ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

de Paiva Abreu, Marcelo; Medeiros, Marcelo Cunha; Werneck, Rogério L. F.

Working Paper

Formação de preços de commodities: padrões de vinculação dos preços internos ao externos

Texto para discussão, No. 474

Provided in Cooperation with:
Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Suggested Citation: de Paiva Abreu, Marcelo; Medeiros, Marcelo Cunha; Werneck, Rogério L. F. (2003) : Formação de preços de commodities: padrões de vinculação dos preços internos ao externos, Texto para discussão, No. 474, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/175961

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

No. 474

Formação de preços de commodities: padrões de vinculação dos preços internos aos externos

Marcelo de Paiva Abreu
Marcelo Cunha Medeiros
Rogério L. F. Werneck

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
www.econ.puc-rio.br

FORMAÇÃO DE PREÇOS DE COMMODITIES: VINCULAÇÃO DOS PREÇOS INTERNOS AOS DO MERCADO INTERNACIONAL[1]

Marcelo de Paiva Abreu
mpabreu@econ.puc-rio.br

Marcelo Cunha Medeiros
mcm@econ.puc-rio.br

Rogério L. F. Werneck
rwerneck@econ.puc-rio.br

Maio 2006

[1] Os autores, professores do Departamento de Economia da PUC-Rio e bolsistas do CNPq, agradecem os comentários de dois pareceristas anônimos.

Sumário

Certos desdobramentos do processo de integração da economia brasileira à economia mundial vêm sendo absorvidos com dificuldade pela opinião pública. Um aspecto que ainda dá lugar a sérias resistências é a crescente vinculação de preços internos de bens transacionados internacionalmente aos preços desses bens no mercado internacional. Este artigo analisa essa vinculação, examinando a evolução de preços internos de seis diferentes *commodities* em oito países distintos. Tomando-se períodos relativamente longos, analisa-se em cada caso em que medida os movimentos do preço interno estiveram vinculados às oscilações da cotação da *commodity* no mercado mundial. Para se verificar o grau de vinculação dos preços internos aos preços internacionais recorre-se a análise de cointegração. Utilizam-se tanto a metodologia de Engle-Granger, quanto a de Johansen. Respostas impulsionais generalizadas foram utilizadas para medir o impacto de choques nos preços internos e externos.

Abstract

There is still some resistance in Brazil to some of the consequences of the increasing integration of the country to the world economy. The fact that domestic prices of traded goods should be linked to world prices is not easily accepted. In order to examine the importance of that link, this article looks into the evolution of domestic prices of six commodities in eight countries. Cointegration analysis is used to evaluate to which extent domestic and international prices move together. Both the Engle-Granger and the Johansen methodologies are utilized to test for cointegration. Generalized impulse responses are computed in order to measure the impact of shocks on domestic and international prices.

Classificação JEL

F14, D40, C32

1 INTRODUÇÃO

Entre as muitas transformações por que passou a economia brasileira desde o final dos anos oitenta, uma das mais importantes adveio de sua crescente exposição à concorrência externa e da paulatina remoção de entraves que vinham dificultando maior mobilização do setor produtivo com a expansão de exportações. Tais processos vêm dando lugar a uma economia cada vez mais integrada ao mercado mundial, não obstante a importância ainda limitada dos seus fluxos de comércio exterior, quando medidos como proporção do produto agregado. Essa limitação sugere que o aprofundamento da integração da economia brasileira à economia mundial está longe de ter chegado ao fim. Especialmente se o País conseguir assegurar condições favoráveis para ampliação sustentada do seu comércio exterior, nas importantes negociações relativas à OMC, ao Mercosul e à ALCA, que deverão ter lugar nos próximos anos.

Certos desdobramentos desse processo de integração à economia mundial vêm sendo absorvidos com dificuldade pela opinião pública. Um aspecto que ainda dá lugar a sérias resistências é a crescente vinculação de preços internos de bens transacionados internacionalmente aos preços externos desses bens. Qualquer observador mais atento do debate econômico nos últimos anos não terá deixado de notar, por exemplo, as reações à política de vinculação dos preços internos de derivados de petróleo a preços externos, os protestos de indústrias consumidoras de aço contra a elevação de preços internos de produtos siderúrgicos, a reboque de aumentos nas cotações internacionais ou, ainda, a proposta de proibição de exportação de couro não processado, feita por produtores de artigos de couro. Naturalmente, tais resistências tendem a ser maiores quando se trata de bens cujos preços têm tido comportamento mais errático no mercado mundial. E de bens destinados a consumo final. São menores no caso de bens intermediários, cujas oscilações de preço tendem a ser percebidas de forma bem menos nítida pela população. Por outro lado, tanto no caso de bens finais como no de bens intermediários, a resistência à idéia de vinculação dos preços internos aos externos foi de alguma forma exacerbada pela acentuada depreciação da taxa de câmbio que teve lugar desde o início de 1999.

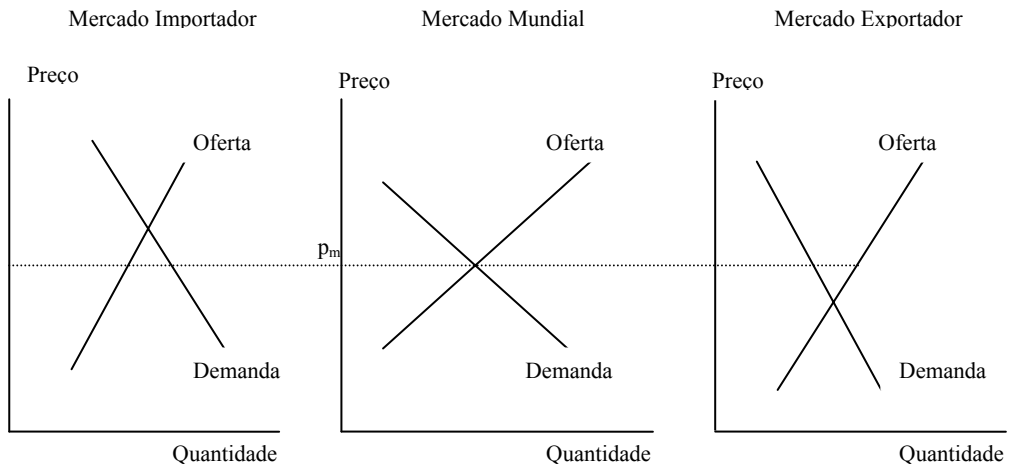
Este artigo deve ser visto como uma contribuição ao entendimento mais claro da vinculação entre preços internos e externos em uma economia aberta. Tenta dar à discussão enfoque mais amplo, lançando mão da evidência advinda da análise da evolução de preços internos de seis diferentes *commodities* em oito países distintos. Tomando-se períodos relativamente longos, examina-se em cada caso em que medida os movimentos do preço interno estiveram vinculados às oscilações da cotação da *commodity* no mercado mundial. Os seis produtos envolvem três *commodities* agrícolas – soja, milho e trigo – e três *commodities* industriais – cobre, alumínio e celulose. Os oito países são Estados Unidos, Canadá, Reino Unido, África do Sul, Turquia, Argentina, Chile e Brasil. O que inclui tanto exportadores como importadores das *commodities* consideradas.

O artigo contém cinco outras seções, além desta introdução. Na próxima, analisa-se a lógica do processo de determinação de preços em uma economia aberta, recapitulando-se a analise teórica tradicional e as importantes qualificações que merece. A terceira seção discute a metodologia da análise de séries temporais na qual se baseia o estudo empírico. A seção seguinte descreve os dados utilizados e suas peculiaridades. Os resultados obtidos são analisados na quinta seção. Na última, são apresentados os comentários finais.

2 DETERMINAÇÃO DE PREÇOS EM UMA ECONOMIA ABERTA

Abstraindo-se por um momento das fricções de toda ordem a que estão sujeitos os fluxos de comércio mundial, pode-se recorrer inicialmente à Figura 1 abaixo, para se relembrar a essência da lógica da formação de preço de um bem transacionado internacionalmente em uma economia aberta. Não havendo entraves de qualquer tipo à exportação ou à importação do bem, e sendo os mercados competitivos, o preço interno estará alinhado ao preço p_m determinado pela interação da oferta e da demanda no mercado mundial, como representado no gráfico central da Figura 1 (desenhado com a escala do eixo horizontal não comparável às escalas dos eixos correspondentes nos gráficos laterais). Presume-se que as taxas de câmbio estejam constantes de forma a que, nos três gráficos, os preços estejam cotados em dólares. O gráfico do lado esquerdo da figura ilustra o caso de uma economia que, ao preço p_m, dadas as peculiaridades locais da oferta e da demanda do bem, seria importadora do mesmo. A tal preço, a quantidade demandada nessa economia superaria a quantidade ofertada internamente. E a diferença seria suprida por importações. Já o gráfico da direita ilustra o caso de uma economia que, ao mesmo preço internacional p_m, seria exportadora do bem. A quantidade ofertada superaria a quantidade demandada, a diferença correspondendo a exportações do bem.

Figura 1



Essa estilização, por abstrata que seja, estabelece um referencial analítico básico que permite ressaltar o que há de mais essencial na vinculação entre preços internos e externos em uma economia aberta. Detecta o que é conhecido na teoria econômica como lei de um só preço. Partindo-se desse referencial, pode-se tornar a análise mais realista, incorporando-se qualificações indispensáveis que levam em conta as muitas fricções inerentes à complexidade do comércio internacional.

Correntes de comércio envolvem superação de distâncias e transposição de fronteiras nacionais. Há que se ter em mente, portanto, as fricções naturais que decorrem da simples existência de custos de transportes e de entraves diversos advindos das políticas comerciais de cada país e das políticas de preços das empresas envolvidas.

A existência de custos de transporte já seria razão suficiente para a persistência de diferenças significativas entre preços de uma mesma mercadoria em mercados distintos. É preciso ter em mente que tais custos envolvem não só despesas com frete, mas também com seguros e serviços portuários. Há muitos bens que não são objeto de operações de comércio exterior simplesmente porque os custos de transporte são proibitivos. É isto que estabelece a diferença entre bens que podem e que não podem ser transacionados internacionalmente. Boa parte do que é produzido numa economia diversificada enquadra-se no segundo caso, que inclui quase toda a produção do setor serviços e da indústria de construção. Naturalmente, não há qualquer vinculação entre os preços que um bem desse tipo alcança em diferentes países. Mas mesmos entre os bens transacionáveis, que são os que aqui interessam, custos de transporte podem ser extremamente relevantes, especialmente nos casos de mercadorias com alta relação peso-valor.

Fluxos de comércio são também afetados por medidas de política comercial. Há um amplo leque de intervenções possíveis. O país importador pode recorrer a tarifas ou à imposição de barreiras não tarifárias, como quotas e restrições fitossanitárias. Já o país exportador pode subsidiar exportações. Podem ainda ser adotadas políticas que buscam a estabilização de preços de determinados produtos. Há, portanto, do lado dos entraves e favorecimentos advindos das medidas de política comercial, fortes razões adicionais para que subsistam diferenças substanciais entre preços de um mesmo bem em mercados distintos.

Por fim, há que se ter em conta a possibilidade de práticas não competitivas no comércio exterior. Certas empresas com suficiente poder de mercado podem, por exemplo, discriminar preços, praticando preços que variam conforme o mercado. São freqüentes os casos de empresas que praticam *dumping*, cobrando pelo produto exportado preço mais baixo do que cobram pelo mesmo produto no mercado interno. Imperfeições na concorrência são, portanto, mais uma razão para discrepâncias entre cotações de um mesmo bem em diferentes mercados. Naturalmente, o espaço para discriminação de preços é mais amplo no caso de bens mais elaborados, com alguma diferenciação. É bem mais restrito no caso de *commodities*.

Todas essas qualificações são da maior importância e deixam claro que é mais do que natural que o preço interno de uma dada mercadoria seja diferente do preço externo. Mas a indagação que

norteia esse estudo não é se há, ou não, discrepâncias entre preços internos e preços internacionais. O que aqui se indaga é algo distinto. Diz respeito ao grau de vinculação entre esses preços. O que importa é verificar até que ponto os movimentos do preço interno acompanham os movimentos do preço externo. É perfeitamente possível que, embora persistam diferenças de nível entre os dois preços, sua evolução ao longo do tempo evidencie alto grau de vinculação entre os mesmos. Embora seja inegável que custos de transportes, entraves advindos de políticas comerciais e práticas não competitivas acabem levando a discrepância entre o preço interno e o externo, a magnitude dessa discrepância pode se manter relativamente estável, caso esses fatores subjacentes à discrepância não se alterem significativamente ao longo do tempo.[2]

Para boa parte desses fatores, essa parece ser uma hipótese de trabalho razoável. As exceções seriam instrumentos de política comercial concebidos exatamente para tornar a discrepância variável no tempo. O mais importante deles é o mecanismo da tarifa variável de importação, que é a pedra angular da política agrícola da Comunidade Européia. Tal tarifa é continuamente reajustada para compensar a diferença entre o preço flutuante do produto importado desembarcado e um preço de entrada oficialmente fixado para o produto de procedência estrangeira. Outro mecanismo, similar em certos aspectos ao anterior, mas algo distinto, é o sistema de banda de preços aplicado em alguns países, como o Chile, para proteger a produção agrícola interna de variações nos preços mundiais. Naturalmente, em mercados nos quais mecanismos deste tipo estão em operação, o grau de vinculação entre preços internos e externos tende a ser reduzido.

