

Impactos da abertura comercial brasileira na transmissão de preços de soja em grãos no mercado internacional

Resumo: O trabalho examinou a relação existente na formação dos preços de soja em grãos entre os principais exportadores mundiais: Estados Unidos, Brasil e Argentina, entre 1980 e 2009. Para tanto, dividiu-se o período em dois subperíodos, sendo o primeiro anterior à abertura comercial de 1990 e o segundo, pós-liberalização. Essa divisão objetivou verificar como esse processo alterou as condições de comércio dessa *commodity* entre os países. Para atingir tal objetivo, foi utilizado um modelo econométrico baseado em um mecanismo de correção de erros. Os resultados indicaram a ocorrência de diferenças significativas na formação dos preços entre ambos os períodos; no preço da soja brasileira ocorreu a substituição na participação dos Estados Unidos e da Argentina, passando o país sul-americano a ter maior influência no período pós-abertura. Já o Brasil teve uma participação mais expressiva na formação dos preços dos outros dois países no período pós-abertura comercial.

Palavras-chave: Transmissão de preços; mercado da soja em grãos; vetor de correção de erros.

Abstract: The study examined the relationship in the pricing of soybeans among major exporting countries: United States, Brazil and Argentina, between 1980 and 2009. To this end, we divided the period into two subperiods, the first before the opening trading in 1990, end the second, post-liberalization. This division to determine how this process changed the conditions for that commodity trade between countries. To achieve this goal, we used an econometric model based on a mechanism for error correction. The results indicated significant differences in pricing between the two periods, o price of Brazilian soybean substitution occurred in the participation of the United States and Argentina, passing the South American country to have greater influence in the pos-opening. But Brazil a more expressive in the pricing of the other countries in the post-trade liberalization.

Keywords: Price transmission; soybean market; error correction vector.

JEL Classification: F10, C32.

Reisoli Bender Filho*
Airton Lopes Amorim**
Daniel Arruda Coronel***
Eliane Pinheiro de Sousa****

* Professor Adjunto do Departamento e do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM) e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: reisolibender@yahoo.com.br.

**Doutorando em Economia Aplicada e Mestre em Economia pela Universidade UFV. E-mail: aimorim2007@yahoo.com.br

***Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Administração da UFSM, Doutor em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: daniel.coronel@ufv.br

****Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (URCA) e Doutora em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

1. Introdução

Os mercados internacionais de grande parte das *commodities* agrícolas possuem uma estrutura bastante complexa. Subsídios à produção agrícola, fornecidos pelos países desenvolvidos, e barreiras tarifárias e não tarifárias influenciam para que esses mercados sejam caracterizados, comumente, por competição imperfeita, em menor ou maior grau.

Condições naturais favoráveis, políticas governamentais, intermediações comerciais e acordos internacionais fazem com que algumas *commodities* agrícolas sejam mais vantajosamente produzidas em alguns poucos países e consumidas, posteriormente, em todo o mundo. Essa situação possibilita que um pequeno número de países concentre grande parcela das exportações de algumas *commodities* no mercado internacional. O mercado internacional de soja em grãos é um claro exemplo de segmento concentrado, sendo os Estados Unidos, o Brasil e a Argentina responsáveis por aproximadamente 85% das exportações mundiais do produto *Food and Agriculture Organization of the United Nations* (FAO, 2012).

Dada a importância desta oleaginosa para as economias desses países, sobretudo do Brasil e da Argentina, diversos trabalhos têm procurado avaliar a formação dos preços internacionais dessa *commodity*, seus impactos ambientais e sociais, sua estrutura competitiva, bem como o *market-share*, como consta nos estudos de Sampaio, Sampaio e Costa (2006); Margarido, Turolla e Bueno (2007); Coronel *et al.* (2008) e Coronel, Machado e Carvalho (2009).

Contudo, mudanças recentes no contexto econômico, como a liberalização econômica e comercial, processo que se iniciou no Brasil e na Argentina, no início da década de 1990, com os governos Collor de Mello e Menem, caracterizou-se pela diminuição das restrições às importações, queda de várias barreiras tarifárias e não tarifárias e aumento dos fluxos de capitais, o qual determinou mudanças nas relações de comércio destes países com o resto do mundo. Particularmente, esse processo implicou em alterações específicas na comercialização (produção e formação de preços) das *commodities* agrícolas, consideradas importantes para o equilíbrio das contas externas destes países.

Seguindo esta temática, o presente trabalho tem como problema de pesquisa responder a seguinte questão: como o processo de abertura comercial iniciado na década de 1990 influenciou a transmissão de preços no mercado internacional de soja em grãos? Para tanto, considerou-se os principais exportadores mundiais da *commodity*, sendo eles Estados Unidos, Brasil e Argentina. Para responder a esta questão, têm-se como objetivos identificar em que medida os preços da soja em grãos nesses mercados têm apresentado comportamento comum de longo prazo, e se as alterações de preço em um dos mercados foram transmitidas aos outros no período pós-abertura.

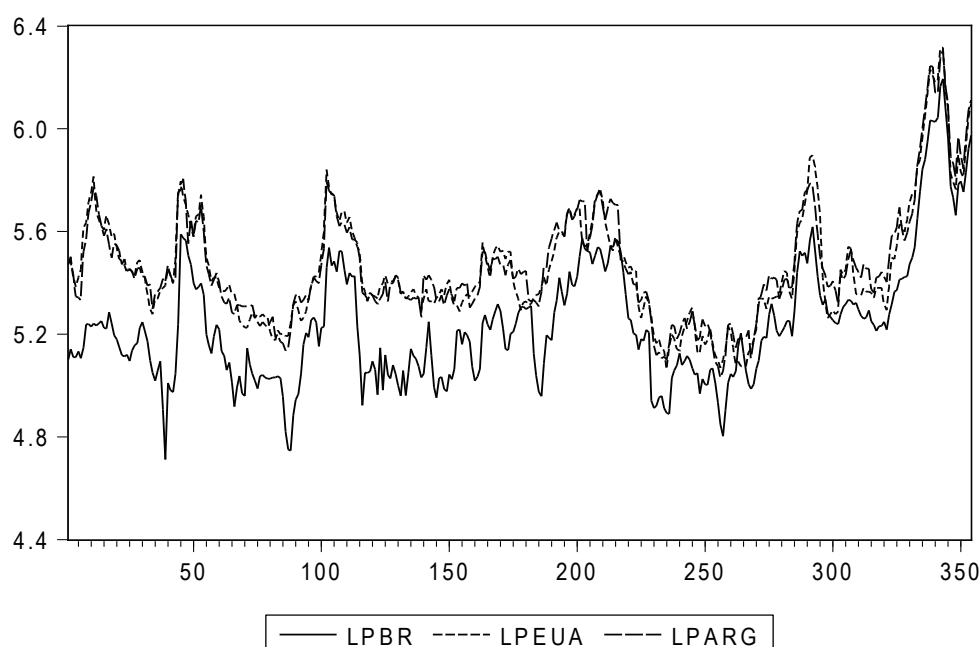
Aspecto esse que não encontra discussões mais particulares na literatura econômica especializada. Ademais, é importante destacar que não se encontrou estudos que busquem captar os efeitos da abertura comercial sobre o processo de transmissão de preços entre os mercados de soja em grãos do Brasil, da Argentina e dos Estados Unidos. Os estudos desenvolvidos sobre essa temática concentram-se apenas em avaliar a interdependência de preços de soja entre esses países. Desta forma, procurando suprir essa lacuna, avaliar o impacto do processo de abertura comercial na transmissão de preços da soja em grãos no mercado internacional, constitui-se na principal contribuição analítica deste trabalho.

