise por meio da metodologia UPP (upward pricing pressure ou medida de pressão de preços para cima)
--	--

VERSÃO PÚBLICA

1. INTRODUÇÃO

O presente parecer é decorrente de pedido da Superintendência Geral do CADE, para que a mesma possa melhor compreender aspectos quantitativos referentes à operação acima referida.

Frise-se que o Departamento de Estudos Econômicos (DEE) do CADE ó Conselho Administrativo de Defesa Econômica, de acordo com o artigo 17 da Lei 12.529/2011, possui a tarefa de *elaborar estudos e pareceres econômicos, de ofício ou por solicitação do Plenário, do Presidente, do Conselheiro-Relator ou do Superintendente-Geral, zelando pelo rigor e atualização técnica e científica das decisões do órgão.*

Neste sentido e em face de sua competência institucional, o DEE irá avaliar alguns argumentos apresentados pelas partes a respeito do mérito do suprarreferido ato de concentração.

2. SUMÁRIO EXECUTIVO

A nota pretende, após a análise detida dos pareceres das partes, apresentar:

Ê uma análise gráfica de preço (analisando concorrência entre cápsulas rígidas e macias e a concorrência com os preços internacionais)

Ê um teste de cointegração de preços entre preços nacionais e internacionais

Ê uma aferição das elasticidades próprias e cruzadas

Ê um teste da elasticidade crítica

Ê uma simulação, por meio da metodologia UPP (upward pricing pressure ou medida de pressão de preços para cima)

3. RELATÓRIO

As requerentes apresentaram o ato de concentração no segmento de cápsulas.

Segundo as requerentes:

"em decorrência da criação desta plataforma local de produção, espera-se que a Operação Proposta possibilite que as importações da Capsugel que hoje atendem parte da demanda brasileira sejam substituídas por produção local, possivelmente alçando o Brasil, em um futuro próximo, à posição de polo exportador de formas orais de apresentação sólida para toda a América Latina. Além disso, a Operação Proposta possibilitará ainda uma ampliação do portfólio de formas orais de apresentação sólida fabricadas localmente e uma expansão das tecnologias de administração de fármacos desenvolvidas e comercializadas no Brasil.

Sustentam, basicamente, que o mercado deva ser definido como formas orais de apresentação sólida, como se cápsulas duras, macias e comprimidos em geral fossem substitutos entre si.

Para fundamentar esta argumentação alegam que de acordo com o Parecer SEAE proferido quando da análise do Ato de Concentração n.º 08012.005306/2002-03: ã(...) cápsulas de gel rígidas competem com as cápsulas de gel flexíveis e com os tabletes de gel no acondicionamento de fármacosõ. (...) (Ato de Concentração n.º 08012.005306/2002-03, envolvendo Laboratórios Pfizer Ltda. e Pharmacia Brasil Ltda., sobretudo Parecer n.º 06285/2003/RJ, de 15 de dezembro de 2003).

Explicam as requerentes que a sobreposição entre as atividades das Requerentes se dá apenas em relação às cápsulas rígidas. Referem que

"cápsulas rígidas são invólucros (ou excipientes) comercializados vazios, feitos de variados insumos (dentre os quais o mais comum é a gelatina), de formatos e tamanhos variados, utilizados pelas indústrias farmacêutica e de saúde/nutrição como formas de apresentação de fármacos. Nestes invólucros são inseridos os princípios ativos por aquelas indústrias para posterior comercialização do produto (medicamentos ou suplementos nutricionais) ao consumidor final. As cápsulas rígidas representam, portanto, uma das diversas formas de apresentação dos fármacos ao consumidor final (dentre outras formas, incluem-se: comprimidos, xaropes, gotas, cápsulas macias, etc.) (...) Vale salientar que, a vasta maioria dos princípios ativos comercializados em cápsulas, pode ser encontrada em outra forma de administração (comprimidos, gotas, etc.)."

Alegam que o Omeprazol é comercializado em grande medida em cápsulas, enquanto os concorrentes de tal molécula (como o pantoprozol e o esomeprazol) são vendidos com a apresentação de comprimidos. Deste modo, compreendem que o mercado relevante da operação deva ser definido como sólidos de uso oral. De outro lado, as requerentes também apresentaram informações

e cenários de análise para versões mais restritivas da dimensão do produto: (i) para cápsulas em geral (excluindo-se, portanto, os comprimidos); e (ii) para cápsulas rígidas apenas.

MERCADO NACIONAL DE CÁPSULAS RÍGIDAS - TABELA DE ACESSO RESTRITO- SBDC/REQUERENTES

MERCADO MUNDIAL DE CÁPSULAS RÍGIDAS- TABELA DE ACESSO RESTRITO - SBDC/REQUERENTES

MERCADO NACIONAL DE CÁPSULAS EM GERAL - TABELA DE ACESSO RESTRITO - SBDC/REQUERENTES

MERCADO MUNDIAL DE CÁPSULAS EM GERAL - TABELA DE ACESSO RESTRITO - SBDC/REQUERENTES

Deste modo, verifica-se que se o mercado relevante for definido como cápsulas rígidas nacionais, o presente ato de concentração irá gerar elevada concentração (quase monopólio), sendo necessário ter muita cautela na etapa de definição de mercado (ou no uso de avaliações de cunho estrutural).

A tese principal das requerentes, deste modo, é que há grande rivalidade entre as cápsulas rígidas nacionais com cápsulas macias e cápsulas internacionais.

Neste sentido, as análises que serão realizadas pelo DEE pretenderão debater tais argumentos.

4. ANÁLISE

Para fazer a avaliação a respeito do mérito dos atos de concentração, cabe voltar novamente a atenção ao ordenamento pátrio, no qual ó como já mencionado ó fora esculpido o princípio da Livre Concorrência, em consonância com o art. 170, IV, da Constituição Federal. E é fundado em tal princípio que o CADE realiza a análise de concentração empresarial, seguindo o disposto no Título VI e VII da Lei 12.529/2011.

Segundo o art. 88, §5 desta Lei, *õserão proibidos os atos de concentração que impliquem eliminação da concorrência em parte substancial de mercado relevante, que possam criar ou reforçar uma posição dominante ou que possam resultar na dominação de bens ou serviçosõ. Todavia, conforme art. 88 §6 da Lei 12.529/2011, poderão ser autorizadas concentrações de mercado, mesmo que em parte substancial do mercado:*

(i) se os efeitos positivos do ato de concentração superarem os efeitos negativos. Dentre os efeitos positivos de um ato de concentração, podem ser citados o aumento do ganho de produtividade; a melhora na qualidade de bens ou serviços; além dos ganhos de eficiência, capazes de impactar o desenvolvimento tecnológico ou econômico do país; e

(ii) se parte relevante destes feitos positivos forem repassados aos consumidores.

Portanto, as concentrações de empresas não são necessariamente negativas para a sociedade, sendo necessário fazer uma análise profunda a respeito de qual é o impacto dos atos de concentração, considerando a discussão sobre õnus probatório já referida anteriormente.

No presente caso, grande parte dos debates travados pelos pareceristas gira em torno da definição geográfica do mercado relevante.

De outro lado, desde já, é importante salientar que as definições de mercado tomam um grau de relevância superior a partir de uma *visão clássica* e extremamente limitada da análise antitruste. Todavia, o presente caso demonstra que nem sempre é necessário milimetrar ou definir fronteiras precisas do mercado para avaliar em que medida é possível haver danos à concorrência.

O Professor Jonathan Baker[1], Diretor do Departamento de Estudos Econômicos do FTC., e W. Blumenthal[2], consideram que sequer há necessidade de delimitar as fronteiras dos mercados relevantes de análise, em especial quando se consegue demonstrar, pelas mais variadas formas e modelos, que uma fusão ou prática causará danos aos consumidores. Baker se vale do brocardo latino *õRes ipsa loquiturõ*, que significa *õa coisa fala por si mesmaõ.*

õRes Ipsa Loquiturõ é uma expressão derivada do discurso chamado *Pro Tito Annio Milone ad iudicem oratio (Pro Milone)*. Tal exercício de oratória de Marcus Tullius Cicero, 52 a.C., se deu em benefício e defesa de seus amigo Titus Annius Milo. Segundo a história, Milo teria sido acusado de matar seu inimigo político Publius Clodius Pulcher. E a defesa entusiasmada realizada por Cícero é que, considerando as circunstâncias do caso, não seria necessário provar a inocência de Milo, já que a situação descrita falava por si mesma. Posteriormente, independentemente do mérito da defesa entabulada por Cícero[3], em *Byrne v Boadle* (2 Hurl. & Colt. 722, 159 Eng. Rep. 299, 1863) tal frase foi mencionada, pelo *Chief* Baron Pollock em um julgamento tido como base do *Tort Law* (responsabilidade por danos), da *Common Law* (sistema jurídico anglo-saxão) de que se um objeto caísse de um prédio, não haveria necessidade do transeunte-vítima, ter que explicar ou demonstrar a responsabilidade do dono do prédio.

Utilizando este princípio, compreende Baker que se a Autoridade Antitruste consegue demonstrar dano concorrencial diretamente[4], não há que se gastar tempo e recurso discutindo os limites estritos do mercado relevante. Se é possível demonstrar danos derivados de aumentos de preços aos consumidores por outros meios, então, tais meios podem, por si, servir de prova, evidência e fundamento contra a operação.