3 METODOLOGIA DO ESTUDO EMPÍRICO

Em que medida os movimentos aparentemente aleatórios de uma série temporal guardam relação de sincronia com os movimentos aleatórios de outra? Sincronia é a idéia intuitiva por trás do conceito de séries temporais cointegradas. Para responder a essa indagação, portanto, a análise do grau de vinculação dos preços internos aos preços internacionais foi feita tendo por base a teoria de cointegração entre séries temporais. Modelos de regressão linear não podem ser utilizados neste caso, pois séries de preços são, em geral, não-estacionárias e os resultados obtidos poderiam ser espúrios. A análise de cointegração verifica a existência de uma relação linear entre séries temporais não-estacionárias. Esta relação é conhecida como o equilíbrio de longo-prazo entre as séries.

[2] O propósito do estudo é tão-somente verificar em que medida tem havido sincronia entre movimentos de preços internos e externos de determinadas *commodities*, no grupo de países selecionados. Para uma análise de estudos empíricos bem mais ambiciosos sobre a lei de um só preço e paridade de poder de compra, ver Froot e Rogoff (1995) e Froot, Kim e Rogoff (2001). Para uma revisão recente da literatura relevante, ver Phillips e Pippenger (2005), que argúem que muitos dos testes que rejeitam a lei de um só preço não levam devidamente em conta que os produtos não são idênticos, que há custos de transação e que arbitragem leva tempo.

Para verificar a existência de cointegração foram utilizados dois procedimentos de teste: o de Engle e Granger (1987) e o de Johansen (1988)[3]. Nos casos em que houve evidência estatística de cointegração, foi estimado um modelo auto-regressivo de correção de erros definido por

$$z_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 p_t^* \tag{1a}$$

$$\Delta p_t = \pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta p_{t-i}^* + \varepsilon_t \tag{1b}$$

$$\Delta p_t^* = \lambda z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \rho_i \Delta p_{t-i}^* + \eta_t, \tag{1c}$$

onde z_t é a relação de equilíbrio de longo-prazo, p_t é o preço interno, p_t^* é o preço internacional, α_0, α_1, π, λ, ϕ_i, β_i, , ψ_i e ρ_i são parâmetros e ε_t e η_t são ruídos. As duas últimas equações têm por objetivo modelar o comportamento de curto-prazo das séries.

A estimação do modelo (1a) – (1c) é feita por máxima verossimilhança e a ordem dos termos auto-regressivos é escolhida por meio de critérios de ajuste que, em princípio, penalizam a adoção de modelos mais complexos. Foram também utilizados um teste de diagnóstico do tipo Multiplicador de Lagrange (LM), para verificar a presença de correlação serial estatisticamente significante nos resíduos das equações do modelo, e um teste para verificar a normalidade dos erros.

Para se analisar a dinâmica de um sistema descrito pelo conjunto de equações (1a) – (1c), pode ser útil recorrer ao conceito de resposta impulsional. Se as variáveis envolvidas no sistema estão em equilíbrio em um determinado instante de tempo, $t = 0$, um choque qualquer e único em apenas uma das equações desencadeará reações até que, em algum instante de tempo futuro, novo equilíbrio seja estabelecido. Como o modelo (1) representa apenas uma forma reduzida que pode estar, em princípio, associada a diversas formas estruturais, não é possível interpretar choques nas equações (1b) e (1c) como choques nos preços internos ou internacionais, respectivamente. Para que os efeitos de choques estruturais possam ser analisados, deve-se primeiro identificar a forma estrutural. Para isso a solução que em geral é adotada é a ortogonalização dos erros na forma reduzida por meio da decomposição de Choleski[4]. No problema em questão isso implicaria que um dos preços é exógeno ao outro e a decisão sobre qual deles seria exógeno é tomada *a priori*, pois a decomposição de Choleski depende da ordenação das variáveis no modelo[5]. Uma alternativa, que não exige nenhuma decisão a respeito da exogeneidade de um dos preços, é a resposta impulsional generalizada proposta por Pesaran e Shin (1998)[6]. Nesta abordagem não é necessária a ortogonalização dos choques e os resultados são invariantes à ordenação das variáveis.

[3] Para boas revisões sobre cointegração e sobre as metodologias utilizadas neste artigo, ver Hendry e Joselius (2000, 2001).
[4] Ver, por exemplo, Enders (2004, pág. 272 – 280).
[5] Para maiores detalhes veja Lütkepohl (1991, Seção 2.3.2).
[6] Ver, também, Pesaran e Shin (1996).

Neste artigo, foi adotada a resposta impulsional generalizada para análise da trajetória do preços internos após um choque de um desvio padrão nos preços internacionais, em um instante de tempo qualquer. Os resultados são apresentados na forma de gráficos. A abscissa mede o tempo transcorrido após a ocorrência do choque. Já a ordenada indica a própria resposta impulsional. Para facilitar a compreensão dos gráficos que serão apresentados a seguir, vale considerar alguns padrões para resposta impulsional[7]:

(a) as trajetórias tendem para uma constante não nula, pois as séries de preços são não-estacionárias. A convergência para esta constante indica que um novo equilíbrio foi restabelecido;

(b) valores acima/abaixo da constante de equilíbrio indicam que os preços internos estão crescendo mais/menos do que no longo-prazo (equilíbrio);

(c) valores oscilatórios indicam um efeito cíclico do choque, ou seja, que a magnitude da tendência de crescimento dos preços internos irá oscilar em torno da tendência de equilíbrio, mas irá, em algum momento, convergir para este valor;

(d) valores negativos para resposta impulsional indicam que a resposta dos preços internos possui sinal contrário ao choque nos preços internacionais.

Por outro lado, três questões importantes devem ser abordadas: o efeito de possíveis variáveis omitidas nas equações (1a) – (1c), endogeneidade das variáveis e quebras estruturais referentes à mudanças no nível de abertura dos países em consideração, políticas comerciais ou estrutura de mercado.

A conseqüência da omissão de variáveis relevantes em modelos de regressão é amplamente discutida na literatura para o caso em que as variáveis em consideração são estacionárias. No caso de variáveis não-estacionárias e cointegradas, as referências ainda são bastante reduzidas. Uma das poucas exceções é o trabalho de Österholm (2003). Dois pontos devem ser levados em conta:

(a) caso as variáveis omitidas sejam estacionárias, nem os testes de cointegração nem a inferência nos parâmetros do vetor de cointegração, equação (1a), são afetados. Entretanto, testes nos parâmetros ϕ_i, β_i, , ψ_i e ρ_i, i =1,..., p, nas equações (1b) e (1c) podem ser tendenciosos devido ao possível viés de variáveis omitidas. Por isso, testes de causalidade não são abordados neste artigo. A interpretação das respostas impulsionais também pode ser prejudicada. Neste caso, é mais conveniente interpretar os resultados como o efeito nos preços internos de um choque genérico na equação (1c) e não de um choque estrutural;

(b) no caso da omissão de variáveis não-estacionárias, os testes de cointegração são afetados. Por exemplo, considere três variáveis cointegradas x_t, y_t, e z_t. Suponha ainda que x_t e y_t não sejam cointegradas. Logo, a omissão da variável z_t levaria à conclusão que não há relação de longo prazo entre x_t e y_t. Portanto, é importante ressaltar que a não rejeição da hipótese nula de

[7] Ver Lütkepohl e Reimers (1992).

inexistência de cointegração entre os preços internos e externos pode ter ser conseqüência da omissão de variáveis[8]. Entretanto, para o objetivo central deste artigo, esse efeito não é tão prejudicial, pois o interesse é a verificação de equilíbrio de longo-prazo apenas entre os preços internos e externos.

O efeito de possíveis variáveis endógenas na estimação de relações entre variáveis cointegradas é bastante discutido na literatura[9]. É fato conhecido que endogeneidade não afeta a propriedade de super consistência do estimador de mínimos quadrados em sistemas cointegrados. No entanto, a distribuição assintótica dos estimadores deixa de ser padrão e a inferência tradicional não pode ser utilizada. Mas, dada a super consistência dos estimadores, os testes de cointegração não são prejudicados, ao menos assintoticamente. Por outro lado, em amostras muito pequenas, variáveis endógenas podem introduzir viés na estimação. Para resolver este problema são introduzidos retardos e avanços das variáveis explicativas na equação de regressão. Este procedimento é chamado de mínimos quadrados dinâmicos.

O efeito de quebras estruturais afeta os resultados dos testes de cointegração. Pode-se não rejeitar a hipótese nula de não-cointegração quando, ao longo da amostra analisada, mudanças de política podem, por exemplo, ter alterado a relação de longo-prazo entre as variáveis. Para atenuar o problema, a amostra considerada neste artigo refere-se somente à década de 90 e aos anos 2000 e 2001. Além disso, os casos em que não foi encontrada evidência estatística de vinculação entre os preços domésticos e internacionais foram cuidadosamente analisados de forma a ressaltar efeitos de possíveis quebras estruturais.

4 DADOS UTILIZADOS

Foram analisados mercados de seis *commodities* em oito países diferentes. Três das *commodities* são agrícolas: soja, milho e trigo. As outras três são industriais: cobre, alumínio e celulose. Entre os países selecionados, há três economias desenvolvidas – Estados Unidos, Canadá, Reino Unido – e cinco em desenvolvimento – África do Sul, Turquia, Argentina, Chile e Brasil. Vários desses países são produtores importantes das *commodities* consideradas.

Como não foi possível trabalhar diretamente com cotações das *commodities* em cada um desses mercados, recorreu-se a índices mensais de preços internos. O único país para o qual existem séries de preços de matérias primas compradas pela indústria para as seis *commodities* em estudo é o Canadá. Existe um índice semelhante para celulose e produtos similares no Reino Unido. Os demais índices são relativos a preços recebidos pelo produtor (África do Sul: alumínio, celulose e cobre; Argentina: milho, trigo e soja; Brasil: todas as *commodities* em exame; EUA: todas as *commodities* em exame; Reino Unido: alumínio, cobre e farinha de trigo), ou preços por atacado (Chile: alumínio, celulose, cobre, milho e trigo; Turquia: todas as *commodities* em exame). Quanto às cotações internacionais de *commodities* e às taxas de câmbio, foram utilizados dados publicados em *International Monetary*

[8] Ver, por exemplo, Legrenzi e Milas (2002) para uma discussão semelhante.
[9] Ver, por exemplo, a discussão de Maddala e Kim (1998), cap. 5.

Fund, Financial Statistics. Maiores informações sobre as diversas séries em que se baseia o estudo podem ser encontradas no Apêndice sobre Dados, ao final do artigo.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados obtidos estão relatados nas páginas que se seguem. Para cada *commodity*, apresentam-se dois conjuntos de gráficos e uma tabela. O primeiro conjunto mostra, para os diversos países, a evolução dos preços internos contraposta à do preço internacional. O segundo conjunto, mostra a resposta impulsional generalizada do preço doméstico a um choque de um desvio padrão na equação dos preços internacionais, em cada país. Na primeira tabela, apresentam-se os resultados dos testes e os vetores de cointegração estimados pelas duas metodologias.

Alguns pontos devem ser ressaltados. Primeiro, como já discutido anteriormente, é importante mencionar que os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) do vetor de cointegração são super-consistentes (Stock 1987), mesmo no caso em que os preços internos e externos são endógenos. No entanto, o teste *t* usual só é válido no caso de exogeneidade dos preços internacionais. Por esse motivo, os erros-padrão dos parâmetros estimados da relação de longo-prazo (vetor de cointegração) não são apresentados nas tabelas. Além disso, o escopo do artigo é testar se há ou não um grau de vinculação entre os preços e não interpretar as relações de longo-prazo. Outro ponto relevante é o viés em pequenas amostras do estimador do vetor de cointegração na metodologia de Engle-Granger, como relatado por diversos autores[10]. Uma solução para o problema é a utilização de um modelo dinâmico[11] como proposto por Saikkonen (1991) e Stock e Watson (1993). No entanto, o modelo dinâmico só foi utilizado nos casos em que os resultados da metodologia Engle-Granger e de Johansen produziram resultados muito distintos. Novamente, a justificativa para essa abordagem é que o foco do artigo não está na interpretação da relação de longo-prazo e sim na existência ou não dessa relação. Um terceiro e último ponto refere-se ao procedimento de Johansen. Huang e Yang (1996) ressaltam que o teste de Johansen tende a rejeitar acima do esperado a hipótese nula de não-cointegração nos casos para os quais os erros do modelo não são independentes e gaussianos. Para tentar remediar o problema, foram utilizados testes de normalidade no ciclo de modelagem dos modelos vetorias.

5.1 Alumínio

As Figuras 2 e 3 e a Tabelas 1 apresentam os resultados referentes ao alumínio. A Figura 2 mostra a evolução dos preços domésticos e do preço internacional. À primeira vista, com exceção da África do Sul e do Chile, todos os países parecem ter alto grau de aderência aos preços internacionais. A série de preços para o Chile apresenta uma queda de nível em julho de 1994, o que pode, a princípio, afetar os resultados da análise de cointegração.

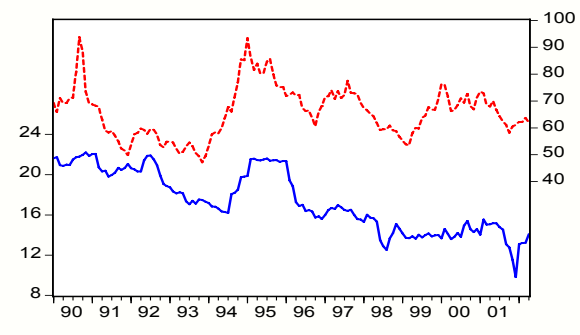
[10] Ver, por exemplo, Banerjee *et al*. (1986), Banerjee *et al*. (1993)

Os resultados da metodologia de Engle-Granger corroboram em parte as conclusões obtidas a partir da análise gráfica, indicando evidência de cointegração para todos os países a menos África do Sul e Chile (vide Tabela 1). No caso do Chile, mesmo considerando-se a amostra a partir de julho de 1994, não foi encontrada nenhuma evidência de sincronismo entre as séries de preços[12]. A metodologia de Johansen indica que no caso da Turquia também não há cointegração. Isso pode ter decorrido, em parte, do menor número de observações (99).