Além desta introdução, o trabalho está estruturado em cinco seções. Na segunda seção, tecem-se algumas considerações sobre o mercado mundial de soja em grãos; na seção três, são apresentados os procedimentos metodológicos e a fonte de dados; na quarta, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, finalmente, na quinta, são apresentadas algumas considerações acerca do tema examinado.

2. Abertura comercial e o comércio internacional de soja em grãos nos anos recentes

A abertura econômica e comercial promovida pelo Brasil, como também pela Argentina, conforme já exposto, ocorreu no início da década de 1990. Sendo esses países importantes exportadores de soja em grãos, a maior exposição ao mercado internacional pela integração comercial pode ter sido um fator adicional na formação dos preços da *commodity* em discussão, nos anos que precederam essa abertura. Isso se torna mais evidente quando se observa o comportamento dos preços da soja nos três países (ver Figura 1).

Figura 1. Evolução dos preços mensais da soja em grãos no Brasil (LPBR), Estados Unidos (LPEUA) e Argentina (LPARG), entre janeiro de 1980 e junho de 2009



Fonte: Organização dos autores com base na SAGPyA (2010) e IPEA (2010).

Nota: os preços da soja em grãos estão expostos em logaritmo natural.

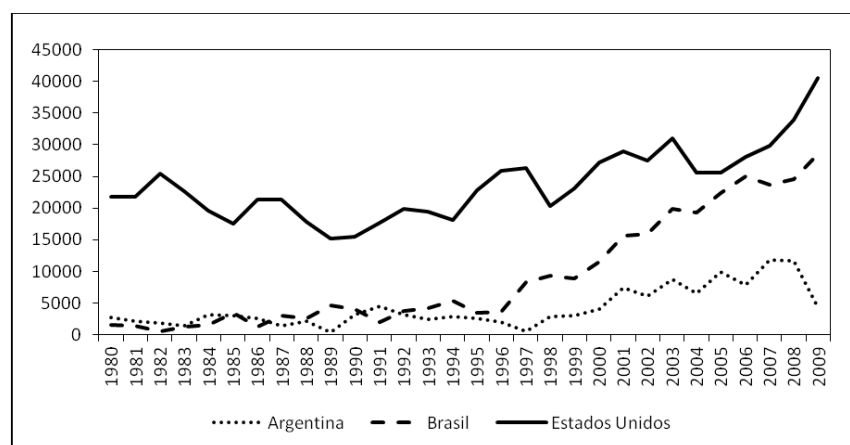
Em uma análise temporal, do início até o final da década de 1980, verifica-se que os preços apresentam certo distanciamento em termos quantitativo, apesar da aparente dinâmica uniforme. Contudo, a partir dos anos de 1990, observa-se um processo de convergência dos preços de exportação da soja em grãos entre os países, com essa aproximação se intensificando na segunda metade da década de 1990.

Nesses termos, o processo de integração econômica associado à formação do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), em 1991, são aspectos que tenderam a intensificar essa convergência de preços. Como consequência, a ampliação na concorrência (e produtividade) decorrente desses processos pode ter implicado um maior equilíbrio dos preços, dado pela reestruturação dos fluxos de comércio, como também pela ampliação da oferta da *commodity* no mercado internacional.

Essa mudança nos fluxos de comércio internacional da soja em grãos pode ser facilmente visualizada pela Figura 2, que apresenta a evolução dos três maiores exportadores mundiais de soja em grãos: Estados Unidos, Brasil e Argentina, entre

1980 e 2009. Ao mesmo tempo em que os preços convergiam, o Brasil passou a ampliar sua participação nas exportações totais, fato que se intensificou a partir de meados da década de 1990. De tal maneira que, no início dessa década, o Brasil exportava aproximadamente 15% do total comercializado mundialmente, já em meados dos anos 2000 a participação era superior a 30% do total exportado.

Ademais, quando examinada individualmente a participação dos três países, enquanto o crescimento, em termos geométricos, das exportações brasileiras de soja em grãos expandiu-se em cerca de 10% ao ano, nas três décadas analisadas, as norte-americanas elevaram-se anualmente em 2%, crescimento não diferente ocorreu para as exportações argentinas. Se a análise for restrita ao período posterior a década de 1990, esse cenário sofre mudanças importantes. Comum a ambos os países é o evidente crescimento, ao qual se atribui, em grande parte, a expansão na demanda mundial de grãos; contudo, a expansão brasileira atingiu 15% ao ano, enquanto as exportações norte-americanas e argentinas foram de 3,9% e 3,5% ao ano, respectivamente.



Fonte: FAO, 2012.

Por sua vez, cabe salientar que características específicas desses países devem ser tratadas ao examinar o comportamento das exportações de soja em grãos, além das mudanças econômicas e comerciais. Nestes termos, quando se compara a produção e as exportações da soja em grãos brasileira com a de seus principais concorrentes, Estados Unidos e Argentina, observam-se alguns aspectos relevantes.

Conforme Coronel, Machado e Carvalho (2009), em relação à produção e exportação norte-americana, destacam-se as vantagens tanto na produção quanto na comercialização, menores custos de produção e armazenamento, maiores investimentos em pesquisa, infraestrutura adequada e expressivos subsídios associados a incentivos que são fornecidos por meio da *Farm Bill*¹. Já a Argentina apresentou vantagens comparativas em relação ao Brasil devido aos menores custos de transporte, à existência de melhores solos, à menor carga tributária e à facilidade no escoamento da produção.