A este respeito, por exemplo, no Guia de Análise norte-americano (*Horizontal Merger Guidelines*[5] de 2010), verifica-se que há diversos caminhos analíticos (alguns dos quais serão a seguir detalhados) para se chegar a uma avaliação a respeito da potencialidade de dano decorrente de um ato de concentração. Consoante visão de Baker, muitos destes caminhos não utilizam o *market share* como um *input* essencial de análise (vide metodologia Upward Pricing Pressure, que será utilizada no presente parecer).

Aliás, na primeira parte do Guia norte-americano explica-se que não há uma metodologia uniforme de aplicação da análise antitruste para verificar concentrações horizontais, nem mesmo tal guia deveria suportar a pretensão de descrever o processo analítico de decisão do FTC ou do DOJ. Pelo contrário, o Guia norte-americano apenas serve de auxílio à comunidade acadêmica e aos agentes de mercado para que estes consigam compreender um conjunto de técnicas, não exaustivas, empregadas pelas Agências Antitruste do país (mas que de forma alguma tais técnicas seriam vinculativas, vistas como etapas obrigatórias de análise do FTC ou do DOJ).

No mesmo sentido, as *õOrientações para a apreciação das concentrações horizontais nos termos do regulamento do Conselho relativo ao controle das concentrações de empresasõ* da União Europeia, (*Official Journal* C 31, 05.02.2004, p. 5-18), doravante, simplesmente, Guia Europeu. No referido Guia Europeu, explica-se que : *õAs orientações enunciadas na presente comunicação refletem e desenvolvem a experiência obtida pela Comissão na apreciação das concentrações horizontais nos termos do Regulamento n.º 4064/89, desde a sua entrada em vigor em 21 de Setembro de 1990, bem como a jurisprudência do Tribunal de Justiça e do Tribunal de Primeira Instância das Comunidades Europeias. Os princípios apresentados na presente comunicação serão aplicados, desenhovidos e aperfeçoados pela Comissão no âmbito de processos individuaisõ. Assim, *õa Comissão poderá rever ocasionalmente a presente comunicação à luz da evolução futura da situaçãoõ.**

Também, na Europa, além de não haver uma vinculação do órgão de Defesa da Concorrência com a metodologia lá exposta e disponível para ser utilizada, o Guia explicitamente permite a Autoridade avaliar a metodologia mais apropriada e quais os fatores que a Autoridade deva olhar com maior ou menor rigor. Dito de outra forma, se a autoridade sabe que há grande rivalidade no mercado, poderá ir direto a este ponto, sugerindo a aprovação do ato de concentração em razão de tal argumento, sem que as demais etapas do Guia sejam interpretadas como uma õlista de verificação mecânicaõ § 13 do Guia Europeu. Ou seja, *õa análise em termos de concorrência de um caso específico basear-se-á na apreciação global do impacto previsível da concentração à luz dos fatores e condições relevantes. Nem sempre todos os elementos serão relevantes para cada concentração horizontal e poderá não ser necessário analisar todos os elementos de um caso com o mesmo grau de pormenorõ.*

Com base nestes princípio, o DEE irá analisar a definição do mercado relevante, mas também analisará outras variáveis mercadológicas igualmente relevantes para se chegar a alguma conclusão sobre as questões quantitativas que se colocam na presente operação.

4.1 - Análise gráfica de preços e margens de lucro

Foi possível verificar que os preços da Catalent são superiores em média que os preços de suas concorrentes, tendo maior grau de dispersão, conforme se verifica nos quadros abaixo:

Gráfico dos preços das cápsulas no Brasil

(preços diários de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO APENAS AO SBDC

Fonte: DEE, a partir das respostas recebidas pelas partes

Gráfico dos preços das cápsulas no Brasil

(preços diários de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO APENAS AO SBDC

Fonte: DEE, a partir das respostas recebidas pelas partes

A média de preços das empresas é diferente, dentro de um intervalo de confiança de 95%, sendo o preço da Genix o mais baixo, seguido pelo preço da Capsugel e da Catalent.

Gráfico dos preços das cápsulas no Brasil**(preços diários de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO APENAS AO SBDC**

Uma avaliação da função densidade de preços permite demonstrar que a distribuição de preços das cápsulas rígidas é concentrada (com desvio padrão de RESTRITO R\$) em valores menores (com média de RESTRITO).

De outro lado, os produtos comercializados pela Catalent (cápsulas macias) possuem não apenas maior dispersão (desvio padrão de RESTRITO R\$) mas, também, média superior (RESTRITO R\$).

Deste modo, dificilmente as cápsulas macias conseguirão representar elevado fator de rivalidade, a ponto de impedir uma elevação pequena e não transitória de preços (de 5%) visto que as mesmas já estão precificadas, no mercado nacional, há quase que 500% acima do preço das cápsulas rígidas. Certamente que uma análise de preços, apenas, não esgota a avaliação concorrencial, devendo ser complementada com análises mais profundas a respeito da reação da demanda. De outro lado, a grande diferença de preço entre produtos de nichos de mercado distinto representa um indício forte de que o nível de rivalidade não é tão forte entre estes produtos (cápsula rígida e macia).

Gráfico dos preços das cápsulas rígidas no Brasil**(preços diários de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO AO SBDC E ÀS REQUERENTES****Gráfico dos preços das cápsulas macias no Brasil****(preços diários de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO AO SBDC**

Além disto, foi possível verificar que a empresa com maior lucro é a Genix, seguida pela Capsugel (com margem de lucro menor), sendo que a Catalent é a empresa com menor margem de lucro.

Ou seja, a presente operação, caso o mercado fosse entendido como "mercado de cápsulas em geral", envolveria a empresa mais eficiente (com maior margem e menor preço), sendo adquirida pela segunda empresa mais eficiente do mercado brasileiro.

Este tipo de configuração concorrencial é particularmente preocupante, já que - em não havendo a indicação de agente com o mesmo nível de eficiência das requerentes, abre-se espaço para que exista abuso de poder de mercado em razão da presente operação.

Ou seja, as requerentes não se sentiriam constrangidas em igualar o preço mais baixo (da Genix) ao preço da Capsugel, sendo que as importações, mesmo que feitas em grande escala estariam, no máximo, no mesmo patamar dos preços atuais da Capsugel.

Deste modo, nem o produto importado, nem as cápsulas macias, serviriam - a princípio - de grande vetor de rivalidade no mercado.

Gráfico dos lucros de venda de cápsulas no Brasil**(mensal de maio de 2013 a novembro de 2014)- ACESSO RESTRITO AO SBDC****4.2 - Análise de movimentação de preços e cointegração de preços nacionais e internacionais****4.2.1 - Movimentação de preços**

No presente caso, olhando-se o curto prazo (período de 1 ano e meio), foi possível verificar que o preço da Capsugel na China ficou muito mais barato que o preço da própria Capsugel no Brasil.

Em um mercado internacional, no qual as importações disciplinam o comportamento dos preços internos, este tipo de comportamento não seria esperado.

PREÇOS DA CAPSUGEL E DA GENIX - RESTRITO AO SBDC

Daf que o teste de comovimentação de preços (e de cointegração de preços) deve ser lido com cautela, já que questões de longo prazo podem ofuscar estes descasamentos de "curto prazo" a depender da amostra analisada (mas que para o Direito Antitruste é um prazo razoável). Ademais, esta parte do parecer busca avaliar a movimentação dos preços da Capsugel nacional vis-à-vis o preço da Capsugel em outros países. Por outro lado, nem se está tratando do "preço nacional de cápsulas" (já que o teste realizado se vale apenas e tão somente do preço nacional da Capsugel), nem se está a lidar aqui com um preço internacional geral (mas apenas aos preços internacionais que a Capsugel se utiliza em outros países). Tal nota é relevante para afirmar que, ainda que eventualmente se encontre algum tipo de comovimentação de preços, tal comovimentação pode não ser explicada apenas por questões de demanda, mas ser decorrente de choques comuns de oferta próprias da Capsugel (que produz capsulas lá fora e as vende para o Brasil).

De todo modo, de forma mais geral, é possível analisar pelo gráfico abaixo que o preço do Japão é muito superior ao preço de vários outros países. Ou seja, dificilmente o Japão disciplinaria o mercado brasileiro.

As requerentes atribuem este fenômeno ao fato de consumidores japoneses exigirem maior grau de qualidade que os consumidores de outros países.

PREÇOS DA CAPSUGEL EM DIFERENTES PAÍSES - GRÁFICO RESTRITO À CAPSUGEL

Retirando o Japão da amostra, que claramente destoa dos demais países, o gráfico relata o comportamento dos demais preços internacionais.

PREÇOS DA CAPSUGEL EM DIFERENTES PAÍSES (SEM JAPÃO) - GRÁFICO RESTRITO À CAPSUGEL

É possível verificar que o preço da Capsugel na Bélgica e na França, ainda assim, é superior ao preço nacional. Deste modo, tais preços, somados aos custos de internalização, também teriam dificuldade de configurarem vetor de elevada rivalidade aos preços domésticos nacionais. Já os preços dos Estados Unidos e da China foram reportados ao CADE como mais baixos que os preços nacionais. Todavia, cumpre ressaltar que a dinâmica da movimentação de tais preços é diversa da dinâmica do preço nacional e da demanda nacional.