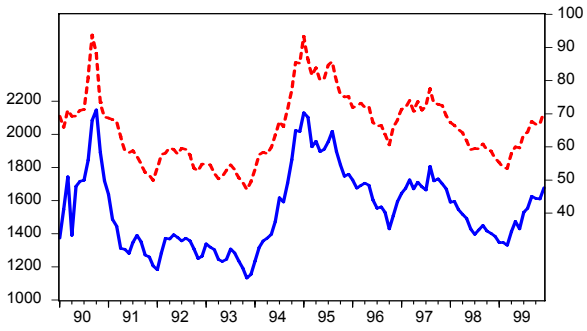
Na Figura 3 estão ilustradas as respostas impulsionais generalizadas a um choque de um desvio padrão no preço internacional. No Brasil o equilíbrio é restabelecido em torno de 30 meses após o choque. No Canadá, Reino Unido e Turquia a relação de equilíbrio é restaurada após 20 meses. Já para o caso dos Estados Unidos, o restabelecimento do equilíbrio se dá em torno de um ano após o choque.

[11] Inclusão de valores defasados e futuros da primeira diferença de ambas as séries na equação.
[12] A partir de julho de 1994 a série de preços do alumínio para o Chile é considerada estacionária tanto pelo teste aumentado de Dickey-Fuller quanto pelo teste de Phillips-Perron.

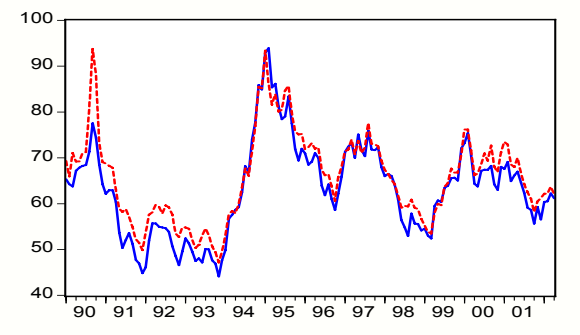
Figura 2: Alumínio - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)



(a) África do Sul

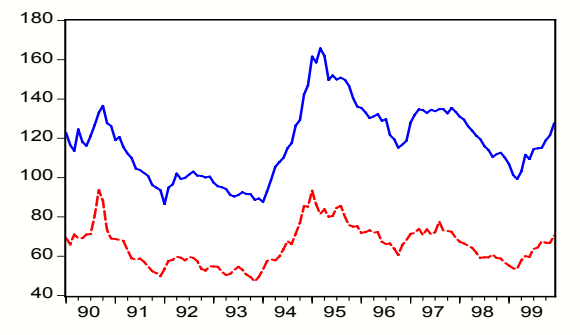


(b) Brasil

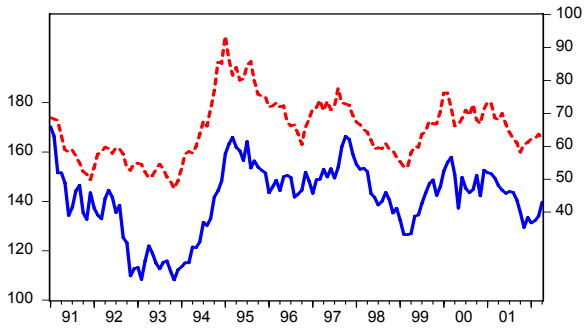


(c) Canadá

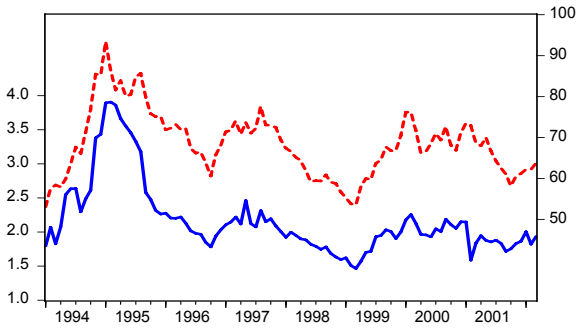
(d) Chile



(e) E.U.A.

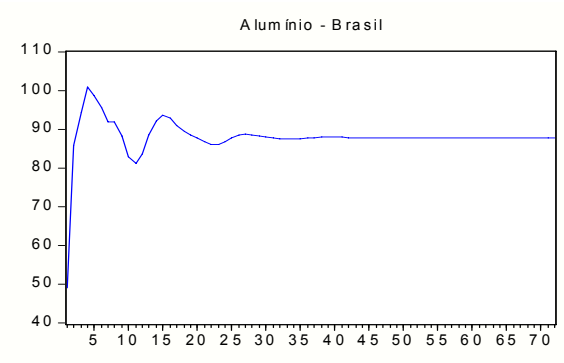


(f) Reino Unido

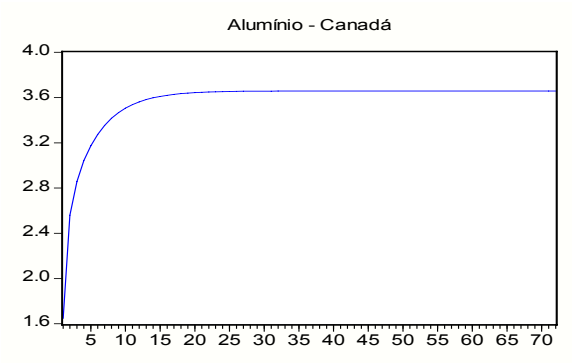


(g) Turquia

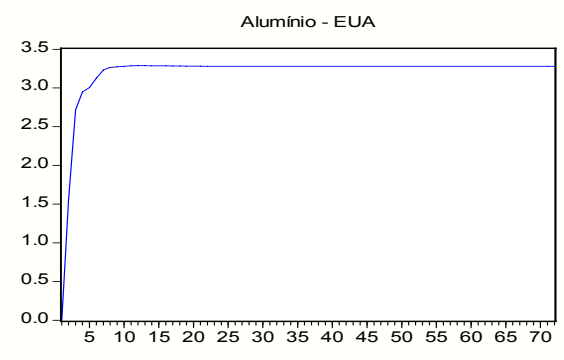
Figura 3: Alumínio
Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



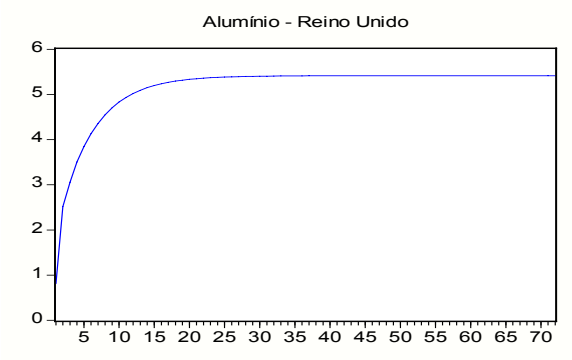
(a) Brasil



(b) Canadá



(c) EUA



(d) Reino Unido

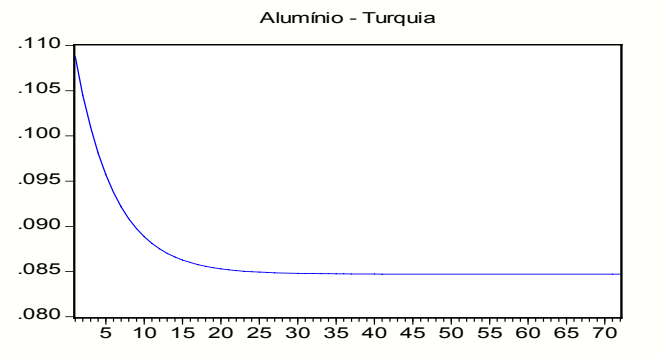


Tabela 1: Resultados dos testes de cointegração para o caso do Alumínio.

	Alumínio			
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.189	0.115	–	–
África do Sul	0.552	0.542	0.117	0.117
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Brasil	0.280	0.234	0.018	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 61.986 + 22.632 *preço internacional*			
Canadá	0.281	0.181	0.001	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -4.282 + 1.025 *preço internacional*			
Chile	0.623	0.260	0.164	0.146
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
E.U.A	0.639	0.439	0.023	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 9.147 + 1.660 *preço internacional*			
Reino Unido	0.076	0.075	0.008	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 63.918 + 1.843 *preço internacional*			
Turquia	0.422	0.400	0.004	0.003
Longo-Prazo:	*preço interno* = -1.550+ 0.054 *preço internacional*			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
África do Sul	0.472	0.412	0.579	0.412
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Brasil	0.018	0.125	0.042	0.125
Longo-Prazo:	*preço interno* = 15.434 + 23.384 *preço internacional*			
Canadá	0.000	0.688	0.000	0.688
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.9457 *preço internacional*			
Chile	0.469	0.255	0.729	0.255
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
E.U.A	0.022	0.916	0.013	0.916
Longo-Prazo:	*preço interno* = 1.809 *preço internacional*			
Reino Unido	0.003	0.161	0.004	0.161
Longo-Prazo:	*preço interno* = 49.032 + 1.397 *preço internacional*			
Turquia	0.169	0.550	0.137	0.550
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a jánela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

5.2 Celulose

As Figuras 4 e 5 e a Tabela 2 ilustram os resultados referentes à celulose. A Figura 4 mostra a evolução dos preços domésticos e do preço internacional. Pela análise da Figura 4, nota-se que os preços praticados na África do Sul e na Turquia apresentam, graficamente, baixo grau de aderência ao preço internacional. No caso da África do Sul, as discrepâncias aumentam aparentemente após 1997. No Reino Unido, os preços internos parecem vinculados aos preços internacionais até meados de 1999. Já no final da amostra os preços internos não seguem o comportamento das cotações internacionais. Todos os outros países apresentam alto grau de aderência ao preço praticado internacionalmente. Vale ressaltar o caso do Brasil, onde o grau de aderência aumenta muito após 1993.

A metodologia de Engle-Granger aponta para existência de cointegração em todos os casos com a exceção, como esperado, da África do Sul. Para Brasil e Turquia a evidência de cointegração não é tão forte (veja os *p*-valores na Tabela 2). No caso brasileiro, isso deve-se em parte ao baixo grau de vinculação no início da amostra. Por exemplo, aplicando o procedimento de Engle-Granger a partir de 1993, o *p*-valor do teste aumentado de Dickey-Fuller aplicado nos resíduos da regressão estática cai de 0.034 para 0.0003 e o *p*-valor do teste Phillips-Perron cai de 0.034 para 0.0001. Já para o caso da Turquia, uma possível explicação é o baixo grau de aderência da regressão estática, principalmente no final da amostra. No entanto, os resultados tanto dos testes quanto da estimação dos parâmetros não são muito alterados caso seja utilizado um modelo dinâmico ao invés do estático.

Já a metodologia de Johansen indica que no caso do Reino Unido também não há cointegração. Isso, em parte, pode ter sido causado pela mudança de comportamento das séries de preços britânicas após 1999. Entretanto, mesmo com os anos de 1999-2002 eliminados da amostra, os testes do traço e do máximo autovalor não rejeitam hipótese nula de não-cointegração. Outra razão é a não-normalidade dos erros do modelo com correção de erros. Vale ressaltar também a grande diferença de estimação da relação de longo-prazo entre as duas metodologias para o caso turco. Como já mencionado anteriormente, uma possível causa para isso é o reduzido número de observações.

Na Figura 5, estão ilustradas as respostas impulsionais generalizadas a um choque de um desvio padrão no preço internacional. O Canadá e os Estados Unidos absorvem o choque em aproximadamente 30 meses, Reino Unido e Chile em 20 meses e Brasil e Turquia em 12 meses.