O Brasil, por sua vez, apresentou vantagens em relação aos seus concorrentes quanto à disponibilidade de área agricultável para aumentos significativos da produção e pelas perspectivas da produção do biodiesel de soja, conforme indicado por Coronel, Machado e Carvalho (2009). Contudo, outros fatores de caráter não produtivo tiveram importância no crescimento das exportações brasileiras ao longo dos últimos quinze anos. Segundo Coronel *et al.* (2008), um deles esteve relacionado com a Lei Complementar n.º 87, de 13 de setembro de 1996, mais conhecida como Lei Kandir, que desonerou as exportações de produtos *in natura* do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS).

Ademais, outros fatores que colaboraram direta e indiretamente para o aumento das exportações não só dos grãos, mas também de todos os produtos do complexo

¹ Legislação norte-americana que define os programas (gastos anuais) de política agrícola do Departamento de Agricultura (USDA). Ela é renovada a cada quatro anos, sendo que a última foi aprovada em 2008.

soja foram a depreciação cambial brasileira de 1999² e, sobretudo, o crescimento da economia mundial (renda) a partir do início dos anos 2000. Destaca-se também nesse processo, o significativo crescimento da demanda da oleaginosa pela China, que elevou em cerca de vinte vezes suas importações de soja em grãos entre os anos de 1995 e 2005. Consequência desse aumento foi à elevação do preço internacional da *commodity*.

Quanto ao destino das exportações, grande parte delas se destina aos principais importadores de soja em grãos: União Européia (com destaque para Holanda, Alemanha e Espanha), Japão e China. Contudo, a entrada nos mercados desses países é dificultada pelas políticas comerciais protecionistas. Desta forma, um dos grandes desafios que os países exportadores de soja em grãos enfrentam são as barreiras tarifárias e não tarifárias impostas pelos principais importadores.

3. Metodologia

3.1. Modelo teórico

Uma forma de examinar a formação dos preços em diferentes mercados pauta-se no modelo teórico elaborado por Mundlak e Larson (1992), o qual estabelece a Lei do Preço Único (LPU). O modelo postula que, em condições de livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens homogêneos devem ser comercializados pelo mesmo preço em diferentes países, quando seus preços são cotados em termos da mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

O conceito da LPU está relacionado diretamente ao processo de arbitragem, o qual garante, no longo prazo, a equalização dos preços, quando expressa em uma unidade corrente comum. Por meio da arbitragem, os mercados com menores preços serão induzidos ao aumento de preços, consequência da elevação na demanda, e os que apresentam maiores preços tenderão a reduzi-los, devido ao aumento da oferta. Tal processo ocorre até que esses preços se tornem iguais em ambos os países (ARDENI, 1989).

Apesar de sua vasta utilização, a LPU recebe várias críticas. Fackler e Goodwin (2001) e Miljkovic (1999) enfatizam que os pressupostos teóricos da LPU são muito restritivos, pois não incluem variáveis como custos de transação e volume negociado entre mercados, os quais são relevantes nas análises de integração e transmissão de preços.

Relacionado a essa teoria, tem-se o conceito de transmissão de preços. Conceito que está alicerçado em três pressupostos: a) movimento de preços e ajustamento integral, os quais implicam transmissão completa em algum ponto de tempo; b) dinâmica e velocidade de ajustamento, e; c) assimetria de respostas, ou seja, se as variações de preços são transmitidas assimetricamente entre mercados (BALCOMBE; MORRISON, 2002).

Aguiar (1993) complementa, as análises de transmissão de preços buscam responder às seguintes questões: a) em que mercado se origina as variações nos preços e em que sentido essas variações se transmitem; b) durante que período se dá a transmissão e com qual intensidade, e; c) se existe ou não assimetria na transmissão de preços.

De acordo com Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002), no modelo definido por Mundlak e Larson (1992), o preço doméstico de dado produto (P_{it}) pode ser expresso como função do seu próprio preço no mercado externo (P_{it}^*) e da taxa de câmbio nominal (E_t). Matematicamente, a equação do preço doméstico é dada por:

$$P_{it} = P_{it}^* E_t. \quad (1)$$

² Nos anos mais recentes, a taxa de câmbio apresentou significativa apreciação. Mesmo diante desse processo, as exportações do complexo soja têm se destacado no que concerne às contas externas brasileiras, pois o preço internacional tem mais que compensado essa apreciação do câmbio.

Observa-se que essa formulação não considera as diferenças na qualidade dos produtos, no custo de transporte, na estocagem, no custo de *marketing* e em todos os outros insumos domésticos não-comercializáveis. Enquanto que, as diferenças nas taxas de inflação domésticas e internacionais são captadas pelo termo E_t . Assim, multiplicando-se os dois lados da equação (1) por, $\frac{1}{E_t}$ obtém-se:

$$P_{it}^{us\$} = P_{it}^* \quad (2)$$

em que $P_{it}^{us\$}$ refere-se aos preços domésticos cotados em dólares.

Para incorporar efeitos de variáveis não incluídas nessa equação, um termo de erro, denotado por u , é acrescentado à equação (3).

$$P_{it}^{us\$} = P_{it}^* + u_{it} \quad (3)$$

em que $u \sim IID(\mu, \sigma^2)$ e $E(u) = E(P^* u) = 0$.

O modelo econométrico, em sua forma mais simples, pode ser representado como:

$$P_{it}^{us\$} = \alpha + \beta P_{it}^* + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

sendo $P_{it}^{us\$}$ a representação do preço doméstico do produto i no ano t ; aqui considerado o preço da soja em grãos em um país específico; P_{it}^* representa o preço internacional do produto i no ano t ; definido como o preço internacional da soja em grãos; α a constante; e β a representação da elasticidade de transmissão de preço entre os países.

Sob o parâmetro β são consideradas algumas hipóteses, as quais devem ser testadas após a estimação do modelo. Sendo o valor de β igual à unidade, as variações de preço no mercado internacional de soja em grãos serão plenamente transmitidas para um mercado doméstico específico. Porém, sendo o valor de β igual à zero, as variações de preço no mercado internacional da *commodity* não influenciarão a formação do preço doméstico em um país específico. No caso de o valor estar no intervalo 0 e 1, situação mais comumente encontrada, tem-se uma situação intermediária, na qual a transmissão não ocorre de forma completa, o que refletiria a política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição de comércio imposta ao mercado.