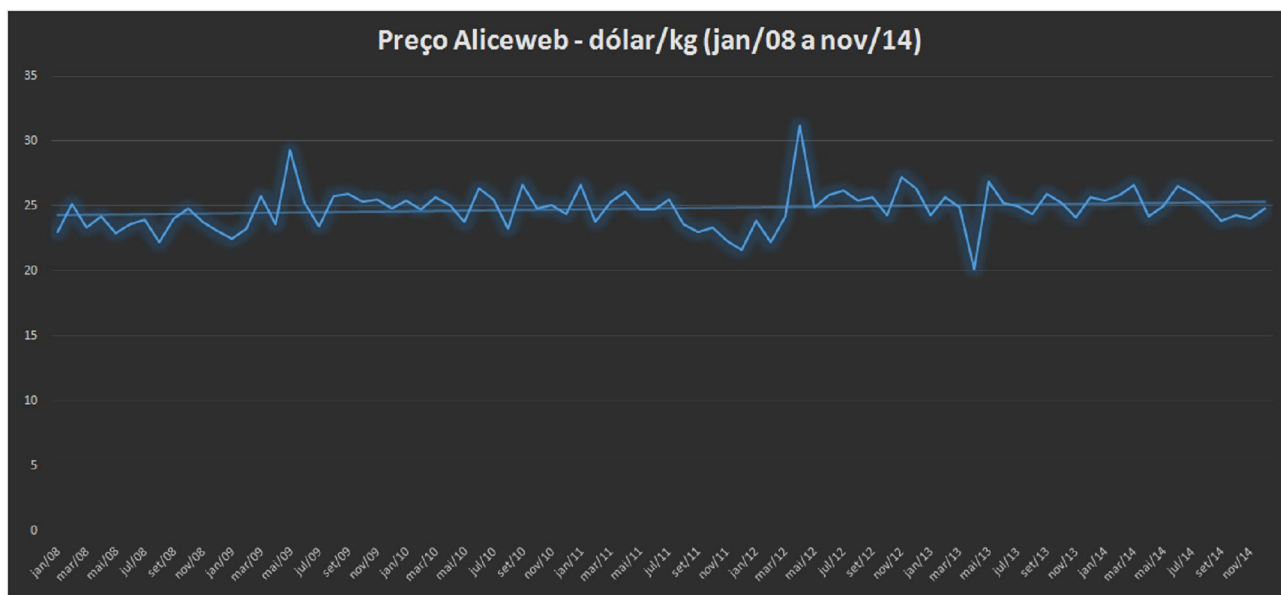
Por exemplo, o preço da Capsugel nos Estados Unidos em relação ao preço dela no Brasil e/ou o preço da Capsugel na China em relação ao preço dela Brasil - nos últimos 6 anos se modificou bastante, não havendo, como se verificará no teste de cointegração, tendência de longo prazo entre tais séries de preço.

PREÇOS DA CAPSUGEL RELATIVO (EUA/BRA) - GRÁFICO RESTRITO À CAPSUGEL

PREÇOS DA CAPSUGEL RELATIVO (CHINA/BRA) - GRÁFICO RESTRITO À CAPSUGEL

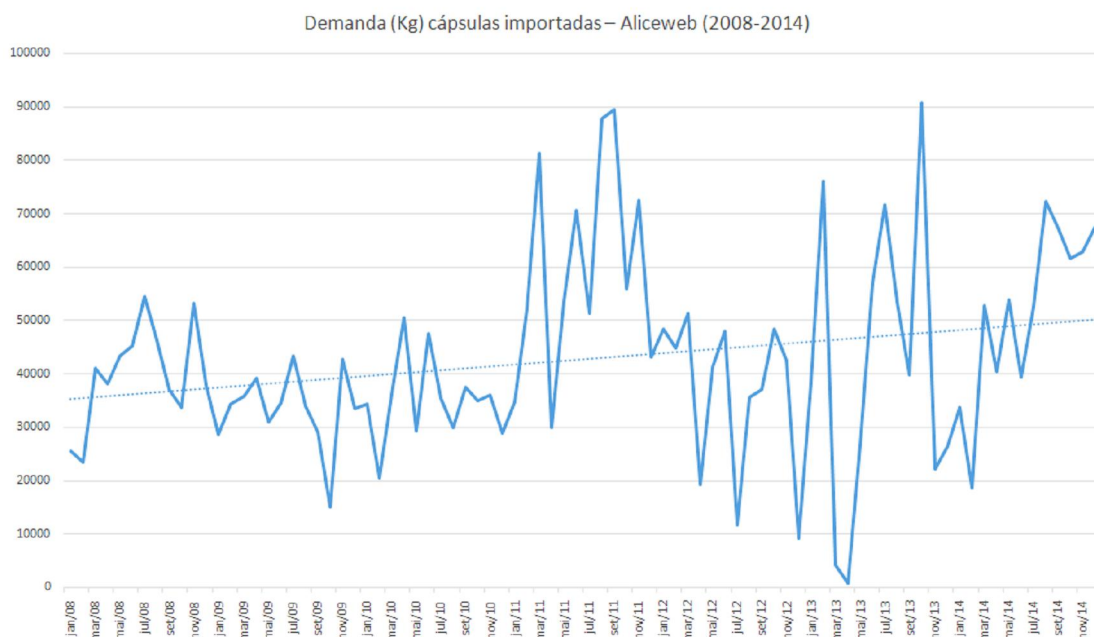
Este preço relativo (com elevação e volatilidade), a princípio, não produziu reflexo interno. Ou seja, não se verificou repasse da elevação do preço relativo da Capsugel em diferentes países com relação ao Brasil, no âmbito do preços das importações nacionais de cápsulas, segundo preços do site aliceweb. Além disto, fazendo referência aos preços nacionais já mencionados anteriormente, também não se notou um impacto das modificações relativas de preços internacionais nos preços da Capsugel ou da Genix no Brasil.

PREÇOS DO ALICEWEB



Aliás, a estabilidade do preço das importações brasileiras se dá de forma conjunta com um aumento da quantidade importada entre 2008 e 2014.

DEMANDA DE CÁPSULAS - ALICEWEB



Uma possível explicação para esta rigidez de preços nacional em relação às modificações de preço relativo no âmbito internacional, talvez, se dê em razão de uma variável interna capaz de explicar porque não houve o repasse desta volatilidade internacional para o preço das cápsulas nacionais. Daí que, se a variável interna "rivalidade Genix-Capsugel" for capaz de explicar este fenômeno, se fragiliza a argumentação das requerentes de que as importações apresentam elevado potencial de rivalidade (capaz de compensar eventual prejuízo decorrente da presente

operação).

4.2.2 - Cointegração de preços

Os testes de cointegração revestem-se de importância para aqueles que trabalham com séries de tempo em economia, pois possibilitam estudar e analisar relações estruturais entre variáveis econômicas (em séries que não possuem uma raiz unitária). Mais precisamente, esses testes permitem determinar se as variáveis possuem ou não um relacionamento (equilíbrio) de longo prazo. Antes de determinar se duas ou mais variáveis são cointegradas ou não, é necessário verificar a ordem de integração de cada variável individualmente. Nesse caso, é utilizado o teste de raiz unitária. Entre os principais testes de raízes unitárias, os mais utilizados são os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado em Dickey e Fuller (1979 e 1981) e o teste não paramétrico Phillips-Perron (PP) desenvolvido por Phillips e Perron (1988).

O teste de Forni é uma variação do teste, que foi utilizado no Parecer 6193/2008/RJ produzido pela SEAE, no Ato de Concentração 08012.001885/2007-11 que o sintetizou da seguinte forma:

Inicialmente, a SEAE afirmou que há uma extensa literatura que utiliza testes de cointegração para definir mercados relevantes, tais como Haldrup (2003), Forni (2004), Haldrup; Møllgaard e Nielsen (2005) e Boshoff (2006).

De acordo com a SEAE a metodologia do teste, baseada nos estudos de Forni, consiste em aplicar testes de estacionariedade ao logaritmo da razão de preços dos produtos considerados. Para que os dois produtos estejam no mesmo mercado relevante geográfico é necessário que o logaritmo da razão de preços dos produtos seja estacionário. Nesse sentido, se os testes de estacionariedade indicam que a série é não estacionária, conclui-se que os produtos se situam em mercados relevantes distintos.

Dessa forma, a metodologia de Forni (2004) está baseada no conceito de estacionariedade. Diz-se que uma série é estacionária quando a sua média, variância e função de covariância não variam com o tempo. Uma propriedade importante da série estacionária é que ela corta a média recorrentemente e exibe uma tendência de reversão à mesma, o que faz com que os choques somente afetem de forma temporária. Uma série pode não se estacionária em nível, mas ser em primeira diferença. A característica fundamental de uma série estacionária em primeira diferença é que a sua variância cresce com o tempo sem limite, de maneira que os choques a afetem de forma permanente. Por esse motivo, segundo Forni (2004), se a diferença dos logaritmos de preços é estacionária em primeira diferença, então os logaritmos dos preços podem se mover paralelamente e sem limites.

As etapas do teste são apresentadas abaixo:

calcula-se o logaritmo da razão entre os preços;

faz-se o teste de estacionariedade de Dickey Fuller (ADF) e o teste KPSS para o log da razão de preços.