Figura 4: Celulose - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)

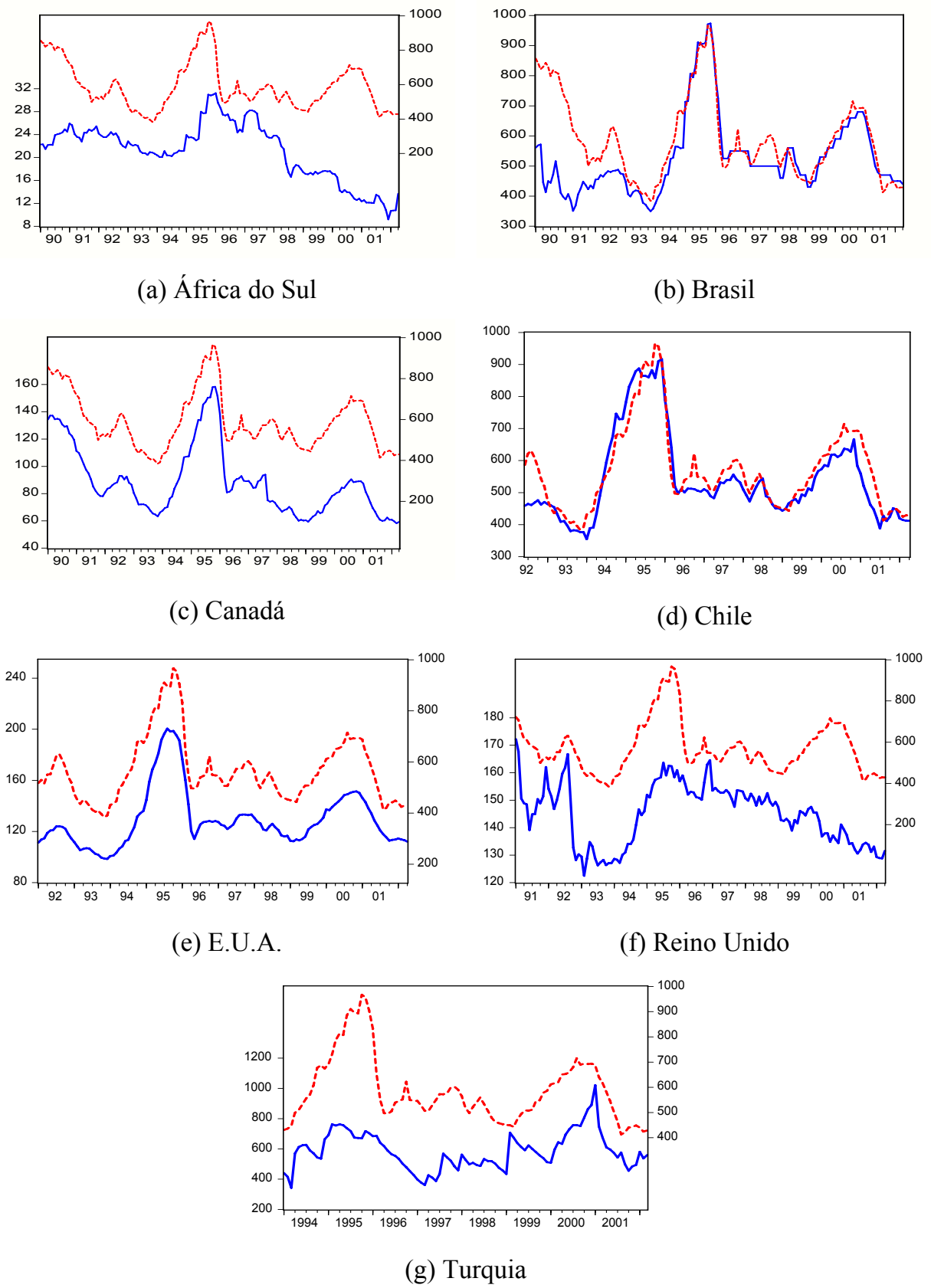
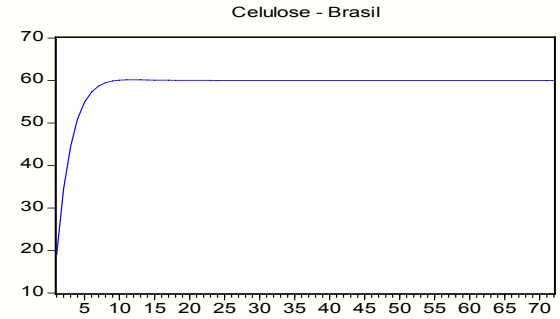
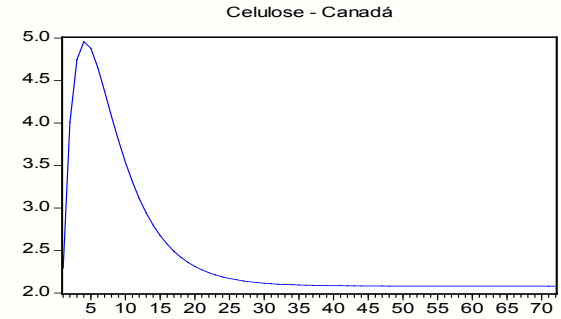


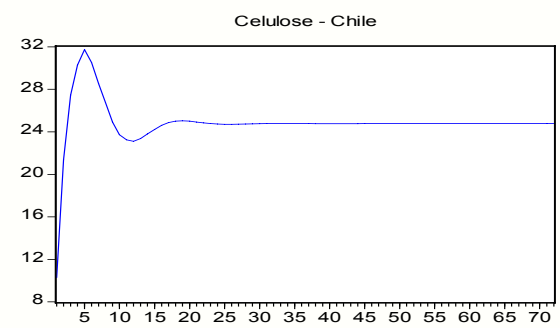
Figura 5: Celulose
Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



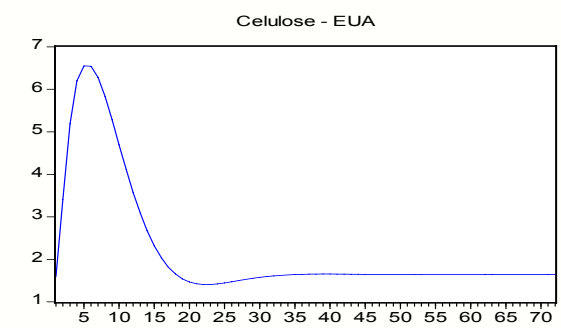
(a) Brasil



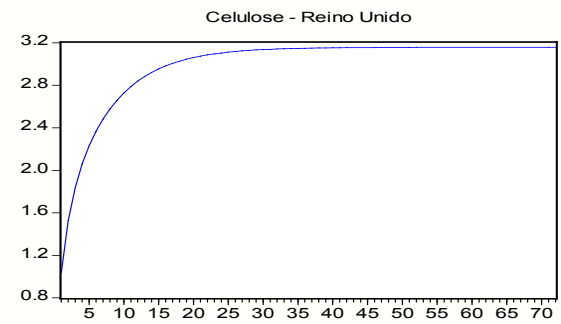
(b) Canadá



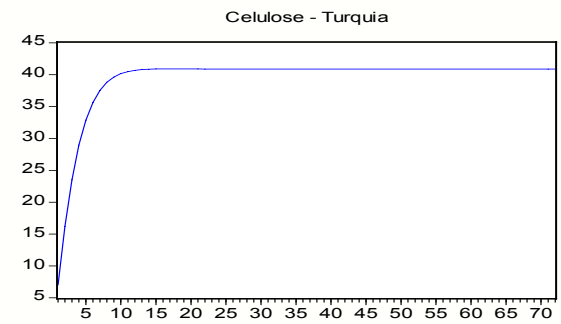
(c) Chile



(d) E.U.A.



(e) Reino Unido



(f) Turquia

Tabela 2: Resultados dos testes de cointegração para o caso da Celulose.

	Celulose			
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.078	0.089	—	—
África do Sul	0.850	0.832	0.260	0.212
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Brasil	0.203	0.197	0.034	0.034
Longo-Prazo:	*preço interno* = 144.024 + 0.650 *preço internacional*			
Canadá	0.118	0.158	0.020	0.020
Longo-Prazo:	*preço interno* = -12.201 + 0.171 *preço internacional*			
Chile	0.381	0.329	0.006	0.006
Longo-Prazo:	*preço interno* = -16.446 + 0.982 *preço internacional*			
E.U.A	0.021	0.142	0.019	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 32.108 + 0.171 *preço internacional*			
Reino Unido	0.062	0.045	0.002	0.002
Longo-Prazo:	*preço interno* = 116.206 + 0.050 *preço internacional*			
Turquia	0.080	0.076	0.018	0.015
Longo-Prazo:	*preço interno* = 252.261 + 0.568 *preço internacional*			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
África do Sul	0.148	0.481	0.133	0.481
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Brasil	0.031	0.323	0.032	0.323
Longo-Prazo:	*preço interno* = -98.038 + 1.140 *preço internacional*			
Canadá	0.113	0.495	0.095	0.495
Longo-Prazo:	*preço interno* = -40.156 + 0.218 *preço internacional*			
Chile	0.004	0.061	0.001	0.061
Longo-Prazo:	*preço interno* = -85.601 + 1.113 *preço internacional*			
E.U.A	0.089	0.949	0.060	0.949
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.229 *preço internacional*			
Reino Unido	0.114	0.105	0.327	0.105
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Turquia	0.067	0.809	0.045	0.809
Longo-Prazo:	*preço interno* = 1.001 *preço internacional*			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a janela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

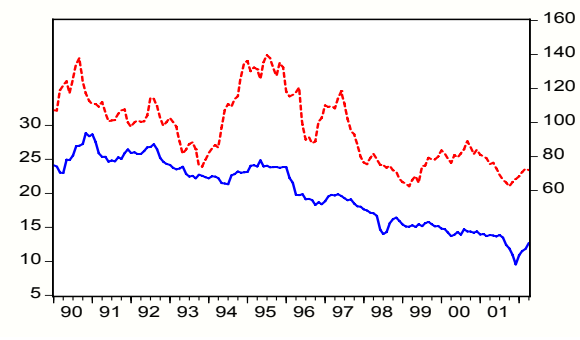
5.3 Cobre

As Figuras 6 e 7 e a Tabela 3 ilustram os resultados referentes ao cobre. A Figura 6 mostra a evolução dos preços domésticos e do preço internacional. Graficamente, com exceção da África do Sul e da Turquia, todos os países apresentam elevados graus de aderência.

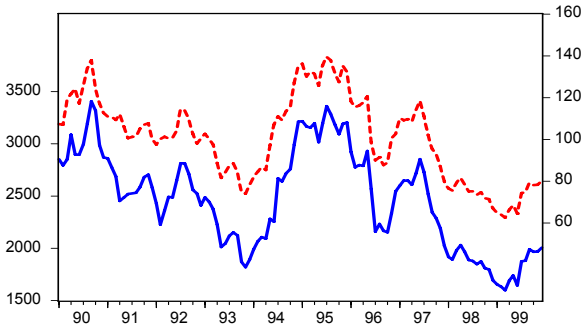
A metodologia de Engle-Granger corrobora em parte a análise acima, não indicando evidência de cointegração para o caso Turquia. Já para o caso sul-africano, a evidência de vinculação entre os preços internos e internacionais é baixa, mas significativa, considerando-se um nível de significância de 5%. Vale ressaltar que para o caso britânico, a evidência de vinculação entre os preços é ainda mais fraca. Por outro lado, os resultados obtidos pela metodologia de Johansen indicam a não-vinculação das séries de preços para os casos da África do Sul, Reino Unido e Turquia.

Na Figura 7 estão ilustradas as respostas impulsionais generalizadas a um choque de um desvio padrão no preço internacional. Brasil, Canadá e Estados Unidos absorvem rapidamente o choque nos preços internacionais. No caso do Chile, o equilíbrio é restabelecido aproximadamente dois anos após o choque. Nos casos da África do Sul e do Reino Unido, a absorção é muito mais lenta, podendo indicar que de fato não há relação de cointegração.

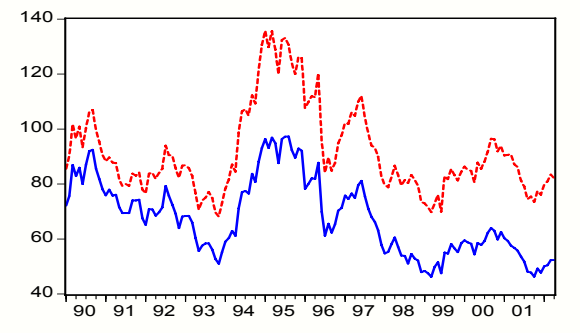
Figura 6: Cobre - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)



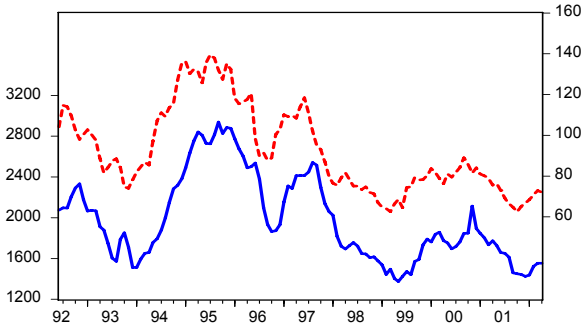
(a) África do Sul



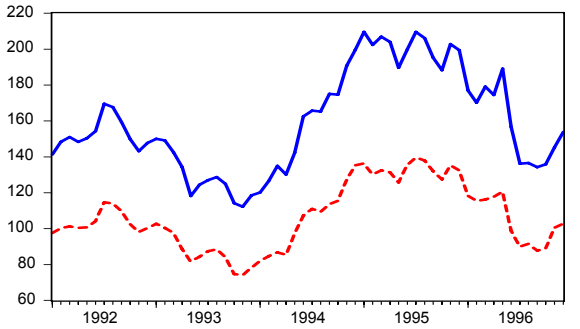
(b) Brasil



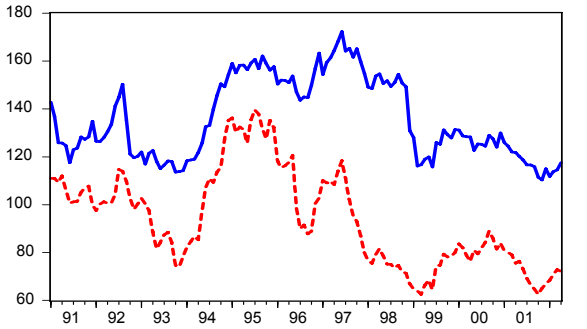
(c) Canadá



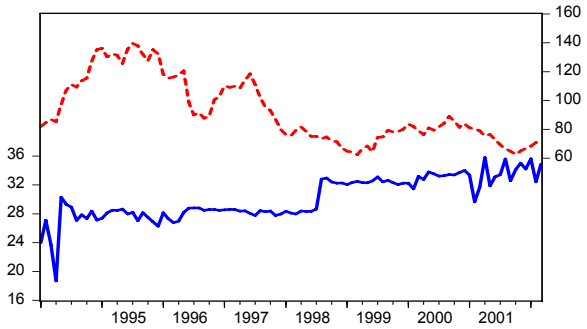
(d) Chile



(e) E.U.A.