3.2. Modelo analítico

3.2.1. Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries, foram utilizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as elas são ou não estacionárias (DICKEY; FULLER, 1979, 1981). O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária (ou não-estacionariedade). Já o teste KPSS assume como hipótese nula a estacionariedade da série temporal. Esse último teste é utilizado na literatura como um teste de análise confirmatória.

3.2.2. Análise de cointegração

Com o objetivo de identificar a relação de curto e de longo prazo entre os preços da soja em grãos no mercado internacional foram utilizados o teste de cointegração de Johansen (1988) e o Modelo de Correção de Erro (VEC). Esses testes indicam a existência ou não de alguma relação entre as séries analisadas. Em caso afirmativo, existindo pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, pode-se afirmar que essas variáveis são cointegradas, o que permite que o modelo seja estimado.

O procedimento de Johansen (1988) para verificação de cointegração entre séries de tempo considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada

pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse teste utiliza procedimento de Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e calcular a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador e, modelar z_t como um Vetor Autoregressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (5)$$

em que z_t é um vetor ($n \times 1$), que neste trabalho representa o preço de exportação da soja em grãos; A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

Seguindo Harris (1995), a equação (5) pode ser reparametrizada em termos de um Modelo de Correção de Erro (VEC), da seguinte forma:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e de longo prazo, com as mudanças de z_t , por meio das estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente. Sendo $\Pi = \alpha \beta'$ a matriz que corresponde ao número de relações e vetores de cointegração, com α representando a velocidade de ajustamento a um dado desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo. O número de vetores de cointegração depende do *rank* (r) da matriz Π . Para Enders (1995), o *rank* de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, podendo ser identificado por meio dos testes do traço e do máximo autovalor³.

3.2.3. Testes de hipóteses sobre os parâmetros

Para verificar quais mercados fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre eles pode ser considerada perfeita, de acordo com o proposto pela Lei do Preço Único, seguindo Barbosa, Margarido e Nogueira Junior (2002) e Coelho (2004), foram realizados testes de hipóteses sobre o parâmetro β .

Conforme proposto Harris (1995), o procedimento de Johansen permite a imposição de restrições sobre o parâmetro β . Com a hipótese testada definida como $H_0: \beta = H\varphi$, sendo H uma matriz de dimensões $n \times s$, sendo s o número de coeficientes β não restritos. A matriz φ é uma matriz de parâmetros a serem estimados envolvendo r vetores de cointegração.

Seguindo a definição acima, neste trabalho, foram testadas as seguintes hipóteses nulas (H_0), as quais, se não rejeitadas confirmam a validade da LPU para o mercado internacional de soja em grãos.

$$\beta_{PREÇODASOJANAARGENTINA} = 1 \quad (7)$$

$$\beta_{PREÇODASOJANOBASIL} = 1 \quad (8)$$

$$\beta_{PREÇODASOJANOSEUA} = 1 \quad (9)$$

$$\beta_{PREÇODASOJANAARGENTINA} = \beta_{PREÇODASOJANOBASIL} = \beta_{PREÇODASOJANOSEUA} \quad (10)$$

As hipóteses descritas em (7), (8) e (9) objetivam verificar se o preço da soja em grãos na Argentina, Brasil e EUA podem ser considerados integrados no período analisado. Já a hipótese (10) visa testar o grau de integração entre os mercados de soja nesses países. Complementarmente, a velocidade de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo foi testada considerando a seguinte hipótese:

³ Teste do traço - Hipótese nula:
 $H_0: r \leq 0$. Teste do máximo
 autovalor $H_0: r = 0$.

$$\alpha_{PREÇODASOJANAARGENTINA} = \alpha_{PREÇODASOJANOBASIL} = \alpha_{PREÇODASOJANOSEUA} \quad (11)$$

Essa hipótese objetiva testar se a velocidade de ajustamento ocorre de forma semelhante no preço dos países analisados. A estatística de teste de razão de verossimilhança do parâmetro α segue a mesma formulação definida para o parâmetro β .

3.3. Fonte de dados

Os dados de preços da soja em grãos, em dólares por tonelada, dos Estados Unidos da América (PEUA) e do Brasil (PBR) foram coletados no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Já os preços da soja da Argentina (PARG) foram coletados no *site* da *Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación* (SAGPyA).

Os dados utilizados compreendem o período de janeiro de 1980 a junho de 2009, sendo as inferências realizadas para o período como um todo e para outros dois subperíodos: o primeiro, de janeiro de 1980 a fevereiro de 1990 e o segundo, de março de 1990 a junho de 2009. Essa divisão deve-se a passagem, de um modelo de política voltado para dentro (modelo de substituição de importações), em que prevalecia a intervenção governamental, para uma economia comercial e financeiramente globalizada, como verificado a partir do início dos anos de 1990.

4. Análise e discussão dos resultados

Esta seção discute os resultados da aplicação empírica do modelo da Lei do Preço Único para a soja em grãos argentina, brasileira e norte-americana. Para tanto, os resultados foram divididos em duas subseções: 4.1 e 4.2. Na primeira, encontram-se os achados para o período que se estende de 1980 a 2009 e, na segunda, os efeitos para os subperíodos analisados, com destaque para o período posterior a abertura comercial.

4.1. Análise para o período completo (1980-2009)

A primeira etapa da análise constituiu-se na determinação da ordem de integração das séries, a qual foi obtida pela aplicação dos testes de raiz unitária ADF e KPSS. Conforme Tabela 1, a aplicação do primeiro, com defasagens baseadas no critério de Informação de Schwarz (SIC), indicou que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para todas as séries em nível, já que seus valores calculados são menores, em módulo, do que seus respectivos valores críticos a 1% de significância, em todos os modelos analisados. Entretanto, a raiz unitária foi eliminada quando as séries foram testadas em primeira diferença.

Tabela 1. Resultados do teste de ADF para as séries mensais de preços da soja em grãos no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), entre janeiro de 1980 e junho de 2009

Nível	Modelos ^(a)			Primeira diferença	Modelos ^(a)		
	I	II	III		I	II	III
LPBR	-3,2519	-2,6102	0,4011	DLPBR	-15,5065	-15,5012	-15,5086
LPEUA	-2,8148	-2,6595	0,3185	DLPEUA	-13,6536	-13,6360	-13,6453
LPARG	-2,4995	-2,2279	0,3824	DLPARG	-16,1825	-16,1594	-16,1705

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

^a Os dados foram coletados até 2009, pois não estão disponíveis na FAO dados após este período.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor

crítico ao nível de significância de 5% é -3,4226; o modelo II, ao modelo com intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é -2,8695; e o modelo III, ao modelo sem intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é -1,9417.