A título de operacionalidade, ao se rejeitar a hipótese nula com o teste KPSS e não se rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade com o teste ADF, conclui-se em favor de mercados distintos. Por outro lado, quando não se pode rejeitar a hipótese de estacionariedade a conclusão de que os produtos estão no mesmo mercado não é direta, uma vez que as séries de preços podem apresentar o mesmo comportamento e não estar no mesmo mercado. No entanto, se os preços são não estacionários em nível e sabe-se que as séries de preços não são afetadas por várias fontes de variação comuns, uma conclusão consistente da estacionariedade do log da razão de preços pode ser interpretada como uma indicação de que os produtos pertencem ao mesmo mercado. Em suma, se as séries de preços são não estacionárias em nível e a razão de preços é estacionária, então existem fortes indícios de que os produtos estão no mesmo mercado. Por outro lado, se as séries de preços são estacionárias em nível e a razão de preços também é estacionária, não há como garantir que os produtos relacionados estejam no mesmo mercado. Os critérios, dados e análise empírica, deste estudo econométrico, serão apresentados a seguir. O critério adotado para se verificar se dois preços pertencem a um mesmo mercado dar-se-á em duas etapas:

1ª. Etapa ó análise da estacionariedade da razão de preços;

2ª. Etapa ó análise da estacionariedade das séries de preços.

Uma vez realizadas essas duas etapas, os dois preços serão classificados no mesmo mercado ou em mercados distintos de acordo com a tabela:

TESTE FORNI - SEGUNDO SEAE

Razão de Preços	Série de preços em nível	Decisão
Não-estacionária	Não-estacionárias	Mercados separados
Estacionária	Estacionárias	Mercados Comuns
Estacionária	Uma estacionária e outra não-estacionária	Mercados separados
Estacionária		Mercados separados
Não-estacionária		Mercados separados

Ou seja, a análise de cointegração de preços para definição de mercados relevantes não é um procedimento novo à análise antitruste pátria (mas, também, nem por isto imune a críticas), já que esta avaliação não necessariamente garante que o mercado seja internacional (podendo haver cointegração por uma série de motivos que não sejam relacionados à disciplina de preços de uma região em relação à outra). De todo modo, a ausência de relação de longo prazo é um indício relevante de que o mercado não deva ser expandido para outras áreas geográficas;

Seguindo este teste, no presente caso, verificou-se que os preços da Capsugel-nacional não cointegram com os preços internacionais da Capsugel. Com efeito, conforme demonstrado no anexo desta nota, e sumarizado na tabela abaixo, o preço do Brasil rejeita raiz unitária. Todavia, os preços dos Estados Unidos e da China (que são mais baratos que os preços brasileiros) não são estacionários. Deste modo, não há que se esperar que os mesmos venham a cointegrar ou possuir uma tendência de longo prazo.

Como os preços mais baratos internacionais (China e Estados Unidos) não cointegram com o preço nacional, não há que se esperar que os preços internacionais possam disciplinar os preços nacionais.

4.3 - Teste de Perda Crítica

Além do teste de cointegração de preços, o DEE realizou o teste da perda crítica.

Inicialmente, buscou-se analisar qual a margem de lucro das empresas.

Foi possível verificar que os produtos não são tão homogêneos e há diferenças razoáveis entre os produtos chamados "cápsulas", conforme se verifica na tabela abaixo.

TABELA - Margem de lucro por produto - confidencial - apenas SBDC

TABELA - MARGEM DE LUCRO CAPSUGEL - RESTRITO À CAPSUGEL E AO SBDC

TABELA - MARGEM DE LUCRO GENIX - RESTRITO À GENIX E AO SBDC

MARGEM DE LUCRO CATALENT - RESTRITO AO SBDC

De posse das margens de lucro, é possível calcular qual a elasticidade crítica, com base nas seguintes fórmulas:

FORMATO DA DEMANDA	MAXIMIZAÇÃO DE LUCROS	BREAKEVEN
Linear	$\frac{1}{m + 2t}$	$\frac{1}{m + t}$
Isoelástica	$\frac{1+t}{m+t}$	$\frac{\log(m+t) - \log(m)}{\log(1+t)}$

Fonte: Werden (2003)

Sabendo da participação relativa Genix e Capsugel, buscou-se calcular uma margem de lucro das cápsulas rígidas vendidas no mercado nacional, chegando ao valor poderado de CONFIDENCIAL

LUCRO PONDERADO - ACESSO APENAS AO SBDC

Chegou-se assim a uma elasticidade crítica de -3,63. Com este valor de elasticidade crítica, o DEE comparou este valor com a elasticidade de fato.

Para mensurar a elasticidade de fato, foram utilizados 2 modelos de mínimos quadrados ordinários e 4 modelos com variáveis instrumentais.

Nome das variáveis utilizadas nos modelos

lquant=logarítimo da quantidade

lpreco=logarítimo do preço

libcbr=logarítimo do índice Ibcbr

tam2=controle do tamanho da cápsula

lpimpReais=logarítimo do preço das cápsulas importadas (Aliceweb)

lc1g=logarítimo do custo da Genix referente a eletrecidade

lc2g=logarítimo do custo da Genix referente a uso de GLP

lc7g=logarítimo do custo da Genix referente a uso de dióxido de titânio

Modelo OLS1

lquant = lpreco libcbr lPrecdcat tam2

Modelo OLS2

lquant = lpreco libcbr lPrecdcat lpimpReais tam2

Modelo de variáveis instrumentais 1

lquant = lpreco libcbr lPrecdcat tam2

Variáveis instrumentais do preço =lc1g lc7g

Modelo de variáveis instrumentais 2

lquant = lpreco libcbr lPrecdcat tam2

Variáveis instrumentais do preço =lc1g lc2g

Modelo de variáveis instrumentais 3

lquant = lpreco libcbr lpimpReais lPrecdcat libcbr

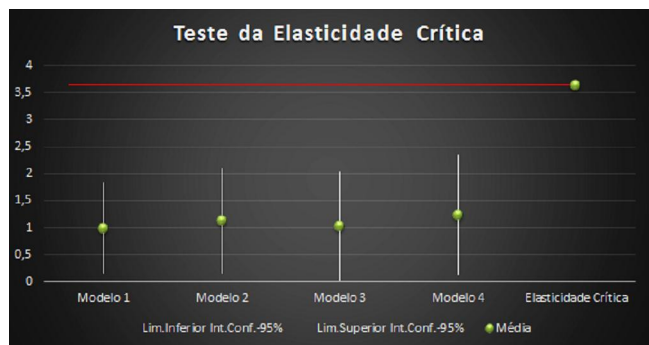
Variáveis instrumentais do preço =lc1g lc7g

Modelo de variáveis instrumentais 4

lquant = lpreco libcbr lpimpReais lPrecdcat libcbr

Variáveis instrumentais do preço =lc1g lc2g

TESTE ELASTICIDADE CRÍTICA EM RELAÇÃO ÀS CÁPSULAS RÍGIDAS



	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Elasticidade Crítica
Lim.Inferior Int.Conf.-95%	1,83001	2,101807	2,038145	2,348293	3,639
Lim.Superior Int.Conf.-95%	0,141754	0,150896	0,020487	0,125415	3,639
Média	0,985882	1,126351	1,029316	1,236854	3,639

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Modelo MQO1	Modelo MQO2	Mod.VI1	Mod.VI2	Mod.VI3	Mod.VI4
lpreco	-0.605*** (-16.64)	-0.604*** (-16.56)	-0.986* (-2.29)	-1.126* (-2.26)	-1.029* (-2.00)	-1.237* (-2.18)
libcbr	-0.495 (-1.41)	-0.587 (-1.48)	-0.535 (-1.51)	-0.550 (-1.55)	-0.202 (-0.51)	-0.187 (-0.47)
lPrecdcat	-0.00375 (-0.63)	-0.00363 (-0.61)	-0.00487 (-0.79)	-0.00528 (-0.85)	-0.0106 (-1.75)	-0.0112 (-1.82)
tam2	-0.732*** (-16.19)	-0.734*** (-16.18)	-0.421 (-1.19)	-0.306 (-0.75)		
lpimpReais		-0.103 (-0.49)			0.0774 (0.26)	0.166 (0.52)
_cons	9.984*** (5.69)	10.86*** (4.35)	10.80*** (5.44)	11.10*** (5.43)	8.692*** (3.51)	8.693*** (3.50)
J_Hansen	.	.	0.516	0.815	0.372	0.962

t statistics in parentheses
 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Conforme visto no gráfico acima, as elasticidades estimadas (em módulo) são inferiores à elasticidade crítica (em módulo). Portanto, o mercado está bem definido como sendo "cápsulas rígidas" (mais restrito), já que não se descarta a hipótese de um eventual monopolista vir a aumentar os preços em valor igual ou superior a 5% neste mercado.

4.4 - Teste UPP (Upward pricing pressure)

Carl Shapiro e Joseph Farrell desenvolveram metodologias que permitem a avaliação dos efeitos concorrenciais (independentemente de uma mensuração da definição estrita da delimitação de mercado).

Tal metodologia está estabelecida na doutrina, conforme se verifica pela discussão dos papers abaixo indicados.