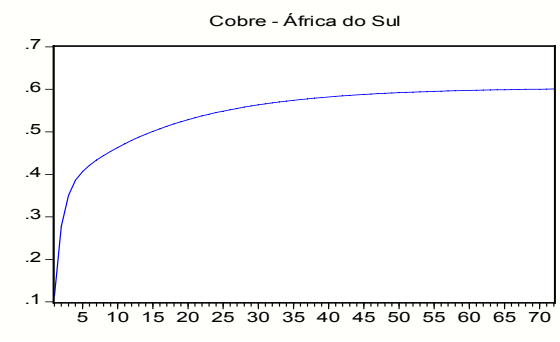
(f) Reino Unido



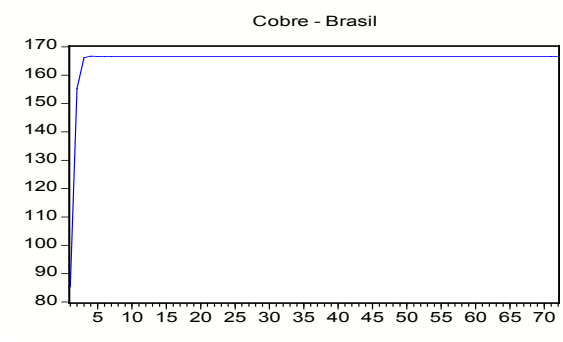
(g) Turquia

Figura 1: Cobre

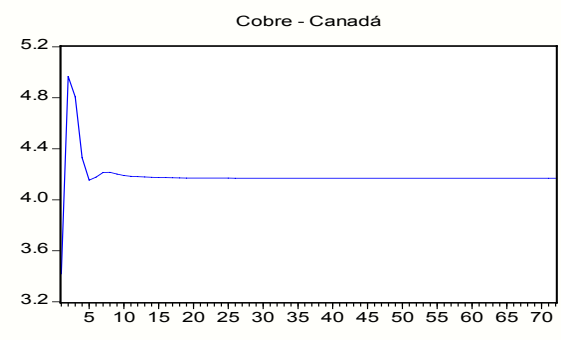
Figura 2: Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



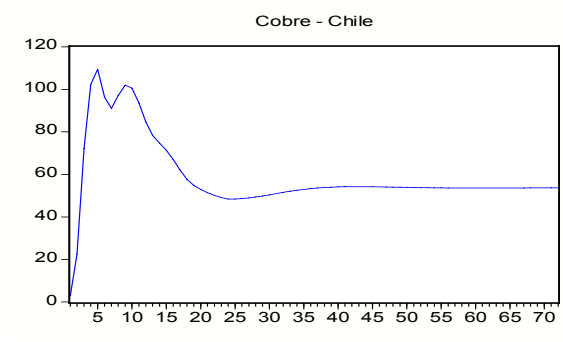
(a) África do Sul



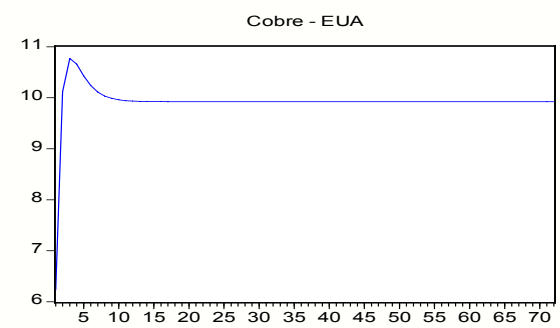
(b) Brasil



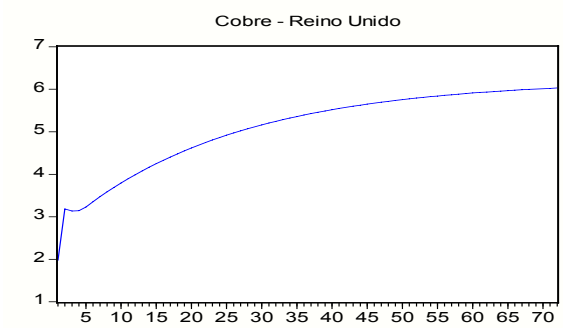
(c) Canadá



(d) Chile



(e) EUA



(e) Reino Unido

Tabela 3: Resultados dos testes de cointegração para o caso do Cobre.

	Cobre			
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.484	0.480	–	–
África do Sul	0.931	0.891	0.043	0.029
Longo-Prazo:	*preço interno* = 3.287 + 0.175 *preço internacional*			
Brasil	0.532	0.402	0.007	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 164.537 + 22.867 *preço internacional*			
Canadá	0.442	0.429	0.024	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 5.176 + 0.651 *preço internacional*			
Chile	0.403	0.455	0.012	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 321.957 + 17.902 *preço internacional*			
E.U.A	0.410	0.326	0.022	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.245 + 1.485 *preço internacional*			
Reino Unido	0.557	0.503	0.074	0.085
Longo-Prazo:	*preço interno* = 88.097 + 0.508 *preço internacional*			
Turquia	0.012	0.000	–	–
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
África do Sul	0.131	0.312	0.145	0.312
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Brasil	0.000	0.472	0.000	0.472
Longo-Prazo:	*preço interno* =132.226 + 23.130 *preço internacional*			
Canadá	0.001	0.358	0.000	0.358
Longo-Prazo:	*preço interno* =5.475 + 0.647 *preço internacional*			
Chile	0.031	0.388	0.027	0.388
Longo-Prazo:	*preço interno* = 318.364 + 17.817 *preço internacional*			
E.U.A	0.000	0.847	0.000	0.847
Longo-Prazo:	*preço interno* = 1.471 *preço internacional*			
Reino Unido	0.437	0.573	0.403	0.573
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Turquia	0.202	0.791	0.114	0.791
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a janela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

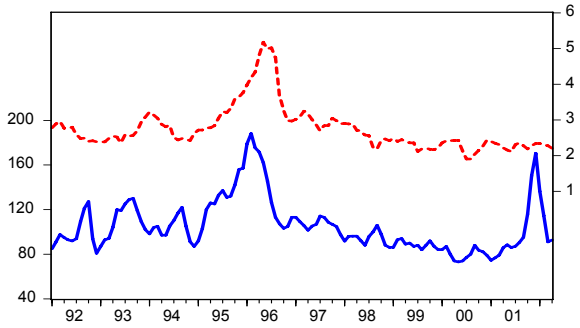
[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

5.4 Milho

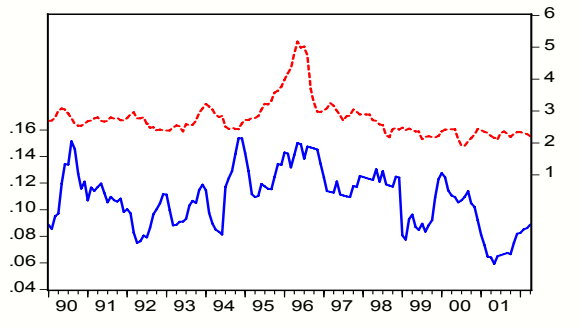
As Figuras 8 e 9 e a Tabela 4 ilustram os resultados referentes ao milho. Todos os países apresentaram elevado grau de vinculação ao preço internacional. Este fato é corroborado pela análise de cointegração. A metodologia de Engle-Granger indicou cointegração entre os preços domésticos e o internacional para todos os países analisados. Já o procedimento de Johansen não rejeitou a hipótese nula de não-cointegração para o caso da Turquia.

A Figura 9 apresenta a resposta impulsional generalizada do preço doméstico ao choque de um desvio padrão no preço internacional. Deve-se notar que, a menos da Argentina, todos os países absorvem rapidamente o choque, restabelecendo a relação de equilíbrio em torno de um ano.

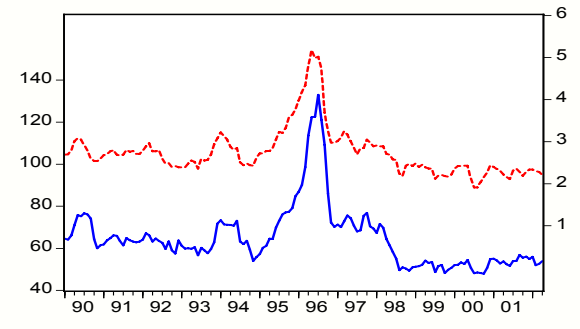
Figura 3: Milho - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)



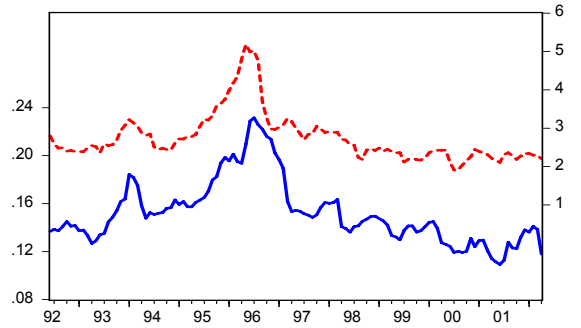
(a) Argentina



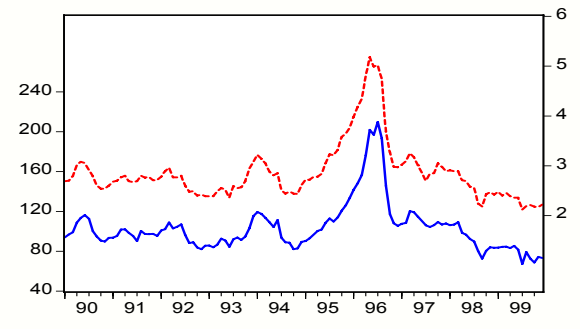
(b) Brasil



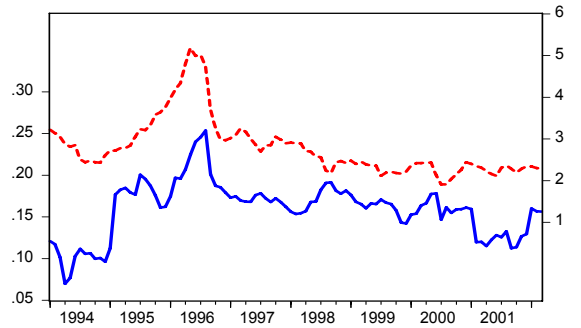
(c) Canadá



(d) Chile

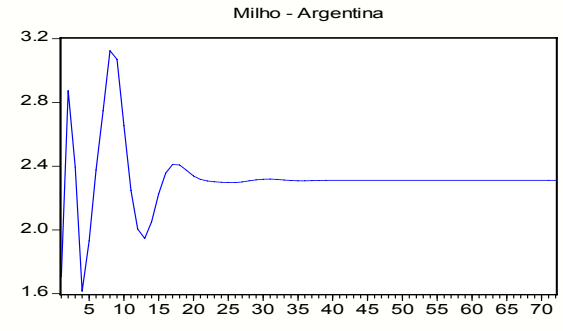


(e) E.U.A.

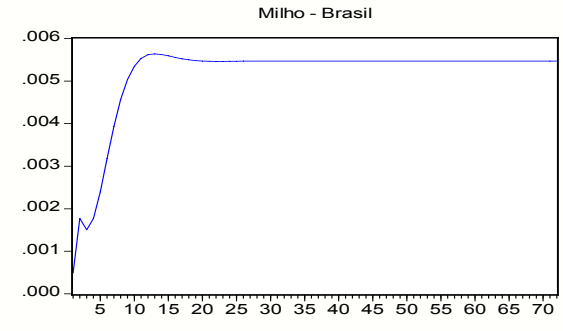


(f) Turquia

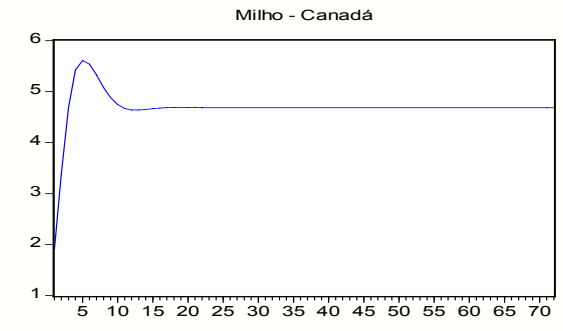
Figura 4: Milho
Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



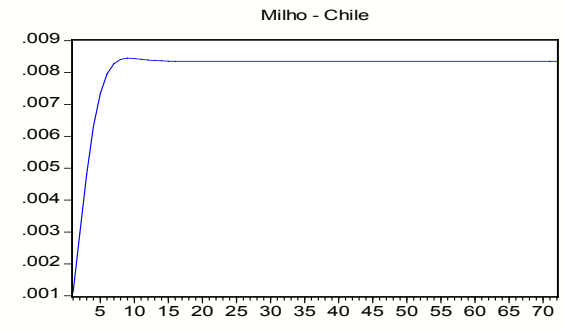
(a) Argentina



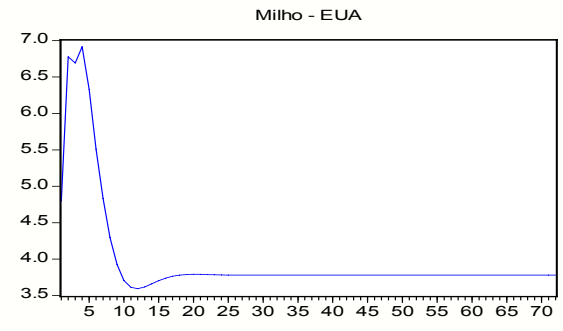
(b) Brasil



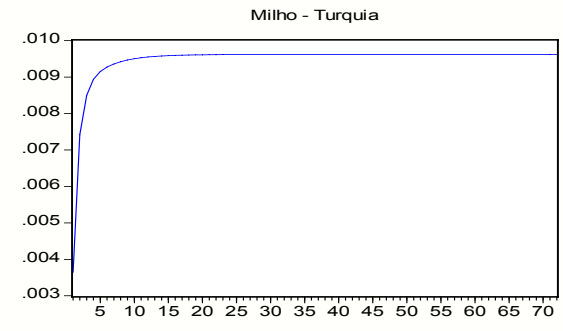
(c) Canadá



(d) Chile



(e) E.U.A.