No que tange ao segundo teste (Tabela 2), utilizado com o intuito de complementar o teste ADF, os resultados indicam que todas as séries não são estacionárias em nível, mas passam a ser estacionárias (não exibem raiz unitária) em primeira diferença para os dois tipos de modelos analisados. Portanto, em ambos os testes evidencia-se que as séries de preços da soja em grãos são integradas de ordem um, $I(1)$.

Tabela 2. Resultados do teste KPSS para as séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), entre janeiro de 1980 a junho de 2009

Nível	Modelos ^(a)		Primeira diferença	Modelos ^(a)	
	I	II		I	II
LPBR	0,1568	0,6349	DLPBR	0,0298	0,0748
LPEUA	0,1723	0,2169	DLPEUA	0,0417	0,1192
LPARG	0,1743	0,2827	DLPARG	0,0376	0,1116

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é 0,1460; e o modelo II refere-se ao modelo com intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% é 0,4630.

Após definir a ordem de integração das séries, a etapa seguinte foi investigar a relação de longo prazo, a partir do teste de cointegração. Para o teste de cointegração, deve-se primeiro identificar o número de defasagens a ser incluído no modelo. A escolha do número de *lags* foi baseada nos critérios de informação de Razão de Verossimilhança (LR), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Os quatro critérios indicaram a utilização de duas defasagens, quando se relaciona a série de preços da soja em grãos entre Brasil e Estados Unidos. Para a relação de preços entre Brasil e Argentina, também se adotou duas defasagens, como indicado pelos critérios AIC, SC e HQ. No que diz respeito à relação de preços entre Estados Unidos e Argentina, seguindo os critérios de AIC e HQ, optou-se pela utilização de quatro defasagens (Tabela 3).

Tabela 3. Determinação do número de defasagens para as séries de preços da soja, entre janeiro de 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Lag	LR	AIC	SC	HQ
LPBR x LPEUA	2	61,1721*	-5,7974*	-5,6862*	-5,7531*
	2	30,5281	-5,7762*	-5,6650*	-5,7319*
LPBR x LPARG	6	10,9818*	-5,7529	-5,4639	-5,6378
	2	55,2078	-6,8598	-6,7487*	-6,8156
LPEUA x LPARG	4	16,7857	-6,8969*	-6,6968	-6,8173*
	7	10,0312*	-6,8812	-6,5477	-6,7484

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica a ordem selecionada pelo critério.

Determinadas as relações das séries de preços, a próxima etapa consistiu na verificação empírica da existência ou não de uma relação de equilíbrio de longo prazo, para a qual se empregou o teste de Johansen.

Os resultados do teste de Johansen indicam a presença de um vetor de cointegração para cada par de séries de preços, ao nível de 5% de significância, conforme sugerido pelos testes do traço e do máximo autovalor (Tabela 4). Esses resultados assemelharam-se aos encontrados por Costa *et al.* (2006) para a mesma *commodity*, porém, para o período entre os anos de 1995 a 2005.

Tabela 4. Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), janeiro entre 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
LPBR x LPEUA	$r=0$	34,4402*	12,3209	34,2389*	11,2248
	$r\leq 1$	0,2013	4,1299	0,2013	4,1299
LPBR x LPARG	$r=0$	34,0864*	12,3209	33,9671*	11,2248
	$r\leq 1$	0,1193	4,1299	0,1193	4,1299
LPEUA x LPARG	$r=0$	88,6065*	12,3209	88,3163*	11,2248
	$r\leq 1$	0,2902	4,1299	0,2902	4,1299

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

O resultado de pelo menos um vetor de cointegração encontrado garante a existência de um vetor de correção de erros. Sendo assim, foram estimados os coeficientes de ajuste de curto e de longo prazo (Tabelas 5 e 6). Quando se examinam as elasticidades de transmissão de preço da soja em grãos, no longo prazo, verifica-se que, para os três pares de séries analisados, elas foram próximas da unidade. Resultado que sinaliza que as variações de preços foram quase integralmente transmitidas, com a possibilidade de predominância da Lei do Preço Único nesses mercados.

Tabela 5. Equações de equilíbrio de longo prazo para as séries mensais de preços da soja em grãos no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), entre janeiro de 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Defasagem	Equação de equilíbrio de longo prazo
LPBR x LPEUA	1 1	$LPBR = 0,9605xLPEUA$
LPBR x LPARG	1 1	$LPBR = 0,9594xLPARG$
LPEUA x LPARG	1 3	$LPEUA = 0,9984xLPARG$

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

A análise das estimativas dos coeficientes de curto prazo, as quais determinam à velocidade com que as variáveis tendem a alcançar o equilíbrio no longo prazo, indicam que para os pares LPBR x LPEUA e LPBR x LPARG, 12,64% e 18,92% dos desequilíbrios de curto prazo referentes à trajetória de longo prazo seriam corrigidos a cada mês. Já com relação ao par LPEUA x LPARG, a correção dos desequilíbrios de curto prazo ocorreria de forma mais rápida, sendo completamente eliminados após cerca de quatro períodos (meses).

Os desequilíbrios transitórios de curto prazo no preço da soja em grãos no mercado argentino são aqueles que se ajustam de forma mais rápida a sua trajetória de longo prazo. Esse resultado deve-se, em grande medida, ao fato de a Argentina ter predominância nas exportações mundiais de produtos derivados da soja (farelo e óleo), enquanto Brasil e Estados Unidos possuem larga vantagem no mercado de soja em grãos (*in natura*).

Tabela 6. Estimação do VEC para as séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), janeiro de 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Variável explicativa	Coefficiente estimado	Estatística t	Desvio padrão
LPBR x LPEUA	u_{t-1}	-0,1264	-4,1879	0,0302
LPBR x LPARG	u_{t-1}	-0,1892	-5,1771	0,0365
LPEUA x LPARG	u_{t-1}	-0,2393	-3,5802	0,0669

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

Para tanto, a confirmação da existência de um preço semelhante praticado em diferentes mercados, quando consideradas as premissas da LPU, deve ser analisada mediante a imposição de restrições aos parâmetros β , conforme discutem Barbosa; Margarido e Nogueira Júnior (2002) e Coelho (2004), os quais se encontram na Tabela 7.