- Shapiro, Carl (1996), *Mergers with Differentiated Products, Antitrust*, Spring 1996, disponível em <http://faculty.haas.berkeley.edu/shapiro/diversion.pdf>, verificado em 21/10/14
- Simons, J. and Coate, M. 2010. *Upward pressure on price (upp) analysis: issues and implications for merger policy* mimeo, available at http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1558547, verificado em 21/10/14
- Farrell, J. and Shapiro, C. 2010. *Antitrust evaluation of horizontal mergers: an economic alternative to market definition* available at ssrn.com/abstract=1313782. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*: Vol. 10 : Iss. 1 (Policies and Perspectives), Article 9
- Shapiro, C. 2010. *The 2010 Horizontal Merger Guidelines: from hedgehog to fox in forty years* *Antitrust Law Journal*, vol. 77.
- Salop, S., Moresi, S. and Woodbury, J. 2010. *Scoring unilateral effects with GUPPI: the approach of the new Horizontal Merger Guidelines* *CRA Competition Memo*.
- Moresi, *The Use of Upward Price Pressure Indices in Merger Analysis*, *The Antitrust Source*, February 2010

A lógica do teste é que antes da operação, a empresa maximiza seu lucro a partir da seguinte fórmula:

Antes da fusão, empresas maximizam:

$$p_1 q_1(p_1, \dots, p_j) - c_1(q_1)$$

O que implica preços calculados assim:

$$p_1 = mc_1 + \frac{1}{[\partial q_1 / \partial p_1] / q_1}$$

Após a operação, há a seguinte modificação na lógica de precificação, marcada em vermelho e verde:

Antes da fusão, empresas maximizam:	Após a fusão, empresa maximizam:
$p_1 q_1(p_1, \dots, p_j) - c_1(q_1)$	$[p_1 q_1(p_1, \dots, p_j) - c_1(q_1)] + [p_2 q_2(p_1, \dots, p_j) - c_2(q_2)]$
O que implica preços calculados assim:	O que implica preços calculados assim:
$p_1 = mc_1 + \frac{1}{[\partial q_1 / \partial p_1] / q_1}$	$p_1^m = mc_1 + \frac{1}{[\partial q_1 / \partial p_1] / q_1} + (p_2^m - mc_2) \frac{\partial q_2 / \partial p_1}{\partial q_1 / \partial p_1}$

$$UPP_1 \approx p_1^m - p_1 = (p_2 - mc_2) \frac{\partial q_2 / \partial p_1}{\partial q_1 / \partial p_1} - E_1 mc_1$$

A parte em vermelho, refere-se à pressão de preços bruta para cima (ou GUPP - Gross Upward Pricing Pressure), que pode ser atenuada pela parte verde (a depender das eficiências da operação).

Percebe-se que a parte em vermelho contempla o conceito chave (Raio de Desvio vezes a margem de lucro unitária). Shapiro explica que o Raio de Desvio é um ótimo-próximo da elasticidade cruzada.

A análise de Upward Pricing Pressure, pressupõe o cálculo do raio agregado de desvio, conforme fórmula abaixo:

$$RD = \frac{\varepsilon_{ij}}{\varepsilon_{ii}}$$

ε_{ii} = Elasticidade de preço própria
 ε_{ij} = Elasticidade de preço cruzada

Supondo que a marca A tem sua elasticidade própria de 0,2 e a elasticidade cruzada com B de + 0,5, então, o *diversion ration* de A com B será igual (0,5)/(0,2), ou seja, 0,25 (referente a 25%). Assim, um quarto das unidades perdidas por A são capturadas pela marca B.

Esta metodologia já foi utilizada no caso Sadia e Perdigão (Ato de Concentração 08012.004423/2009-18, entre Perdigão S.A. e Sadia S.A.), ainda que a partir de uma proxy. Todavia, a metodologia foi utilizada de forma integral no âmbito do Ato de Concentração envolvendo as empresa Braskem SA e Solvay SA (AC 08700.00A0436/2014-27).

A lógica do modelo é que se a pressão de preços bruta (em vermelho) for superior à parte relacionada às eficiências (em verde), deve-se esperar aumento de preços em razão da operação.

Modelo UPP (Upward Pricing Pressure)

Produto 1 em relação ao produto 2

$$GUPP_1 = D_{12}(p_2 - c_2)$$

$$UPP_1 = D_{12}(p_2 - c_2) - E_1 c_1$$

Haverá aumento de preços se:

$$D_{12}(p_2 - c_2) > E_1 c_1$$

Produto 2 em relação ao produto 1

$$GUPP_2 = D_{21}(p_1 - c_1)$$

$$UPP_2 = D_{21}(p_1 - c_1) - E_2 c_2$$

Haverá aumento de preços se:

$$D_{21}(p_1 - c_1) > E_2 c_2$$

Nome das variáveis

D_{12} = taxa de desvio do produto 1 em decorrência da mudança de preço de 2;

D_{21} = taxa de desvio do produto 2 em decorrência da mudança de preço de 1;

p_2 = preço da empresa 2;

c_1 = custo marginal da empresa 1 ;

c_2 = o custo marginal da empresa 2

E_1 = ganho de eficiência do produto 1

E_2 = ganho de eficiência do produto 2

Ou seja, há uma fusão problemática se a pressão bruta por aumento de preços GUPP, ou *Gross Upward Pricing Pressure* for maior do que o ganho de eficiência vezes o custo da empresa.

Nestes termos, o teste de UPP seria positivo para aumento de preços por parte das empresas que realizaram fusão se

$UPP_1 > 0$ ou $UPP_2 > 0$

Por tanto, este teste pode ser aplicado como alternativa a uma definição estrita do mercado relevante (desde que, obviamente, não se utilize o market share como *Proxy* do Raio de Desvio).

4.4.1 - Teste UPP (Upward pricing pressure) aplicado à Genix

Para os modelos da demanda da Genix foram utilizadas as seguintes elasticidades e modelos:

Nome das variáveis utilizadas nos modelos

lquant=logarítimo da quantidade

lpreco=logarítimo do preço da Genix

lprecdcap=logarítimo do preço da Capsugel

lprecdcat=logarítimo do preço da Catalent

libcbr=logarítimo do índice Ibcbr

tam2=controle do tamanho da cápsula

lccapind =logarítimo do custo individualizado da Capsugel

lc1gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a eletricidade

lc2gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a uso de GLP

lc5gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a gelatina

lc6gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a gelatina

lc9gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a Nipagin

lc11gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a corante

lc12gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a tintas

lc14gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a outros custos da Genix

lccat1ind = custo da Catalent com eletricidade individualizado

lccat3ind = custo da Catalent com gelatina individualizado

lccat5ind = custo da Catalent com mão de obra individualizado

lccat6ind = custo da Catalent com outros custos individualizado

lccat7ind = custo fixo anual da Catalent individualizado

lccat8ind = custo mensal variável total da Catalent

Modelos de demanda da Genix utilizados pela DEE

lquant = lpreco lprecdcap lprecdcat libcbr tam2 dummy_year2

Variáveis instrumentadas = lpreco lprecdcap lprecdcat

Modelo 1 = Variáveis instrumentais dos preços = lc11gind lc14gind lccapind lccat3ind

Modelo 2 = Variáveis instrumentais dos preços = lc2gind lc6gind lccapind lccat1ind

Modelo 3 = Variáveis instrumentais dos preços = lc2gind lc14gind lccapind lccat3ind

Modelo 4 = Variáveis instrumentais dos preços = lc12gind lc14gind lccapind lccat8ind

Modelo 5 = Variáveis instrumentais dos preços = lc5gind lc14gind lccapind lccat3ind

Modelo 6 = Variáveis instrumentais dos preços = lc2gind lc6gind lccapind lccat5ind

Modelo 7 = Variáveis instrumentais dos preços = lc9gind lc14gind lccapind lccat3ind

Modelo 8 = Variáveis instrumentais dos preços = lc12gind lc14gind lccapind lccat1ind

Modelo 9 = Variáveis instrumentais dos preços = lc12gind lc14gind lccapind lccat5ind

Modelo 10 = Variáveis instrumentais dos preços = lc1gind lc14gind lccapind lccat3ind

	(1) lquantidade	(2) lquantidade	(3) lquantidade	(4) lquantidade	(5) lquantidade
lpreco	-1.668* (-2.06)	-1.865* (-1.98)	-1.790* (-2.03)	-1.692* (-1.98)	-1.800* (-2.05)
lPrecdcap	1.100*** (4.97)	1.192*** (5.55)	1.154*** (5.28)	1.289** (3.09)	1.172*** (5.76)
lPrecdcat	0.236*** (4.92)	0.143*** (4.88)	0.238*** (5.53)	0.127*** (4.53)	0.236*** (5.39)
libcbr	-0.0138 (-0.03)	-0.683 (-1.49)	-0.0234 (-0.05)	-0.856 (-1.76)	-0.0461 (-0.09)
tam2	0.413 (0.59)	0.591 (0.72)	0.519 (0.68)	0.445 (0.60)	0.529 (0.69)
dummy_year2	0.0266 (0.61)	0.0253 (0.61)	0.0276 (0.68)	0.00795 (0.19)	0.0264 (0.65)
_cons	5.838* (2.29)	9.542*** (3.78)	5.947* (2.43)	9.981*** (4.06)	6.043* (2.45)
J_Hansen	0.610	0.341	0.729	0.194	0.773

t statistics in parentheses
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