(f) Turquia

Tabela 4: Resultados dos testes de cointegração para o caso do Milho.

Milho				
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.133	0.208	–	–
Argentina	0.241	0.078	0.001	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 38.069 + 24.494 *preço internacional*			
Brasil	0.197	0.080	0.003	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.052 + 0.020 *preço internacional*			
Canadá	0.074	0.124	0.000	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -3.100 + 24.703 *preço internacional*			
Chile	0.457	0.454	0.000	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.053+ 0.036 *preço internacional*			
E.U.A	0.368	0.098	0.000	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -16.719+ 41.920 *preço internacional*			
Reino Unido	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
Turquia	0.210	0.125	0.008	0.004
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.085 + 0.027 *preço internacional*			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
Argentina	0.001	0.824	0.001	0.824
Longo-Prazo:	*preço interno* = 38.289 *preço internacional*			
Brasil	0.016	0.408	0.012	0.408
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.016 + 0.033 *preço internacional*			
Canadá	0.003	0.535	0.002	0.535
Longo-Prazo:	*preço interno* = 23.590 *preço internacional*			
Chile	0.004	0.544	0.002	0.544
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.030 + 0.046 *preço internacional*			
E.U.A	0.000	0.059	0.000	0.059
Longo-Prazo:	*preço interno* = -8.914 + 39.408 *preço internacional*			
Reino Unido	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
Turquia	0.190	0.371	0.225	0.371
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a janela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

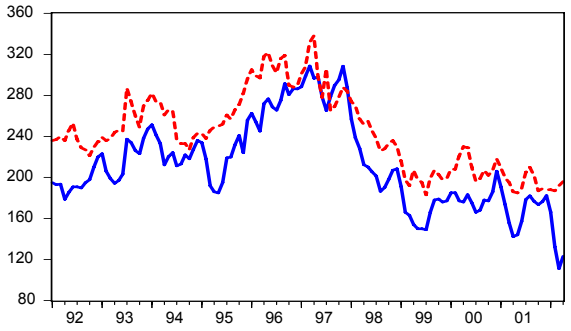
[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

5.5 Soja

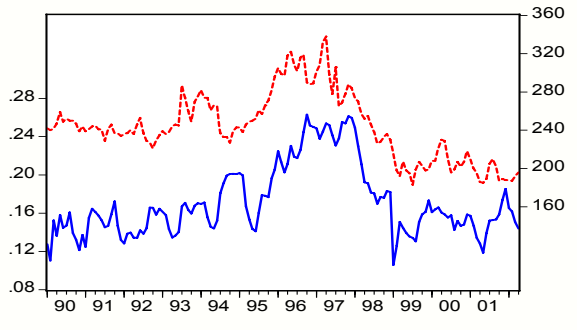
As Figuras 10 e 11 e a Tabela 5 ilustram os resultados referentes à soja. Todos os cinco países apresentaram alto grau de vinculação dos preços internos ao internacional. Este fato é confirmado pela análise de cointegração. O teste de Johansen e a metodologia de Engle-Granger evidenciaram cointegração entre os preços domésticos e o internacional para todos os países analisados (vide Tabela 5).

A Figura 11 ilustra a resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário nos preços internacionais. Deve-se notar que todos os países absorvem rapidamente o choque, restabelecendo a relação de equilíbrio em torno de dois anos.

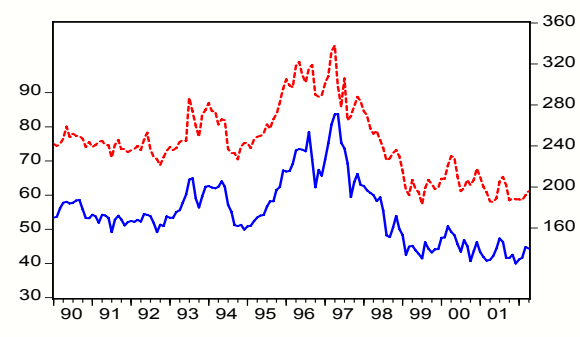
Figura 5: Soja - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)



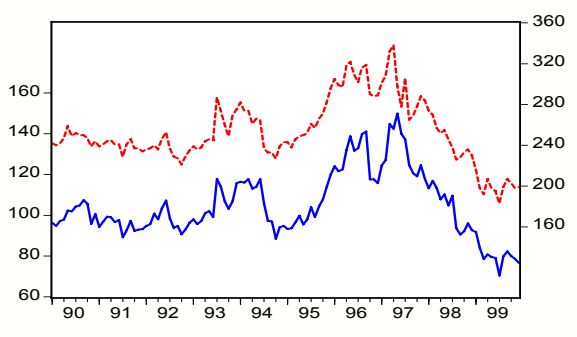
(a) Argentina



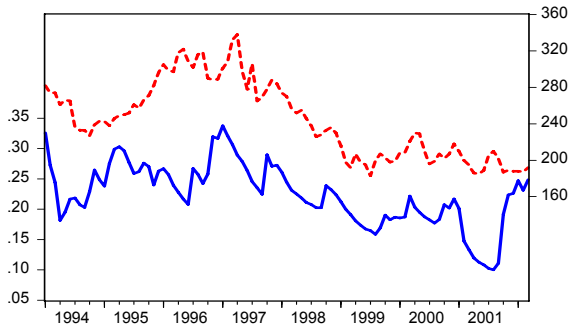
(b) Brasil



(c) Canadá

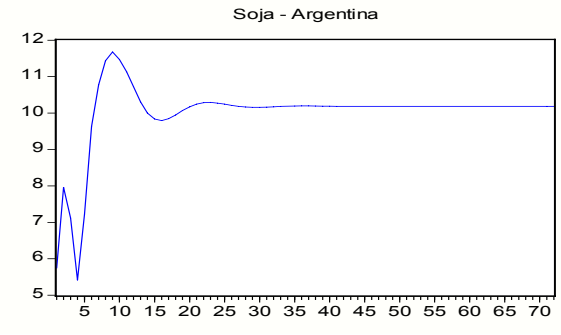


(d) E.U.A

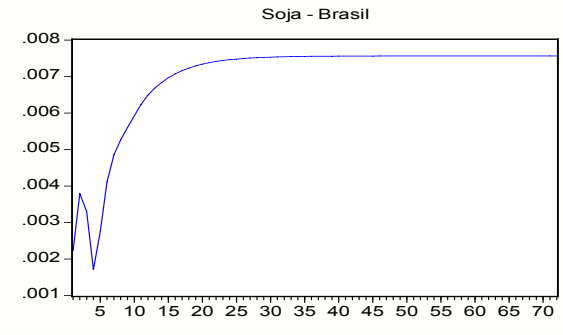


(e) Turquia

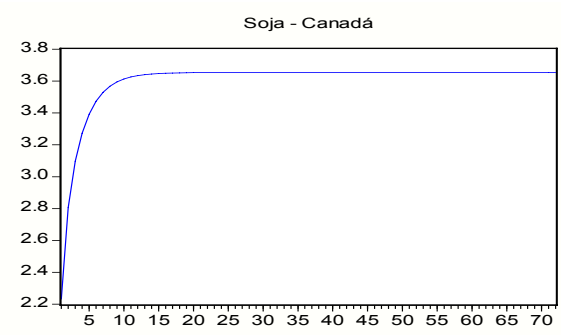
Figura 6: Soja
Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



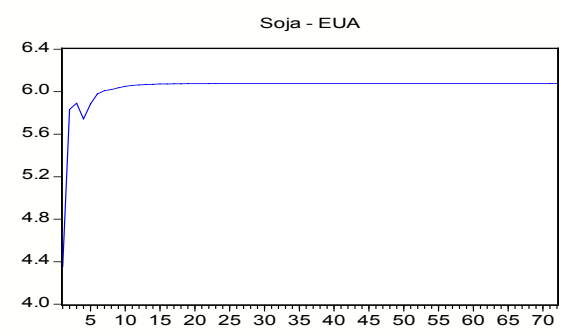
(a) Argentina



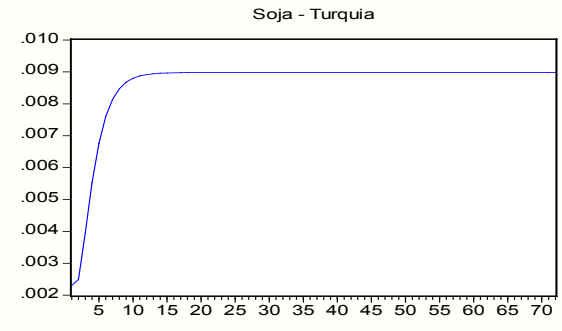
(b) Brasil



(c) Canadá



(d) E.U.A.



(e) Turquia

Tabela 5: Resultados dos testes de cointegração para o caso da Soja.

Soja				
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.688	0.467	–	–
Argentina	0.637	0.650	0.000	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -40.403 + 1.037 *preço internacional*			
Brasil	0.196	0.149	0.001	0.001
Longo-Prazo:	*preço interno* = -0.001 + 0.020 *preço internacional*			
Canadá	0.474	0.410	0.000	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -8.624 + 0.262 *preço internacional*			
Chile	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
E.U.A	0.417	0.416	0.016	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -16.388 + 0.479 *preço internacional*			
Reino Unido	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
Turquia	0.088	0.047	0.001	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.018 + 0.001 *preço internacional*			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
Argentina	0.001	0.918	0.000	0.918
Longo-Prazo:	*preço interno* = -57.646 + 1.107 *preço internacional*			
Brasil	0.037	0.566	0.028	0.566
Longo-Prazo:	*preço interno* = -0.052 + 0.001 *preço internacional*			
Canadá	0.000	0.039	0.000	0.039
Longo-Prazo:	*preço interno* = -6.688+ 0.254 *preço internacional*			
Chile	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
E.U.A	0.000	0.030	0.000	0.030
Longo-Prazo:	*preço interno* = -11.313 + 0.457 *preço internacional*			
Reino Unido	–	–	–	–
Longo-Prazo:	–			
Turquia	0.021	0.508	0.016	0.508
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.001 *preço internacional*			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a janela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

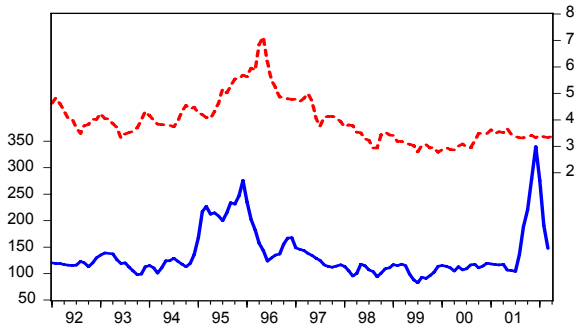
[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

5.6 Trigo

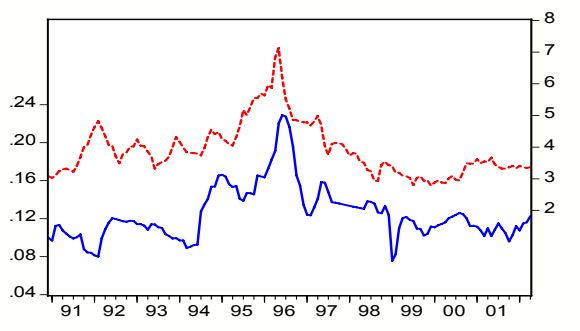
As Figuras 12 e 13 e a Tabela 6 ilustram os resultados referentes ao trigo. Somente a Argentina, Canadá e Estados Unidos apresentaram evidência de vinculação entre os preços internos e o preço praticado internacionalmente. O teste de Johansen não indicou cointegração nos outros países. Já a metodologia de Engle-Granger indicou cointegração para todos os países estudados. Entretanto, com a utilização de um modelo dinâmico, os resultados para o Reino Unido mostraram-se muito instáveis.

A Figura 13 apresenta as respostas impulsionais do preços domésticos ao choque unitário no preço internacional. Deve-se ressaltar que os Estados Unidos absorvem rapidamente o choque (em torno de 10 meses). Já o caso do Canadá mostra um padrão de absorção mais lento. A Argentina apresenta um comportamento oscilatório e a relação de equilíbrio só é estritamente restabelecida após aproximadamente 30 anos.