Os resultados do teste de hipótese sobre o parâmetro β sugerem que a hipótese nula de que os mercados de soja em grãos no Brasil e nos Estados Unidos são integrados deve ser rejeitada, visto que seus valores da razão de verossimilhança excederam seus valores críticos ao nível de 5% de significância. Resultado que também é observado para os outros dois pares considerados. Isso indica que uma variação no preço da soja em grãos em um determinado mercado não é transmitida de forma integral para os outros mercados considerados.

Portanto, a Lei do Preço Único pode não ser perfeitamente verificada no mercado da soja em grãos nos países analisados. Políticas comerciais e cambiais em âmbito macroeconômico, e condições internas à produção e comercialização no contexto microeconômico, estão entre os fatores que levariam a preços diferenciados nos distintos mercados de soja em grãos.

Tabela 7. Teste de significância de restrição ao parâmetro de longo prazo (β) dos vetores de cointegração das séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), entre janeiro de 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
LPBR x LPEUA	$\beta_{BR} = 1$	34,0074*	3,84
	$\beta_{EUA} = 1$	34,0353*	3,84
	$\beta_{BR} = \beta_{EUA}$	34,0250*	3,84
LPBR x LPARG	$\beta_{BR} = 1$	33,7460*	3,84
	$\beta_{ARG} = 1$	33,8004*	3,84
	$\beta_{BR} = \beta_{ARG}$	33,7752*	3,84
LPEUA x LPARG	$\beta_{EUA} = 1$	88,0258*	3,84
	$\beta_{ARG} = 1$	88,0186*	3,84
	$\beta_{EUA} = \beta_{ARG}$	88,0234*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição ao nível de 5% de significância.

Complementando, com relação às hipóteses nulas $\alpha_{BR} = \alpha_{EUA}$, $\alpha_{BR} = \alpha_{ARG}$ e $\alpha_{EUA} = \alpha_{ARG}$, pode-se inferir que as velocidades de resposta das variáveis (preços) a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para os mercados de soja em grãos.

Tabela 8. Teste de significância de restrição sobre o parâmetro α dos vetores de cointegração das séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), janeiro de 1980 a junho de 2009

Séries relacionadas	Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
LPBR x LPEUA	$\alpha_{PR} = \alpha_{RS}$	33,8519*	3,84
LPBR x LPARG	$\alpha_{BR} = \alpha_{ARG}$	27,2014*	3,84
LPEUA x LPARG	$\alpha_{EUA} = \alpha_{ARG}$	86,4466*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição a 5% de significância.

Esse resultado corrobora o entendimento de que a produção, comercialização e formação de preços em cada um dos mercados desses países ocorre de forma diferenciada, sendo determinada, em grande medida, por particularidades internas de cada país.

4.2. Análise para os subperíodos (1980 a 1990 e 1990 a 2009)

Os resultados discutidos na seção anterior abrangeram os preços da soja em grãos no período entre janeiro de 1980 a junho de 2009. Entretanto, no início dos anos 1990, o movimento de internacionalização dos mercados transformou a economia brasileira em um país essencialmente aberto, comercial e financeiramente. Assim, ratifica-se a importância de investigar como essa política interferiu na formação e transmissão de preços da soja em grãos internacionalmente, sendo essa *commodity* um dos produtos responsáveis pelo crescimento das exportações, bem como pelos resultados positivos da balança comercial brasileira.

Para esse fim, dividiu-se a amostra em dois subperíodos, sendo o primeiro referente ao período que antecedeu a abertura comercial e financeira (janeiro de 1980 a fevereiro de 1990) e o segundo, o período pós-abertura (a partir de março de 1990 a junho de 2009). A partir dessa divisão, as etapas para a verificação do LPU nos subperíodos seguiram aquelas apresentadas na seção 3 e na subseção 4.1. Os testes ADF e KPSS indicaram que as séries de preços da soja em grãos, em ambos os períodos (1 e 2), foram estacionárias em primeira diferença (Tabela 9).

Tabela 9. Resultados dos testes ADF e KPSS em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), em ambos os subperíodos analisados

Amostras	Testes	Nível	Modelos ^(a)		Primeira diferença	Modelos ^(a)	
			I	II		I	II
Período 1	ADF	LPBR	-2,9150	-2,9392	DLPBR	-9,1054	-9,1316
		LPEUA	-2,5271	-2,4376	DLPEUA	-8,1359	-8,1673
		LPARG	-2,2138	-2,1215	DLPARG	-9,7140	-9,7534
	KPSS	LPBR	0,0786	0,0782	DLPBR	0,0521	0,0643
		LPEUA	0,1130	0,1971	DLPEUA	0,0566	0,0555
		LPARG	0,1117	0,1985	DLPARG	0,0566	0,0546
Período 2	ADF	LPBR	-2,1847	-1,3351	DLPBR	-10,2275	-10,1941
		LPEUA	-2,2238	-1,7482	DLPEUA	-10,8697	-10,8420
		LPARG	-1,8436	-1,3302	DLPARG	-12,7756	-12,7519
	KPSS	LPBR	0,2151	0,7213	DLPBR	0,0449	0,1186
		LPEUA	0,2449	0,4631	DLPEUA	0,0438	0,1198
		LPARG	0,2516	0,5112	DLPARG	0,0564	0,1347

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% no teste ADF é -3,4477 para o período 1 e -3,4295 para o período 2 e no teste KPSS é 0,1460 para os períodos 1 e 2; e o modelo II, ao modelo com intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 5% no teste ADF é -2,8856 para o período 1 e -2,8740 para o período 2 e no teste KPSS é 0,4630 para os períodos 1 e 2.

A etapa seguinte consistiu na estimação do teste de cointegração, conforme apresentado na Tabela 10, para ambos os períodos.

Tabela 10. Resultados do teste de cointegração de Johansen para as séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), nas duas subamostras analisadas

Amostras ^(a)	Séries	Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovvalor	Valor Crítico (5%)
Período 1	LPBR x LPEUA	$r=0$	17,1305*	12,3209	17,0663*	11,2248
		$r \leq 1$	0,0643	4,1299	0,0643	4,1299
	LPBR x LPARG	$r=0$	21,6537*	12,3209	21,5778*	11,2248
		$r \leq 1$	0,0759	4,1299	0,0759	4,1299
	LPEUA x LPARG	$r=0$	30,5876	12,3209	30,5213	11,2248
		$r \leq 1$	0,0663	4,1299	0,0663	4,1299
Período 2	LPBR x LPEUA	$r=0$	32,3017*	12,3209	31,7587*	11,2248
		$r \leq 1$	0,5430	4,1299	0,5430	4,1299
	LPBR x LPARG	$r=0$	30,0260*	12,3209	29,6398*	11,2248
		$r \leq 1$	0,3862	4,1299	0,3862	4,1299
	LPEUA x LPARG	$r=0$	47,5526*	12,3209	47,1140*	11,2248
		$r \leq 1$	0,4386	4,1299	0,4386	4,1299

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Da mesma forma que o encontrado para o período como um todo, cada par de séries de preços apresentou pelo menos um vetor cointegrante, para ambos os períodos. Assim sendo, uma vez que o teste de cointegração detectou que o *rank* do sistema é reduzido, com o número de vetores de cointegração inferior ao número de variáveis, existe um modelo vetorial de correção de erro. Nesse sentido, a Tabela 11 apresenta as equações de cointegração, as quais exibem os coeficientes de ajuste de longo prazo para os dois subperíodos.