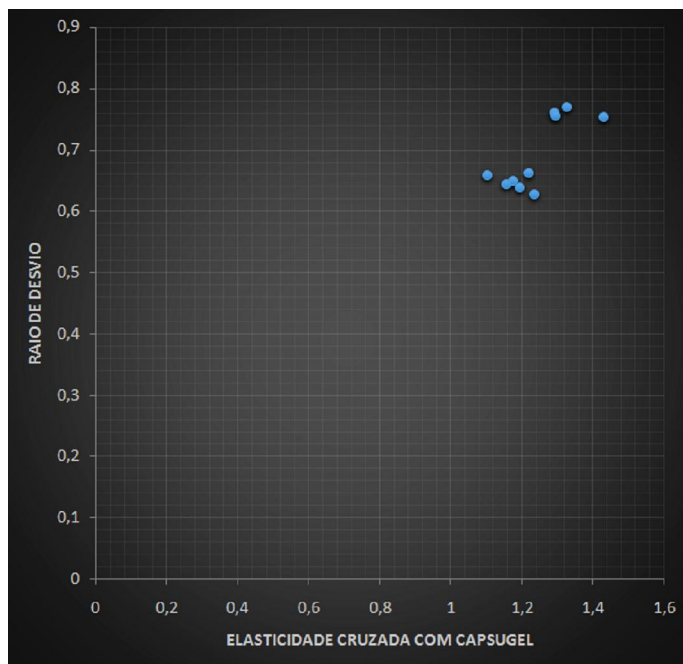
	6 lquantidade	7 lquantidade	8 lquantidade	9 lquantidade	10 lquantidade
lpreco	-1.961* (-1.98)	-1.837* (-2.08)	-1.719* (-2.03)	-1.710* (-2.02)	-1.892* (-2.04)
lPrecdcap	1.231*** (5.67)	1.218*** (5.54)	1.323** (3.24)	1.294** (3.11)	1.427*** (5.03)
lPrecdcat	0.135*** (4.92)	0.233*** (5.13)	0.128*** (4.04)	0.128*** (4.58)	0.213*** (5.53)
libcbr	-0.751 (-1.67)	-0.0937 (-0.18)	-0.869 (-1.69)	-0.854 (-1.75)	-0.341 (-0.72)
tam2	0.676 (0.78)	0.562 (0.73)	0.469 (0.63)	0.460 (0.62)	0.616 (0.76)
dummy_year2	0.0261 (0.61)	0.0239 (0.59)	0.00617 (0.15)	0.00836 (0.20)	0.00732 (0.20)
_cons	9.960*** (3.91)	6.246* (2.46)	10.01*** (3.94)	9.984*** (4.03)	7.165** (2.85)
J_Hansen	0.290	0.870	0.190	0.193	0.631

t statistics in parentheses
* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Verificam-se que as elasticidades são significativas a 5%. Verifica-se, também, que a Catalent possui baixa elasticidade cruzada com a Genix.

De outro lado, a Capsugel possui elevada elasticidade cruzada com Genix, em todos os modelos analisados.

Aplicando as fórmulas para aferição do raio de desvio a estes modelos, foi possível calcular os seguintes valores:



Ou seja, o raio de desvio resta em torno de 0,64 e 0,75.

Aplicando-se a fórmula do UPP, tem-se que:

$$UPP_1 \approx p_1^m - p_1 = (p_2 - mc_2) \frac{\partial q_2}{\partial p_1} / \frac{\partial q_1}{\partial p_1} - E_1 mc_1$$

CONFIDENCIAL - APENAS SBDC

GUPP Genix = Raio de desvio * (Margem preço-custo)

Utilizando a média das médias, o Raio de Desvio Genix->Capsugel é de 70% .

CONFIDENCIAL - APENAS SBDC

Eficiência necessária para impedir aumento de preços = 56,4%

4.4.2 - Teste UPP (Upward pricing pressure) aplicado à Capsugel

Para os modelos da demanda da Genix foram utilizadas as seguintes elasticidades e modelos:

Nome das variáveis utilizadas nos modelos

lquant=logarítimo da quantidade

lpreco=logarítimo do preço da Capsugel

lpreccap=logarítimo do preço da Capsugel

lprecdgen=logarítimo do preço da Genix

libebr=logarítimo do índice Ibebr

tam2=controle do tamanho da cápsula

lccapind =logarítimo do custo individualizado da Capsugel

lc6gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a gelatina

lc9gind=logarítimo do custo individualizado da Genix referente a Nipagin

lccat1ind = custo da Catalent com eletricidade individualizado

lccat5ind = custo da Catalent com mão de obra individualizado

lccat6ind = custo da Catalent com outros custos individualizado

lccat7ind = custo fixo anual da Catalent individualizado

lccat8ind = custo mensal variável total da Catalent

Modelos de demanda da Genix utilizados pela DEE

lquant = lpreco lpreccap lprecdcat libebr tam2 dummy_year2

Variáveis instrumentadas = lpreco lPrecdcap lPrecdcat

Modelo 1 = Variáveis instrumentais dos preços = lc6gind lc9gind lccapind lccat1ind

Modelo 2 = Variáveis instrumentais dos preços = lc6gind lc9gind lccapind lccat5ind

Modelo 3 = Variáveis instrumentais dos preços = lc6gind lc9gind lccapind lccat6ind

Modelo 4 = Variáveis instrumentais dos preços = lc6ind lc9gind lccapind lccat7ind

Modelo 5 = Variáveis instrumentais dos preços = lc6gind lc9gind lccapind lccat8ind

Resultados

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lquantidade	lquantidade	lquantidade	lquantidade	lquantidade
lpreco	-2.149* (-2.11)	-2.088* (-2.10)	-2.198* (-1.98)	-2.043* (-2.05)	-2.154* (-2.02)
lPrecdgen	3.414* (2.49)	3.289* (2.47)	3.495* (2.26)	3.186* (2.37)	3.414* (2.31)
lPrecdcat	0.381** (3.27)	0.348** (3.27)	0.395** (3.03)	0.319** (3.18)	0.376** (3.10)
libcbr	5.368*** (3.54)	5.085*** (3.56)	5.500** (3.17)	4.832*** (3.40)	5.327** (3.27)
tam2	0.117 (0.15)	0.0717 (0.09)	0.155 (0.18)	0.0379 (0.05)	0.121 (0.15)
dummy_year2	-0.242*** (-3.40)	-0.237*** (-3.35)	-0.244*** (-3.51)	-0.231*** (-3.35)	-0.241*** (-3.45)
_cons	-23.79** (-2.72)	-22.15** (-2.67)	-24.57* (-2.43)	-20.68* (-2.51)	-23.57* (-2.48)
J_Hansen	0.141	0.132	0.146	0.125	0.140

t statistics in parentheses

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

Verifica-se que a elasticidade própria da Capsugel é inclusive inferior [em módulo] à elasticidade cruzada (Demanda Capsugel - Preço Genix).

Portanto, não se descarta a possibilidade inclusive do valor do raio agregado de desvio ser 1 ou próximo de 1.

Já a elasticidade com a Catalent, é muito baixa se comparada com a elasticidade cruzada Capsugel/Genix.

Utilizando estes dados ao caso concreto, tem-se a seguinte situação:

GUPP Capsugel = Raio de desvio * (Margem preço-custo)

Raio de Desvio Capsugel->Genix= 100%

ACESSO APENAS AO SBDC

Eficiência necessária para impedir aumento de preços = 124%

Ou seja, as eficiências necessárias para impedir a elevação de preços deveriam, teoricamente, ser tão elevadas, que o modelo indica sequer ser possível sua obtenção, a priori.

5. CONCLUSÃO

Levando em consideração o que foi debatido acima, e os testes realizados pelo DEE, tem-se que:

Com os dados obtidos até o momento, bem como considerando os modelos acima utilizados, o teste da elasticidade crítica indicou que o mercado relevante deveria ser definido de maneira restrita (cápsulas rígidas). Além disto, não se demonstrou grande rivalidade do produto nacional com o produto importado, considerando ausência de cointegração entre os preços internacionais mais baratos e preços nacionais, bem como o fato de que a Genix é a empresa mais eficiente do mercado.

De outro lado, o teste UPP indica a necessidade de obtenção de elevadas eficiências para a aprovação do presente ato de concentração.

São estas as conclusões que são levadas ao conhecimento da Superintendência Geral, a respeito do presente ato de concentração.

6. REFERÊNCIAS

[1] BAKER, Jonathan. *Product Differentiation Through Space and Time: Some Antitrust Policy Issues*. Disponível em: <<http://www.ftc.gov/public-statements/1996/02/product-differentiation-through-space-and-time-some-antitrust-policy>>. Acesso em: 17 de agosto de 2009.

[2] BLUMENTHAL, William. *Why Bother?: On Market Definition under the Merger Guidelines*. FTC/DOJ Merger Enforcement Workshop. Disponível em: <<http://www.justice.gov/atr/public/workshops/docs/202600.htm>>. Acesso em: 13 de maio de 2010.

[3] MURRAH, Morgan. *Res ipsa loquitur* De acordo com o site <http://officialinformationact.blogspot.com.br/2012/10/the-thing-speaks-for-itself-usually-but.html> verificado em 20 de outubro de 2014.

[4] Baker, Jonathan B. and Reitman, David, Research Topics in Unilateral Effects Analysis (November 9, 2009). American University, WCL Research Paper No. 09-37. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1504863> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1504863>

[5] site <http://www.ftc.gov/sites/default/files/attachments/merger-review/100819hmg.pdf>, verificado em 20 de outubro de 2014.