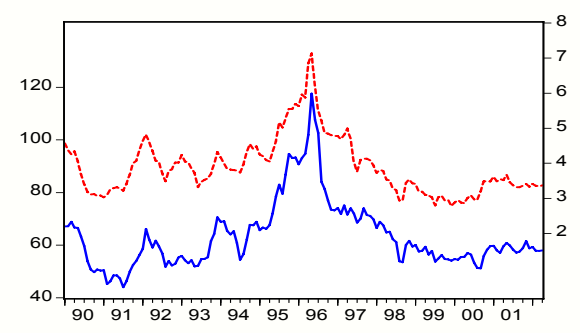
Figura 7: Trigo - Evolução dos preços domésticos e do preço internacional
(Linhas tracejadas representam o preço internacional)



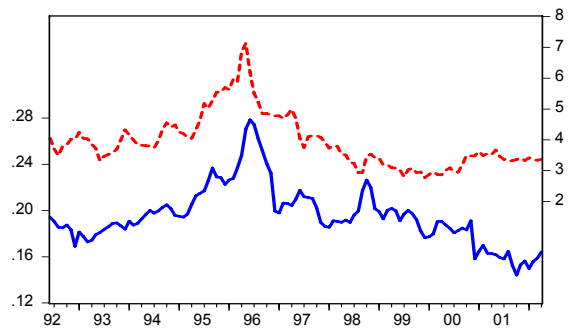
(a) Argentina



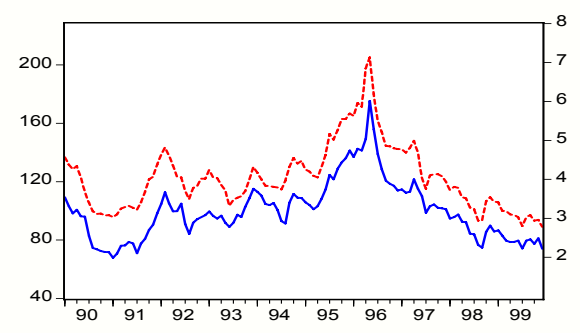
(b) Brasil



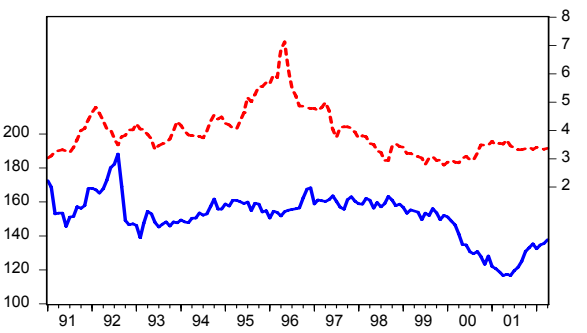
(c) Canadá



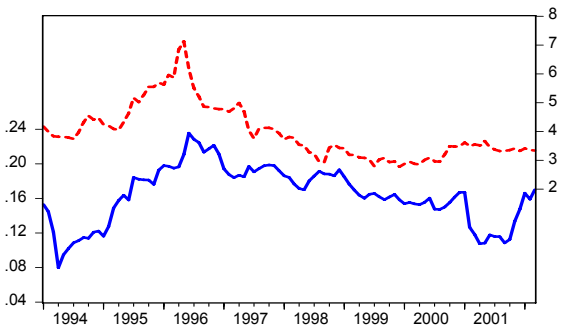
(d) Chile



(e) E.U.A.

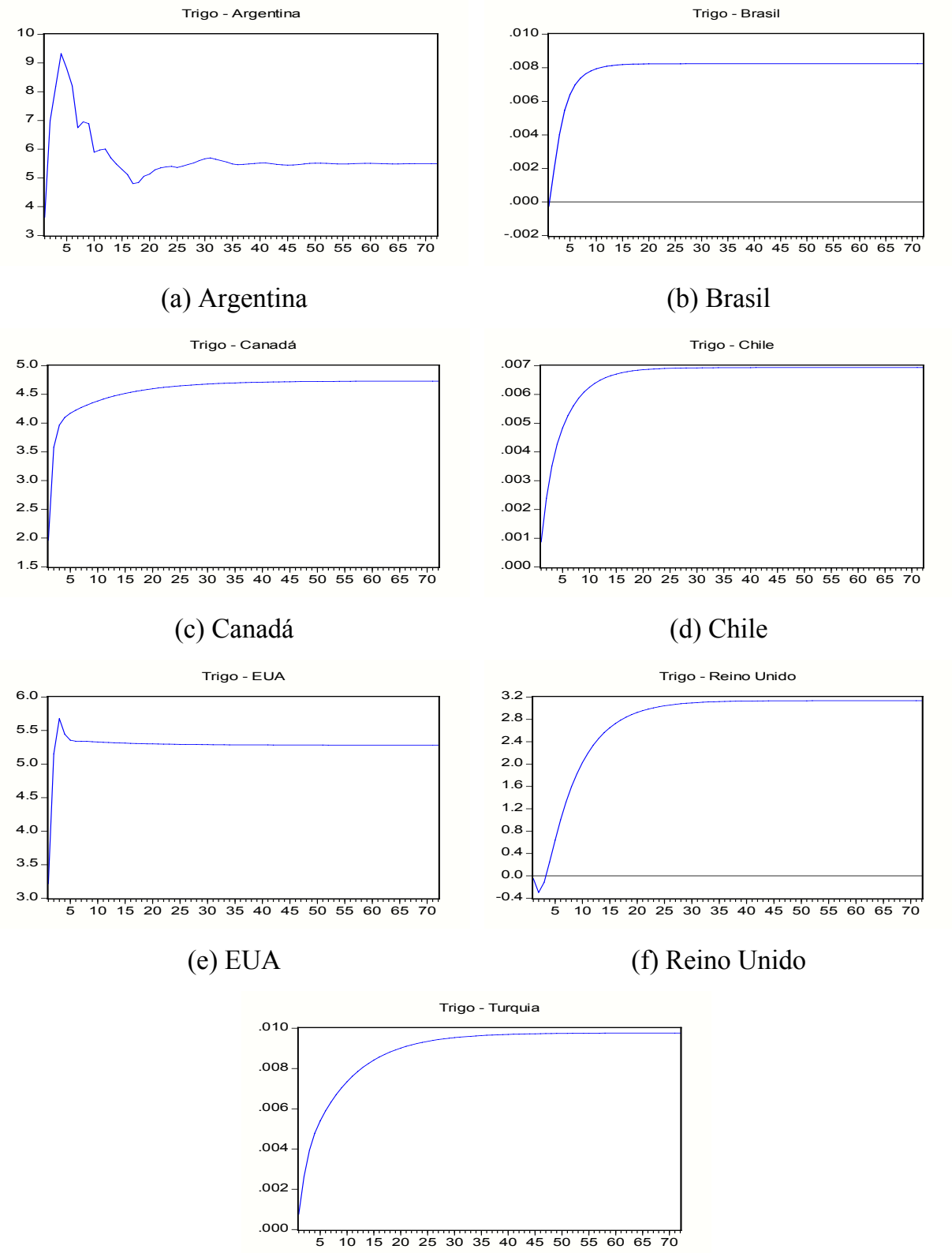


(f) Reino Unido



(g) Turquia

Figura 8: Trigo
Resposta impulsional do preço doméstico ao choque unitário no preço internacional



(a) Argentina (b) Brasil

(c) Canadá (d) Chile

(e) EUA (f) Reino Unido

Tabela 6: Resultados dos testes de cointegração para o caso do Trigo.

	Trigo			
	Metodologia de Engle-Granger			
	Séries		**Resíduos**	
	Teste ADF[1]	**Teste PP**[2]	**Teste ADF**[3]	**Teste PP**[4]
Preços Internacionais	0.438	0.232	—	—
Argentina	0.299	0.110	0.021	0.004
Longo-Prazo:	*preço interno* = 50.655 + 21.747 *preço internacional*			
Brasil	0.275	0.098	0.003	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.035 + 0.023 *preço internacional*			
Canadá	0.418	0.265	0.010	0.004
Longo-Prazo:	*preço interno* = 9.327 + 13.851 *preço internacional*			
Chile	0.569	0.416	0.009	0.004
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.112 + 0.021 *preço internacional*			
E.U.A	0.417	0.416	0.016	0.000
Longo-Prazo:	*preço interno* = -16.388 + 0.479 *preço internacional*			
Reino Unido	0.256	0.194	0.013	0.006
Longo-Prazo:	*preço interno* = 132.265 + 4.908 *preço internacional*			
Turquia	0.509	0.365	0.072	0.040
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.102 + 0.016 *preço internacional*			
	Metodologia de Johansen			
	Teste do Traço[5]		**Teste do Autovalor Máximo**[6]	
	***r* = 0**	***r* ≥ 1**	***r* = 0**	***r* ≥ 1**
Argentina	0.084	0.769	0.059	0.769
Longo-Prazo:	*preço interno* = 34.208 *preço internacional*			
Brasil	0.008	0.822	0.005	0.822
Longo-Prazo:	*preço interno* = 0.032 *preço internacional*			
Canadá	0.217	0.529	0.193	0.529
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Chile	0.327	0.651	0.264	0.651
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
E.U.A	0.000	0.030	0.000	0.030
Longo-Prazo:	*preço interno* = -11.313 + 0.457 *preço internacional*			
Reino Unido	0.215	0.587	0.173	0.587
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			
Turquia	0.461	0.741	0.393	0.741
Longo-Prazo:	Não há evidência de cointegração			

[1] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série. O número de termos na equação de teste foi selecionado pelo critério de Schwarz modificado.

[2] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para cada série. Para o cálculo da estatística de teste foi utilizada a janela espectral quadrática com metodologia de Andrews.

[3] *p*-valor do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[4] *p*-valor do teste de Phillips-Perron (PP) para os resíduos da regressão dos preços internos nos preços internacionais.

[5] *p*-valor do teste do traço para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

[6] *p*-valor do teste do máximo autovalor para as seguintes hipóteses: nenhuma relação de cointegração ($r = 0$) e pelo menos uma relação de cointegração ($r \geq 1$).

6 POSSÍVEIS EXPLICAÇÕES PARA ANOMALIAS

A explicação para o comportamento dos preços internos britânicos de farinha de trigo independente das flutuações nos mercados internacionais de trigo deve-se à política agrícola comum. Quase todos os preços agrícolas na União Européia são afetados pela Política Agrícola Comum, peça básica do Tratado de Roma (artigo 33), que constituiu o mercado comum. No caso específico de cereais, o mercado comum de grãos é administrado com base na *Council Regulation* (EEC) No. 1766/92 que fixa preços e instrumentos de intervenção.[13]

Tradicionalmente, os direitos variáveis (*variable duties*) de importação, principais instrumentos de intervenção até meados dos anos 1990, tinham por objetivo isolar os preços internos das flutuações dos preços internacionais. De fato, a definição dos níveis de tais direitos é a diferença entre o nível dos preços de intervenção e os preços do mercado mundial.[14] Depois da implementação da Rodada Uruguai de negociações comerciais multilaterais, na Organização Mundial de Comércio, os *variable duties* foram substituídos por tarifas *ad valorem*, mudança de mecanismo de intervenção que se reflete no aumento de variância dos preços domésticos no final do período sob análise. Além disto, as pressões para a reforma da Política Agrícola Comum têm contribuído para a redução dos preços de intervenção no passado recente. Em maio de 1999, o Conselho Agrícola, seguindo decisão do Conselho Europeu de Berlim, de março de 1999, decidiu reduzir os preços de intervenção de cereais em 15% em duas etapas com início no ano de comercialização de 2000/01.[15]

A evolução dos preços agrícolas no Chile é determinada pelo sistema de banda de preços, aplicado em diversos países como forma de proteção da agricultura doméstica em relação a flutuações dos preços mundiais de *commodities* agrícolas. Tem um parentesco com a taxação variável, adotada como instrumento de proteção agrícola na União Européia. A tradição de uso de banda de preços é bastante longa no Chile. Em geral tem sido aplicada no caso de alimentos básicos como açúcar, cereais e óleos vegetais.[16] Os candidatos típicos à aplicação do sistema são os produtos cujos preços internacionais tenham maior variância.

A banda de preços é definida na prática chilena, por exemplo, com base na observação de preços médios internacionais mensais registrados nos mercados "relevantes", nos últimos cinco anos

[13] Para detalhes sobre as formas de intervenção utilizadas pelas Comunidades Européias, ver World Trade Organization, Committee on Subsidies and Countervailing Measures, G/SCM/N/48/EEC, 12.11.1999.
[14] Ver Australia (1985) para uma boa descrição dos mecanismos de intervenção agricola na Europa 1980-1995.
[15] Ver WTO (2000) pp. 94 e seguintes.
[16] Ver Chacra e Jorquera (1991), seção V, para detalhes sobre a experiência chilena nos casos de açúcar, trigo e óleos vegetais. Ver também WTO (1997a), pp. 47-8. No Chile, a tarifa de importação é uniforme de 9%, sendo prevista a sua redução para 6% até 2003, excetuados produtos agrícolas e produtos consolidados em rodadas precedentes. A tarifa consolidada pelo Chile na Rodada Uruguai para produtos não-agrícolas foi de 25% e a de produtos agrícolas de 31,5% comparados a 35% e 55% para o Brasil.

para trigo e óleos comestíveis e nos últimos dez anos para açúcar.[17] Uma vez ordenados estes preços, permite-se a retirada de 25%, para trigo e óleos, e 35%, para açúcar, dos preços mais altos e mais baixos observados no período de referência. Os valores extremos remanescentes são base para cálculo dos preços teto e piso. A comparação de preços distribuídos no tempo exige a sua correção por índices de preços adequados, que reflitam as taxas de inflação nos principais supridores, ponderadas pela importância de cada parceiro comercial. O cálculo do valor dos preços piso e do teto inclui custos de transporte, seguro, movimentação de cargas e imposto de importação.

Se o preço FOB de um produto importado, incluindo a tarifa uniforme *ad valorem*, é inferior ao do piso da banda de preços, é aplicada uma tarifa específica cujo valor é determinado pela diferença entre o preço FOB da importação e o preço piso. A soma da tarifa específica com a tarifa *ad valorem* não pode exceder a tarifa *ad valorem* consolidada na Organização Mundial de Comércio de 31,5%. Simetricamente, cortes tarifários equivalentes à diferença entre o preço FOB de um produto importado e o preço teto são aplicados até que se alcance o limite equivalente à tarifa zero. Entretanto, se mesmo com tarifa zerada, o preço ficar acima da banda, não há pagamento de subsídio. O sistema de banda de preços adotado no Chile resulta em proteção à produção agrícola do país, mas não elimina as importações. Tomando o trigo como exemplo, em 2000 a produção interna foi da ordem de 1,5 milhão de toneladas, enquanto as importações somaram 580.000 toneladas.