Verifica-se que as elasticidades de transmissão de preços da soja em grãos dos Estados Unidos e da Argentina para o Brasil, no longo prazo, apresentaram valores ligeiramente maiores após a abertura comercial. No caso da Argentina, observa-se que as estimativas dos coeficientes de longo prazo revelam que variações nos preços internacionais (Brasil e Estado Unidos), em ambos os períodos, são quase que plenamente transmitidas para o preço da soja em grãos daquele país (1,00% e 99,65%).

Esse resultado reflete a maior integração dos mercados ocorrida a partir da década de 1990, decorrência do processo de abertura comercial, o qual tende a fazer com que as mudanças temporárias nos preços (transmissão) sejam eliminadas mais rapidamente, como forma de manter o equilíbrio dos mercados.

Tabela 11. Equações de equilíbrio de longo prazo para as séries mensais de preços da soja em grãos no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), nas duas subamostras analisadas

Séries relacionadas	Séries relacionadas	Equação de equilíbrio de longo prazo
Período 1	LPBR x LPEUA	$LPBR = 0,9460 \times LPEUA$
	LPBR x LPARG	$LPBR = 0,9477 \times LPARG$
	LPEUA x LPARG	$LPEUA = 1,0021 \times LPARG$
Período 2	LPBR x LPEUA	$LPBR = 0,9682 \times LPEUA$
	LPBR x LPARG	$LPBR = 0,9653 \times LPARG$
	LPEUA x LPARG	$LPEUA = 0,9965 \times LPARG$

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

Os resultados da estimação do vetor de correção de erros para ambos os subperíodos encontram-se na Tabela 12. Eles indicam que os desequilíbrios de curto prazo referente à trajetória de longo prazo foram corrigidos de forma mais lenta no período posterior abertura comercial nos pares LPBR x LPEUA e LPBR x LPARG, enquanto a remoção dos desequilíbrios de curto prazo ocorreu de forma mais rápida no par LPEUA x LPARG.

Tabela 12. Estimação do VEC para as séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), nas duas subamostras

Amostras	Séries relacionadas	Variável explicativa	Coefficiente estimado	Estatística t	Desvio padrão
Período 1	LPBR x LPEUA	u_{t-1}	-0,2509	-3,7814	0,0664
	LPBR x LPARG	u_{t-1}	-0,2986	-4,5562	0,0655
	LPEUA x LPARG	u_{t-1}	0,1703	1,4020	0,1215
Período 2	LPBR x LPEUA	u_{t-1}	-0,1296	-3,5259	0,0368
	LPBR x LPARG	u_{t-1}	-0,2222	-4,6750	0,0475
	LPEUA x LPARG	u_{t-1}	-0,2304	-3,6197	0,0636

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

Com o objetivo de verificar evidências da Lei do Preço Único para o mercado da soja em grãos em ambos os períodos, foi imposta a restrição de que os coeficientes dos parâmetros de β são iguais a unidade. Os resultados encontrados foram semelhantes aos obtidos para o período completo (1980 a 2009), o que permite aferir que a Lei do Preço Único não pode ser perfeitamente validada no mercado da soja em grãos nos principais exportadores mundiais da *commodity*, mesmo quando considerado os diferentes períodos (Tabela 13).

Tabela 13. Teste de significância de restrição ao parâmetro de longo prazo (β) dos vetores de cointegração das séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), em ambos os subperíodos

Amostras	Séries relacionadas	Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
Período 1	LPBR x LPEUA	$\beta_{BR} = 1$	16,9998*	3,84
		$\beta_{EUA} = 1$	16,9868*	3,84
		$\beta_{BR} = \beta_{EUA}$	16,9949*	3,84
	LPBR x LPARG	$\beta_{BR} = 1$	21,4972*	3,84
		$\beta_{ARG} = 1$	21,4770*	3,84
		$\beta_{BR} = \beta_{ARG}$	21,4894*	3,84
	LPEUA x LPARG	$\beta_{EUA} = 1$	30,4311*	3,84
		$\beta_{ARG} = 1$	30,4419*	3,84
		$\beta_{EUA} = \beta_{ARG}$	30,4369*	3,84
Período 2	LPBR x LPEUA	$\beta_{BR} = 1$	31,1217*	3,84
		$\beta_{EUA} = 1$	31,1754*	3,84
		$\beta_{BR} = \beta_{EUA}$	31,1509*	3,84
	LPBR x LPARG	$\beta_{BR} = 1$	29,0083*	3,84
		$\beta_{ARG} = 1$	29,0784*	3,84
		$\beta_{BR} = \beta_{ARG}$	29,0442*	3,84
	LPEUA x LPARG	$\beta_{EUA} = 1$	46,6750*	3,84
		$\beta_{ARG} = 1$	46,6734*	3,84
		$\beta_{EUA} = \beta_{ARG}$	46,6753*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição ao nível de 5% de significância.

Por fim, similarmente ao período completo, as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não são estatisticamente iguais para os mercados de soja em grãos nos países examinados, conforme resultados expostos na Tabela 14, mesmo quando considerados períodos com diferentes contextos econômicos e comerciais.

Tabela 14. Teste de significância de restrição sobre o parâmetro α dos vetores de cointegração das séries mensais de preços da soja no Brasil (LPBR), nos Estados Unidos (LPEUA) e na Argentina (LPARG), em ambos os subperíodos analisados

Amostras	Séries relacionadas	Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor crítico (5%)
Período 1	LPBR x LPEUA	$\alpha_{PR} = \alpha_{RS}$	15,3899*	3,84
	LPBR x LPARG	$\alpha_{BR} = \alpha_{ARG}$	16,0198*	3,84
	LPEUA x LPARG	$\alpha_{EUA} = \alpha_{ARG}$	25,4581*	3,84
Período 2	LPBR x LPEUA	$\alpha_{PR} = \alpha_{RS}$	31,0286*	3,84
	LPBR x LPARG	$\alpha_{BR} = \alpha_{ARG}$	22,1690*	3,84
	LPEUA x LPARG	$\alpha_{EUA} = \alpha_{ARG}$	43,8702*	3,84

Fonte: Resultados da pesquisa. Elaboração própria.