RELAÇÃO DE ANEXOS

**ANEXO I - TESTE DE COINTEGRAÇÃO (SEGUNDO ENGLE-GRANGER)
BRASIL E ESTADOS UNIDOS**

Escolha das defasagens (log dos preços)

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	217,68142		-7,175641	-6,964366*	-7,093168
2	223,96515	0,01359	-7,253056	-6,900931	-7,115601*
3	228,92306	0,04187	-7,285527	-6,792552	-7,093090
4	231,36036	0,30041	-7,232554	-6,598729	-6,985135
5	234,21487	0,22196	-7,193724	-6,419049	-6,891323
6	234,45360	0,97566	-7,066224	-6,150699	-6,708840
7	236,36013	0,43190	-6,995259	-5,938884	-6,582893
8	236,75333	0,94026	-6,872994	-5,675769	-6,405646
9	239,14031	0,31129	-6,818316	-5,480241	-6,295985
10	246,08085	0,00768	-6,917995	-5,439070	-6,340683
11	247,78366	0,49238	-6,840124	-5,220349	-6,207829
12	250,56086	0,23499	-6,798673	-5,038048	-6,111397
13	254,13837	0,12792	-6,784352	-4,882877	-6,042093
14	262,10051	0,00312	-6,918661	-4,876336	-6,121420
15	268,31083	0,01448	-6,993588	-4,810413	-6,141364
16	276,48677	0,00258	-7,135145	-4,811120	-6,227940
17	277,98018	0,56003	-7,050176	-4,585301	-6,087988
18	280,34319	0,31658	-6,994685	-4,388960	-5,977515
19	284,56569	0,07657	-7,002227	-4,255652	-5,930075
20	293,22965	0,00167	-7,160327	-4,272902	-6,033193
21	310,26716	0,00000	-7,602277	-4,574002	-6,420161
22	312,94815	0,25213	-7,557564	-4,388439	-6,320466
23	328,00662	0,00000	-7,932428*	-4,622453	-6,640348
24	331,47879	0,13886	-7,914535	-4,463710	-6,567473

Cointegração com 2 lags ó Brasil (sem raiz unit.) e EUA (com raiz unit.)

Passo 1: teste para uma raiz unitária em 1_Brasil

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_Brasil

incluindo 2 defasagens de (1-L)l_Brasil

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004

diferenças defasadas: $F(2, 76) = 0,191 [0,8263]$

valor estimado de (a - 1): -0,270274

estatística de teste: $\tau_{c(1)} = -3,10911$

p-valor assintótico 0,02591

Passo 2: teste para uma raiz unitária em l_EUA

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_EUA

incluindo 2 defasagens de (1-L)l_EUA

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,020

diferenças defasadas: $F(2, 76) = 13,621 [0,0000]$

valor estimado de (a - 1): 0,0181035

estatística de teste: $\tau_{c(1)} = 0,459367$

p-valor assintótico 0,9854

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2008:01-2014:11 (T = 83)

Variável dependente: l_Brasil

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,894731	0,0660340	13,55	1,60e-022 ***
l_EUA	0,215394	0,0740985	2,907	0,0047 ***

Média var. dependente 1,085824 D.P. var. dependente 0,059370

Soma resíd. quadrados 0,261734 E.P. da regressão 0,056844

R-quadrado 0,094465 R-quadrado ajustado 0,083285

Log da verossimilhança 121,2377 Critério de Akaike -238,4754

Critério de Schwarz -233,6378 Critério Hannan-Quinn -236,5319

rô 0,724396 Durbin-Watson 0,543811

Passo 4: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 2 defasagens de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

diferenças defasadas: $F(2, 77) = 0,129 [0,8789]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,297949

estatística de teste: $\tau_{c(2)} = -3,28072$

p-valor assintótico 0,05747

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e
- (b) a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

COINTEGRAÇÃO BRASIL-BELGICA

Escolha das defasagens (log dos preços)

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores

dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike,

BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	150,64018		-4,903057*	-4,691782*	-4,820584*
2	153,19884	0,27547	-4,854198	-4,502073	-4,716743
3	154,35049	0,68017	-4,757644	-4,264669	-4,565206
4	155,82844	0,56523	-4,672150	-4,038325	-4,424731
5	158,27948	0,29749	-4,619643	-3,844968	-4,317242
6	159,25227	0,74577	-4,517026	-3,601501	-4,159642
7	160,52964	0,63486	-4,424734	-3,368359	-4,012368
8	161,02928	0,90991	-4,306077	-3,108852	-3,838729
9	163,18201	0,36624	-4,243458	-2,905383	-3,721128
10	166,24223	0,19033	-4,211601	-2,732676	-3,634289
11	169,25313	0,19753	-4,178072	-2,558297	-3,545778
12	172,55029	0,15894	-4,154247	-2,393622	-3,466970
13	172,91378	0,94796	-4,030976	-2,129501	-3,288717
14	174,42088	0,55545	-3,946470	-1,904146	-3,149230
15	177,24013	0,22782	-3,906445	-1,723270	-3,054222
16	178,19397	0,75274	-3,803185	-1,479161	-2,895980
17	186,97482	0,00150	-3,965248	-1,500373	-3,003061
18	191,73365	0,04939	-3,990971	-1,385246	-2,973802
19	203,36814	0,00011	-4,249768	-1,503193	-3,177616
20	205,98371	0,26439	-4,202838	-1,315413	-3,075704
21	213,74154	0,00374	-4,330222	-1,301947	-3,148106
22	222,35352	0,00175	-4,486560	-1,317435	-3,249462
23	223,48370	0,68799	-4,389278	-1,079303	-3,097198
24	223,90115	0,93371	-4,267836	-0,817011	-2,920773

Cointegração com 1 lag ó Brasil e Bélgica (ambos sem raiz unitária)

Passo 1: teste para uma raiz unitária em l_Brasil

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_Brasil

incluindo 1 defasagem de (1-L)_Brasil

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001

valor estimado de (a - 1): -0,269884

estatística de teste: $\tau_{a-c}(1) = -3,41568$

p-valor assintótico 0,01047

Passo 2: teste para uma raiz unitária em l_BAlgica

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_BAlgica

incluindo 1 defasagem de (1-L)_BAlgica

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,040

valor estimado de (a - 1): -0,552904

estatística de teste: $\tau_{a-c}(1) = -4,10609$

p-valor assintótico 0,0009444

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2008:01-2014:11 (T = 83)

Variável dependente: l_Brasil

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,875824	0,0850225	10,30	2,18e-016 ***
l_BAlgica	0,153034	0,0617871	2,477	0,0153 **

Média var. dependente 1,085824 D.P. var. dependente 0,059370

Soma resíd. quadrados 0,268689 E.P. da regressão 0,057595

R-quadrado 0,070403 R-quadrado ajustado 0,058926

Log da verossimilhança 120,1494 Critério de Akaike -236,2987

Critério de Schwarz -231,4610 Critério Hannan-Quinn -234,3552

rô 0,738083 Durbin-Watson 0,506632

Passo 4: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 1 defasagem de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,001

valor estimado de (a - 1): -0,276848

estatística de teste: tau_c(2) = -3,46305

p-valor assintótico 0,03586

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

(a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e

(b) a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

COINTEGRAÇÃO BRASIL-FRANÇA

Escolha das defasagens (log dos preços)

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores

dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike,

BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	187,34153		-6,147170*	-5,935895*	-6,064697*
2	189,21835	0,44037	-6,075198	-5,723073	-5,937743
3	190,95099	0,48318	-5,998339	-5,505364	-5,805901
4	193,25095	0,33086	-5,940710	-5,306885	-5,693291
5	193,94407	0,84658	-5,828613	-5,053938	-5,526211
6	194,43645	0,91210	-5,709710	-4,794185	-5,352326
7	194,94620	0,90682	-5,591397	-4,535022	-5,179031
8	197,63229	0,25120	-5,546857	-4,349632	-5,079509
9	200,17565	0,27851	-5,497480	-4,159405	-4,975150
10	204,82673	0,05398	-5,519550	-4,040625	-4,942238
11	207,15175	0,32513	-5,462771	-3,842996	-4,830477
12	210,72002	0,12885	-5,448136	-3,687511	-4,760860
13	213,42745	0,24732	-5,404320	-3,502845	-4,662061
14	217,17834	0,11163	-5,395876	-3,353551	-4,598635
15	221,14574	0,09400	-5,394771	-3,211596	-4,542548
16	228,32254	0,00625	-5,502459	-3,178434	-4,595254
17	232,43468	0,08370	-5,506260	-3,041385	-4,544073
18	238,02549	0,02460	-5,560186	-2,954461	-4,543017
19	239,28500	0,64123	-5,467288	-2,720713	-4,395137
20	240,41825	0,68688	-5,370110	-2,482685	-4,242976
21	248,23411	0,00356	-5,499461	-2,471186	-4,317345
22	254,48605	0,01397	-5,575798	-2,406673	-4,338700
23	256,91819	0,30151	-5,522651	-2,212676	-4,230570
24	271,16188	0,00001	-5,869894	-2,419069	-4,522832

Cointegração com 1 lag ó Brasil e França (ambos sem raiz unitária)