O comportamento dos preços internos de trigo no Brasil até 1991 foi afetado significativamente pela política que reservava ao Estado, através do Banco do Brasil, tanto o papel de monopsonista, pois só ele podia importar trigo e comprar trigo internamente, quanto o de monopolista na venda do produto para moagem. Em 1991, este sistema foi desmantelado e a comercialização liberalizada. Além disto, o tratamento tarifário do trigo foi alterado. A quota tarifária que permitia a importação de 750.000 toneladas anuais livres de taxação foi abolida. A tarifa de importação sobre trigo fixada em 25% em 1990 e 45% em 1991 foi reduzida para 20% em 1992 e 10% em 1994. Além disto, desde 1995 o trigo de procedência argentina é isento de imposto de importação. No final dos 1990, a tarifa externa comum foi fixada em 13%, depois em 12,5%. Desde 1991, os preços do trigo e de seus derivados deixaram de ser regulados pelo governo e suas variações dependem essencialmente das flutuações dos preços internacionais. Note-se, entretanto, o gradualismo na redução da proteção à produção interna, processo que se estendeu pela primeira metade da década de noventa.

Como já observado, no caso da Turquia, o trabalho empírico foi parcialmente prejudicado pelo número relativamente reduzido de observações. Não se conseguiu determinar relação de longo prazo entre preços internacionais e domésticos para trigo, alumínio, celulose e cobre. O mercado de trigo é afetado pelo monopólio estatal de importação do produto. E o único produtor de alumínio é uma empresa estatal. A presença estatal na produção de cobre eletrolítico também foi importante no

[17] Para trigo: preço FOB Golfo do México Hard Red Winter no. 2. Para óleos comestíveis: preço FOB de soja em Nova Iorque. Para açúcar: média ponderada de preços FOB em Londres e Nova Iorque com pesos de 90% e 10%, respectivamente.

período analisado. Presume-se que, em conseqüência, os preços internos desses produtos não flutuem livremente e, portanto, não reflitam as flutuações dos preços internacionais.

Não se conseguiu determinar as razões para a fraca relação entre preços internacionais de cobre e preços internos no Reino Unido. Tampouco para o casos do alumínio e do cobre na África do Sul. Não foram encontrados indícios de que os fracos resultados para esses metais estejam relacionados à interferência estatal na fixação de preços domésticos. Os esultados relativos à celulose nesse país provavelmente decorrem da utilização de preços por atacado de produtos processados, tais como papel de imprensa e papel *kraft*, dada a inexistência de índices mais adequados. Na mesma linha, a fraca vinculação entre o preço interno e o preço externo de alumínio no Chile deve-se ao fato de que o índice de preços por atacado chileno refere-se de fato ao óxido de alumínio.

6. COMENTÁRIOS FINAIS

O artigo analisou o comportamento dos preços de oito *commodities* em seis países. Como não foi possível obter dados sobre a evolução dos preços internos de certas *commodities* em alguns dos países considerados, acabou não sendo viável explorar todos 48 casos possíveis. A análise restringiu-se a 39 casos. Em 26 deles, ou seja, em quase 70% dos casos considerados, o teste de Johansen indicou a presença de cointegração entre as séries de preços, ou seja, foi encontrado um alto grau de vinculação dos preços internos aos preços internacionais. Já o procedimento de Engle-Granger indicou cointegração em 35 casos.

Em apenas 13, dos 39 casos analisados, não foi possível detectar tal vinculação pela metodologia de Johansen. Quatro desses casos referem-se a mercados trigo em países onde há ou houve intervenção governamental na formação do preço do produto: Reino Unido, Chile, Turquia e, durante boa parte do período analisado, Brasil. Seis outros casos, envolvem os mercados das três *commodities* industriais na África do Sul e na Turquia. Os dois casos restantes são os mercados de cobre no Reino Unido e de alumínio no Chile, sendo este último explicável pela inadequação do índice de preço disponível.

Não são resultados surpreendentes. Muito pelo contrário. A sincronia dos movimentos de preços de uma mesma *commodity* nos diversos mercados é mais do que esperada. E apenas confirma a conjectura maior que norteou este estudo. O que o artigo permitiu foi a análise sistemática, detalhada e rigorosa da real vinculação entre preços internos e externos, para um bom número de *commodities* em conjunto variado de países. Um entendimento mais claro do papel dos preços internacionais na formação dos preços internos de *commodities* é um passo fundamental para se quebrar as resistências remanescentes no País a certos desdobramentos naturais do aprofundamento da integração da economia brasileira à economia mundial.

REFERÊNCIAS

Australia (1985). Bureau of Agricultural Economics, *Agricultural Policies in the European Community. Their origins, nature and effects on trade*, Canberra.

Banerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry e G.W. Smith (1986). "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 627-646.

Banerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith e D.F. Hendry (1993). *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.

Chacra O., Verónica e Guilherme Jorquera F. (1991). "Bandas de precios de productos agrícolas básicos: la experiencia de Chile durante el período 1983-91", *Serie de Estudios Económicos*, 36, Banco Central de Chile.

Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, Nova Iorque.

Engle R.F. e C.W.J. Granger (1987). "Cointegration and error correction representation: Estimation and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

Froot, K., M. Kim e K. Rogoff (2001). "The law of one price over seven hundred years," International Monetary Fund Working Paper 01/174.

Froot, K. e K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", em G. Grossman e K. Rogoff (orgs.), *Handbook of International Economics vol.* 3. Elsevier Science Publishers B.V., 1647-1688, Amsterdam.

Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlim.

Lütkepohl, H. e H.E. Reimers (1992). "Impulse response analysis of cointegrated systems". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 53-78.

Hendry, D.F. e K. Juselius (2000). "Explaining cointegration analysis: Part I". *Energy Journal*, 21, 1-42.

Hendry, D.F. e K. Juselius (2001). "Explaining cointegration analysis: Part II". *Energy Journal*, 22, 75-120.

Huang, B.N. e C.W. Yang (1996). "Long-run purchasing power parity revisited: A Monte Carlo simulation". *Applied Economics*, 28, 967-974.

Johansen, S. (1998), "Statistical analysis of cointegrating vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Legrenzi G. e C. Milas (2002). "The role of omitted variables in identifying a long-run equilibrium relationship for the Italian government growth". *International Tax and Public Finance*, 9, 435-449.

Maddala G.S. e In-Moo Kim (1998). *Unit-roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.

Österholm, P. (2003). "Testing for cointegration in misspecified systems – A Monte Carlo study of size distortions", *Working Paper*, Department of Economics, Uppsala University.

Pesaran, M.H. e Y. Shin (1996). "Cointegration and speed of convergence to equilibrium". *Journal of Econometrics*, 71, 117-143.

Pesaran, M.H. e Y. Shin (1998). "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models". *Economics Letters*, 58, 17-29.

Phillips, L. e J. Pippenger (2005). "Some Pitfalls in Testing the Law of One Price in Commodity Markets", WP 4´05, Department of Economics, University of California, Santa Barbara, mimeo..

Saikkonen, P. (1991). "Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions". *Econometric Theory*, 7, 1-21.

Stock, J.H. (1987). "Asymptotic properties of least squares estimation of cointegrating vectors". *Econometrica*, 55, 1035-1056.

Stock, J.H. e M.W. Watson (1993). "A Simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems". *Econometrica*, 61, 783-820.

World Trade Organization. *Trade Policy Review. Brazil 1992,* volume I, Genebra, 1993.

World Trade Organization. *Trade Policy Review. Brazil 1996*, Genebra, 1997.

World Trade Organization. *Trade Policy Review. Chile 1997*, Genebra, 1997a.

World Trade Organization. *Trade Policy Review. European Union 2000*, volume I, Genebra, 2000.

World Trade Organization, *Trade Policy Review. Turkey 1998*, Genebra, 1999.

7 APÊNDICE SOBRE DADOS

7.1 Preços Internos

7.1.1 África do Sul

Alumínio:
Aluminium basic forms: 1990.1-2002.4, Production price index (Statistics South Africa)

Celulose:
Newsprint: 1990.1-2002.4, Production price index (Statistics South Africa)

Cobre: *Copper basic forms: 1990.1-2002.4, Production price index (Statistics South Africa)*

7.1.2 Argentina:

Milho:
Maíz: 1992.1-2002.4, Precios de granos y oleaginosas, Precios internos (Ministério de la Producción, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación)

Soja:
Soja: 1992.1-2002.4, Precios de granos y oleaginosas, Precios internos (Ministério de la Producción, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación)

Trigo:
Trigo pan: 1992.1-2002.4, Precios de granos y oleaginosas, Precios internos (Ministério de la Producción, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación)

7.1.3 Brasil:

Alumínio:
Alumínio primário: 1990.1-1999.12, Preços de alumínio primário (Associação Brasileira do Alumínio, citado em FGV EAESP, A competitividade da indústria de alumínio no Brasil)

Celulose
Celulose de fibra curta de eucalipto: 1990.1-2002.4, Eucalyptus current list prices FOT (free on truck), Brazil (Associação Brasileira de Exportadores de Celulose

Cobre:
Cátodos de cobre: 1990.1-2002.4, Preços de cátodos e vergalhão de cobre (Sindicel-Sindicato da Indústria de Condutores Elétricos, Trefilação e Laminação de Metais Não-Ferrosos de São Paulo

Milho:
Milho: 1990.1-2002.4 (série 35273), Preços recebidos pelos produtores (Fundação Getúlio Vargas)

Soja
Soja: 1990.1-2002.4 (série 35699), Preços recebidos pelos produtores (Fundação Getúlio Vargas)

Trigo:

Trigo: 1990.1-2002.4 (série 36040), Preços recebidos pelos produtores (Fundação Getúlio Vargas)

7.1.4 Canadá:

Raw materials price indexes 2306 *(Statistics Canada*): o *Raw Materials Price Index* (RMPI) mede variações de preços referentes a matérias primas compradas por indústrias no Canadá para processamento posterior. Sendo preços de comprador, incluem todas as despesas relativas a trazer uma *commodity* até a porta do estabelecimento. Inclui, portanto, gastos de transporte, impostos líquidos pagos, inclusive direitos de importação, bem como os efeitos de subsídios, caso pagos pelo comprador:

Alumínio:
Aluminium materials: 1990.1-2002.4

Celulose:
Woodpulp sulphate, 1990.1-2002.4

Cobre:
Copper materials: 1990.1-2002.4

Milho:
Corn, excluding seed: 1990.1-2002.4

Soja:
Soybeans: 1990.1-2002.4

Trigo:
Wheat, excluding seed: 1990.1-2002.4

7.1.5 Chile:

Alumínio:
Oxido de aluminio: 1992.1-2002.4, Indice de precios al por mayor (Instituto Nacional de Estadisticas)

Celulose:
Celulosa: 1992.1-2002.4, Indice de precios al por mayor (Instituto Nacional de Estadisticas)

Cobre:
Cobre eletrolítico: 1992.1-2002.4, Indice de precios al por mayor (Instituto Nacional de Estadisticas)

Milho:
Maíz: 1992.1-2002.4, Indice de precios al por mayor (Instituto Nacional de Estadisticas)

Trigo:
Trigo: 1992.1-2002.4, Indice de precios al por mayor (Instituto Nacional de Estadisticas)

7.1.6 Estados Unidos:

Producer price index-*commodities* (*US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics*). O *Producer Price Index* (PPI) é uma família de índices que medem a variação no tempo de preços de vendas recebidos por produtores domésticos de bens e serviços:

Alumínio:
Primary aluminum ingot, unalloyed: 1990.1-1999.12 (WPU10220117)

Celulose:
Woodpulp: 1990.1-2002.4 (WPU0911)

Cobre:
Domestic copper cathode: 1990.1-1996.12 (WPU10220123)

Milho:
Corn: 1990.1-2002.4 (WPU012202)
Soja:
Soybeans: 1990.1-2002.4 (WPU1830131)

Trigo:
Wheat: 1990.1-2002.4 (WPU0121)

7.1.7 Reino Unido:

Alumínio:
Unwrought aluminium: 1991.1-2002.4 (PPWP), Price indices of products manufactured in the United Kingdom (UK National Statistics)

Celulose:
Pulp, paper and paper products: 1991.1-2002.4 (RABL), Price indices of materials and fuels purchased by manufacturing industry (UK National Statistics)

Cobre:
Copper products: 1991.1-2002.4 (PPWZ), Price indices of products manufactured in the United Kingdom (UK National Statistics)

Trigo:
Wheat and meslin flour: 1991.1-2002.4 (QSDT), Price indices of products manufactured in the United Kingdom (UK National Statistics)

7.1.8 Turquia:

Wholesale price index, *commodity* prices (*State Institute of Statistics*) (traduções para o inglês tal como constam no site de estatísticas oficiais turcas):

Alumínio:
Aluminium ingot: 1994.1-2002.4

Celulose:
Cellulose of straw: 1994.1-2002.4

Cobre:
Copper: 1994.1-2002.4

Milho:
Corn: 1994.1-2002.4

Soja:
Soybeans: 1994.1-2002.4

Trigo:
Wheat: 1994.1-2002.4

7.2 Cotações internacionais:

Extraídas de *International Monetary Fund, Financial Statistics*:

Alumínio:
Aluminium: 1990.1-2002.4, All Origins (London)

Celulose:
Pulp: 1990.1-2002.4, Sweden (North Sea Ports)

Cobre:
Copper: 1990.1-2002.4, United Kingdom London (London)

Milho:
Maize: 1990.1—2002.4, United States (Chicago)

Trigo:
Wheat: 1990.1-2002.4, Australia (Sidney)

Soja:
Soybeans: 1990.1-2002.4, United States (Rotterdam)

7.3 Taxas de câmbio:

Extraídas de *International Monetary Fund, Financial Statistics*

Departamento de Economia PUC-Rio
Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro
Rua Marques de Sâo Vicente 225 - Rio de Janeiro 22453-900, RJ
Tel.(21) 35271078 Fax (21) 35271084
www.econ.puc-rio.br
flavia@econ.puc-rio.br