* Indica rejeição a 5% de significância.

Nas condições domésticas de cada país estariam as diferenças mais expressivas sobre a forma como o mercado da soja em grãos reage às mudanças nas condições produtivas e comerciais, como também a intensidade do ajustamento às situações de desequilíbrios. Nesse sentido, tem-se que considerar que os fatores desencadeadores de mudanças nos preços em cada respectivo mercado são diferentes, o que, por sua vez, implica na formação do preço da soja em grãos em cada país.

Nessa linha, enquanto que as pressões no mercado brasileiro estão ligadas, em grande medida, a problemas de infraestrutura e logística, o que, em última instância, determina alterações nos custos de produção, nos mercados argentino e norte-americano, as pressões seriam de outra natureza, como a limitação cada vez maior das áreas agricultáveis e de maior produtividade.

5. Conclusões

A elevada concentração das exportações de soja em grãos verificada no mercado internacional exhibe algumas particularidades, dentre elas está o comportamento dos preços ao longo das últimas décadas, os quais apresentaram movimentos semelhantes, ainda que não completamente uniformes.

O comportamento diferencia-se em certos períodos devido, sobretudo, as mudanças político-econômicas ocorridas em algum dos países integrantes desse mercado, o que, de certa forma, modifica as relações e os fluxos de comércio no mercado internacional. Neste sentido, buscaram-se evidências de como essas mudanças influenciaram a formação de preços de soja em grãos no mercado internacional, a partir da abertura comercial e financeira da economia brasileira iniciada nos primeiros anos da década de 1990.

A modelagem econométrica baseada nas estimações do mecanismo de correção de erros e das elasticidades de transmissão permitiu inferir como os desequilíbrios de curto e de longo prazo foram corrigidos nesse mercado, bem como as mudanças ocorridas em suas relações de comércio, quando considerados os diferentes períodos analisados.

Neste sentido, de forma geral, pode-se concluir que no mercado internacional de soja em grãos não é possível validar a Lei do Preço Único, tanto para o período completo quanto para os subperíodos. Porém, ao analisar ambos os períodos verificaram-se

diferenças significativas na formação dos preços. Nos preços da soja em grãos brasileira ocorreu uma substituição na participação dos Estados Unidos e da Argentina, passando a Argentina a ter maior influência no período pós-abertura, o que, em parte, é explicado pela formação do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), também na década de 1990. Entretanto, os preços da soja em grãos no Brasil continuam, predominantemente, sendo explicados pelas próprias condições de produção e comercialização doméstica.

Complementarmente, observou-se que os choques transitórios no preço da soja em grãos brasileira foram corrigidos mais rapidamente no período posterior a abertura comercial. Comportamento esse, que esteve relacionado, em grande medida, à maior integração dos mercados, a qual se acentuou nos últimos quinze anos.

Por fim, cabe ressaltar que estudos desta natureza propõem, por um lado, ampliar as discussões acerca das políticas implementadas no comércio internacional e, por outro, servir de subsídio para decisões comerciais domésticas, uma vez que países como o Brasil têm suas exportações pautadas na comercialização de produtos agrícolas, como a soja em grãos. Além disso, estudos como este podem ser aprimorados com a utilização de outras abordagens e métodos tais como a Cointegração com *Threshold*, o qual incorpora questões como custos de transação, ou de *Pass-Through*, o qual permite verificar em que medida se dá o repasse entre os preços de determinada *commodity* para um país ou região.

6. Referências

- AGUIAR, D. R. D. **A questão da transmissão de preços agrícolas**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v.31, n.4, p.291-308, out./dez., 1993.
- ARDENI, P. G. **Does the Law of One Price really hold for commodity prices?** American Journal of Agricultural Economics, v. 71, n.3, p. 661-669, 1989.
- BALCOMBE, B. K.; MORRISON, J. **Commodity price transmission: a critical of techniques and an application to select tropical export commodities**. Roma: FAO, 2002.
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. **Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão**. Nova Economia, Belo Horizonte, v12, n.2, p.79-108, jul./dez., 2002.
- COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v.42, n.1, p.153-169, 2004.
- CORONEL, Daniel. *A et al.* **Exportações do complexo brasileiro de soja vantagens comparativas reveladas e orientação regional**. Revista de Política Agrícola, v. XVII, p. 20-32, 2008.
- CORONEL, D. A.; Machado, J. A. D.; Carvalho, F. M. A. D. **Análise da competitividade das exportações do complexo soja brasileiro de 1995 a 2006: uma abordagem de market-share**. Revista de Economia Contemporânea, v. 13, p. 281-308, 2009.
- COSTA, L. S *et al.* **Análise econométrica do processo de transmissão entre os preços da soja nos mercados físico brasileiro e norte-americano**. In: IX Seminários em Administração FEA – USP, 1996. Anais. São Paulo: SEMEAD, 2006.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, v.74, n.366, p.427-431, 1979.
- _____. **A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**. Econometrica, v.49, p.1057-1073, 1981.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price transmission. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (Eds.). **Handbook of agricultural economics**. Amsterdam: Elsevier, 2001.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **Statistical databases**. 2010. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: 04 mar. 2012.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Base de Dados**. 2010. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata>>. Acesso em: 25 mar., 2012.

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

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 5. ed. Massachusetts: Addison Welsley, 2005.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. **The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade**. Nova Economia. Belo Horizonte, v.17, n.2, p. 241-270, maio/ago. 2007.

MILJKOVIC, D. **The law of one price in international trade: a critical review**. Review of Agricultural Economics, Washington, v.21, n.1, p.126-139, Spring/ Summer, 1999.

MUNDLAK, Y; LARSON, D. F. **On the transmission of world agricultural prices**. The World Bank Economic Review, v.6, n.3, p. 399-422, 1992.

SAMPAIO, L. M. B.; SAMPAIO, Y; COSTA; E. de F. **Mudanças políticas recentes e competitividade no mercado internacional de soja**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 44, n. 3, p. 383-411, jul./set. 2006.

SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (SAGPyA). **Agricultura**. 2010. Disponível em: <<http://www.sagpya.mecon.gov.ar>>. Acesso em: 29 mar., 2012