Passo 1: teste para uma raiz unitária em l_Brasil

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_Brasil

incluindo 1 defasagem de (1-L)_Brasil

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001

valor estimado de (a - 1): -0,269884

estatística de teste: $\tau_{a-c}(1) = -3,41568$

p-valor assintótico 0,01047

Passo 2: teste para uma raiz unitária em l_FranAa

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_FranAa

incluindo 1 defasagem de (1-L)_FranAa

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,005

valor estimado de (a - 1): -0,374871

estatística de teste: $\tau_{a-c}(1) = -3,7533$

p-valor assintótico 0,003441

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2008:01-2014:11 (T = 83)

Variável dependente: l_Brasil

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,865608	0,120745	7,169	3,18e-010 ***
l_FranAa	0,154284	0,0844747	1,826	0,0715 *

Média var. dependente 1,085824 D.P. var. dependente 0,059370

Soma resíd. quadrados 0,277606 E.P. da regressão 0,058543

R-quadrado 0,039553 R-quadrado ajustado 0,027695

Log da verossimilhança 118,7945 Critério de Akaike -233,5890

Critério de Schwarz -228,7513 Critério Hannan-Quinn -231,6455

rô 0,720825 Durbin-Watson 0,542838

Passo 4: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 1 defasagem de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,002

valor estimado de (a - 1): -0,294173

estatística de teste: tau_c(2) = -3,55532

p-valor assintótico 0,02784

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e
- (b) a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

COINTEGRAÇÃO BRASIL-CHINA

Escolha das defasagens (log dos preços)

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores

dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike,

BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	158,05313		-5,154343	-4,943068*	-5,071870
2	165,50095	0,00492	-5,271219*	-4,919094	-5,133763*
3	169,18392	0,11777	-5,260472	-4,767497	-5,068034
4	172,39943	0,16919	-5,233879	-4,600054	-4,986459
5	173,65916	0,64116	-5,140988	-4,366313	-4,838587
6	174,63797	0,74355	-5,038575	-4,123050	-4,681191
7	177,46274	0,22689	-4,998737	-3,942362	-4,586371
8	180,10749	0,25886	-4,952796	-3,755571	-4,485448
9	185,22576	0,03663	-4,990704	-3,652629	-4,468373
10	186,87348	0,50965	-4,910965	-3,432040	-4,333653
11	189,33708	0,29485	-4,858884	-3,239109	-4,226590
12	194,97835	0,02357	-4,914520	-3,153895	-4,227244
13	197,01307	0,39669	-4,847901	-2,946426	-4,105642
14	198,94019	0,42609	-4,777633	-2,735309	-3,980393
15	203,77891	0,04623	-4,806065	-2,622890	-3,953842
16	205,99058	0,35173	-4,745443	-2,421419	-3,838238
17	207,19655	0,66047	-4,650731	-2,185856	-3,688543
18	208,99163	0,46430	-4,575988	-1,970263	-3,558818
19	214,09603	0,03705	-4,613425	-1,866850	-3,541273
20	223,89422	0,00060	-4,809974	-1,922549	-3,682840
21	233,07675	0,00105	-4,985652	-1,957378	-3,803537
22	237,69716	0,05535	-5,006683	-1,837558	-3,769585
23	240,97430	0,16140	-4,982180	-1,672205	-3,690100
24	243,06859	0,38108	-4,917579	-1,466754	-3,570517

Cointegração com 2 lags ó Brasil (sem raiz unit.) e China (com raiz unit.)

Passo 1: teste para uma raiz unitária em l_Brasil

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_Brasil

incluindo 2 defasagens de (1-L)l_Brasil

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,004

diferenças defasadas: $F(2, 76) = 0,191 [0,8263]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,270274

estatística de teste: $\tau_{c(1)} = -3,10911$

p-valor assintótico 0,02591

Passo 2: teste para uma raiz unitária em l_China

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_China

incluindo 2 defasagens de (1-L)l_China

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,054

diferenças defasadas: $F(2, 76) = 5,837 [0,0044]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,192881

estatística de teste: $\tau_{c(1)} = -2,14006$

p-valor assintótico 0,229

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2008:01-2014:11 (T = 83)

Variável dependente: l_Brasil

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	0,996772	0,0302385	32,96	1,07e-048 ***
l_China	0,111434	0,0370297	3,009	0,0035 ***

Média var. dependente 1,085824 D.P. var. dependente 0,059370

Soma resíd. quadrados 0,259972 E.P. da regressão 0,056653

R-quadrado 0,100559 R-quadrado ajustado 0,089455

Log da verossimilhança 121,5180 Critério de Akaike -239,0359

Critério de Schwarz -234,1982 Critério Hannan-Quinn -237,0924

rô 0,683410 Durbin-Watson 0,627616

Passo 4: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 2 defasagens de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 80

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: 0,005

diferenças defasadas: $F(2, 77) = 0,091 [0,9132]$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,342264

estatística de teste: $\tau_c(2) = -3,46468$

p-valor assintótico 0,03571

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

(a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e

(b) a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da

regressão de cointegração.

COINTEGRAÇÃO BRASIL-JAPÃO

Escolha das defasagens (log dos preços)

Sistema VAR, máximo grau de defasagem 24

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores

dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike,

BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	151,51639		-4,932759	-4,721484*	-4,850286*
2	154,69412	0,17413	-4,904885	-4,552760	-4,767430
3	159,02754	0,06999	-4,916188	-4,423213	-4,723750
4	160,79248	0,47335	-4,840423	-4,206598	-4,593003
5	166,90886	0,01570	-4,912165	-4,137490	-4,609763
6	168,49028	0,53095	-4,830179	-3,914654	-4,472795
7	171,11392	0,26285	-4,783523	-3,727148	-4,371157
8	171,74451	0,86793	-4,669306	-3,472081	-4,201957
9	174,47435	0,24330	-4,626249	-3,288174	-4,103919
10	178,41376	0,09612	-4,624195	-3,145270	-4,046883
11	178,93917	0,90199	-4,506413	-2,886638	-3,874118
12	180,05058	0,69486	-4,408494	-2,647869	-3,721218
13	187,83873	0,00364	-4,536906	-2,635431	-3,794647
14	192,18069	0,06950	-4,548498	-2,506173	-3,751257
15	202,01831	0,00058	-4,746383	-2,563208	-3,894160
16	206,75609	0,05025	-4,771393	-2,447368	-3,864188
17	209,56305	0,22990	-4,730951	-2,266076	-3,768764
18	213,27620	0,11500	-4,721227	-2,115502	-3,704058
19	214,19531	0,76548	-4,616790	-1,870215	-3,544638
20	224,92375	0,00026	-4,844873	-1,957448	-3,717739

21	242,94982	0,00000	-5,320333	-2,292058	-4,138217
22	245,56735	0,26402	-5,273469	-2,104344	-4,036371
23	248,06166	0,28847	-5,222429	-1,912454	-3,930349
24	261,39869	0,00002	-5,538939*	-2,088114	-4,191876

Cointegração com 1 lag ó Brasil e Japão (ambos sem raiz unitária)

Passo 1: teste para uma raiz unitária em l_Brasil

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_Brasil

incluindo 1 defasagem de (1-L)l_Brasil

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001

valor estimado de (a - 1): -0,269884

estatística de teste: tau_c(1) = -3,41568

p-valor assintótico 0,01047

Passo 2: teste para uma raiz unitária em l_JapAo

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para l_JapAo

incluindo 1 defasagem de (1-L)l_JapAo

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: a = 1

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,068

valor estimado de (a - 1): -0,256883

estatística de teste: tau_c(1) = -2,70082

p-valor assintótico 0,07382

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 2008:01-2014:11 (T = 83)

Variável dependente: l_Brasil

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor
const	1,19545	0,108409	11,03	8,48e-018 ***
l_JapAo	-0,0497771	0,0491360	-1,013	0,3141

Média var. dependente 1,085824 D.P. var. dependente 0,059370

Soma resfd. quadrados 0,285421 E.P. da regressão 0,059361

R-quadrado 0,012511 R-quadrado ajustado 0,000320

Log da verossimilhança 117,6422 Critério de Akaike -231,2844

Critério de Schwarz -226,4467 Critério Hannan-Quinn -229,3409

rô 0,742138 Durbin-Watson 0,500499

Passo 4: teste para uma raiz unitária em uhat

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat

incluindo 1 defasagem de (1-L)uhat

dimensão de amostragem 81

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,003

valor estimado de $(a - 1)$: -0,273176

estatística de teste: $\tau_{c(2)} = -3,43837$

p-valor assintótico 0,03831

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais, e
- (b) a hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

Referência: Processo nº 08700.011891/2014-58	SEI nº 0023248
---	----------------

Criado por ricardo.castro, versão 27 por ricardo.castro em 19/03/2015 15:07:10.



Documento assinado eletronicamente por **Luiz Alberto Esteves, Economista-Chefe**, em 19/03/2015, às 16:12, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



Documento assinado eletronicamente por **Ricardo Medeiros de Castro, Assessor(a)**, em 19/03/2015, às 16:19, conforme horário oficial de Brasília e Resolução Cade nº 11, de 02 de dezembro de 2014.



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site http://sei.cade.gov.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0037503** e o código CRC **7ACA201D**.

Referência: Processo nº 08700.009711/2014-78	SEI nº 0037503
---	----------------

Criado por ricardo.castro, versão 4 por ricardo.castro em 19/03/2015 15:48:47.