

# LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL NO BRASIL E INTEGRAÇÃO NOS MERCADOS DE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS: OS MERCADOS DE ALGODÃO, MILHO E ARROZ.

*Silvia Maria A. Lima Costa*<sup>1</sup>  
*Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho*<sup>2</sup>

## RESUMO

O objetivo deste trabalho é analisar as relações de longo prazo entre séries de preços de alguns dos principais mercados exportadores e preços brasileiros para algodão, arroz e milho. Pretende-se verificar se as reduções nas barreiras ao comércio, favorecidas por alterações nas relações comerciais internas/externas, assim como nas políticas comerciais e setoriais internas, foram suficientes para tornar integrados os mercados considerados, tal como estabelece a proposição da Lei do Preço Único. Foi utilizada a técnica de co-integração de Johansen (1988), decompondo as relações de longo prazo em termos de testes sobre os parâmetros alfa (coeficientes de ajustamento) e beta (importância de cada variável no processo de ajustamento de longo prazo). Os resultados obtidos não foram uniformes no sentido de oferecer suporte à proposição de integração de mercados. Nos modelos para arroz e milho, obteve-se um vetor de co-integração, a partir do qual pode-se evidenciar relações de integração apenas entre os mercados Argentina / Roterdã, no modelo para milho, e Bangkok / Uruguai e Uruguai / Brasil no modelo para arroz. No caso do algodão, não se evidenciou relações de integração.

**Palavras-chave:** integração de mercados, Lei do Preço Único, co-integração.

---

<sup>1</sup> Professora Assistente Drª. em Fitotecnia, Economia e Sociologia Rural, UNESP/Câmpus de Ilha Solteira., e-mail:smalcost@feis.agr.unesp.com.br .

<sup>2</sup> Professor Dr. do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da ESALQ/USP (Piracicaba).

## 1. Introdução

Nos anos 90, os fenômenos de globalização e integração econômicas, as reformas empreendidas no mercado interno, voltadas para facilitar o comércio exterior, (principalmente reduções de barreiras tarifárias), bem como a redução no alcance das políticas agrícolas (dado o esgotamento do modelo de gastos públicos para o setor vigente até meados da década anterior), têm propiciado alterações qualitativas importantes no ambiente econômico em que operam os agentes, envolvendo reduções nos custos do comércio e potencializando reduções nos custos de arbitragem entre os países.

Hoje, freqüentemente argumenta-se que a ampliação da concorrência externa teria contribuído para desencadear crises em alguns segmentos do setor<sup>3</sup> agropecuário, fazendo com que as evoluções dos preços internos de produtos de consumo doméstico sejam sobremaneira afetadas pelos movimentos de preços internacionais, como consequência da conjugação de mudanças nos cenários econômicos internacional e nacional (este sobretudo pela abertura comercial e acentuada sobrevalorização da taxa de câmbio).

O presente trabalho procura inquirir em que medida os preços internos e externos de produtos voltados para o abastecimento interno e produtos com os quais o Brasil atua no mercado internacional como importador têm apresentado um comportamento comum de longo prazo, uma vez que, nesta década, o Brasil tem se configurado como importante importador líquido tanto de países do Mercosul quanto dos mercados mundiais em geral. Para tanto, a análise empírica se reportará aos casos das *commodities* milho, arroz e algodão.

Especificamente, pretende-se inferir se as relações de longo prazo entre preços internos e externos são suficientes para que os mercados possam ser caracterizados como integrados espacialmente. Neste

---

<sup>3</sup> Tais preocupações representaram o principal tema de debate no seminário nacional Renda rural e emprego na agricultura. Comissão de Agricultura da Câmara dos Deputados, setembro de 1997.

contexto, entende-se por mercados integrados aqueles nos quais os preços são determinados de maneira interdependente (Faminon e Benson, 1990), no sentido de que alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados. Nas relações internacionais, do conceito de mercados integrados tem-se a proposição da Lei do Preço Único (LPU), segundo a qual, na ausência de barreiras ao comércio, os mecanismos de arbitragem garantirão que o preço de um bem homogêneo em países distintos, expresso em moeda comum, não pode diferir em valor superior aos custos de transação. Essa relação pode ser interpretada como uma relação que se cumpre no longo prazo, sem excluir a possibilidade de que desajustes ou desvios ocorram no curto prazo.

## **2. Os mercados mundiais de arroz, milho, algodão e as importações brasileiras**

No mercado mundial de milho, os Estados Unidos destacam-se como maior produtor do cereal. O Brasil, embora ocupe o terceiro lugar na produção mundial, produzindo em torno de 31 milhões de toneladas, tem sistematicamente recorrido às importações para completar o abastecimento interno, com um volume importado representando cerca de 5% das necessidades de consumo em 1998. Dentre os principais países fornecedores de milho para o Brasil, destaca-se a Argentina como principal fornecedor, com uma participação em torno de 41% sobre o total das importações brasileiras na média de 1994 a 1997 e 89% em 1998.<sup>4</sup> A participação de outros fornecedores, como os Estados Unidos e União Européia, vem diminuindo enquanto o Paraguai, que até o começo da década não exportava para o Brasil, passa a participar com cerca de 9% das importações brasileiras na média dos anos 1994 a 1997.

No mercado mundial de arroz, o Brasil destaca-se como

---

<sup>4</sup> Estes dados são da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB).

importador líquido, mantendo a terceira posição no *ranking* dos maiores importadores. A participação das importações no consumo interno tem se situado em torno de 14%, na safra 1997/98, e de 11%, na safra 98/99. Até 1990, quando o mercado brasileiro era protegido da concorrência externa por elevados níveis de tarifas de importação, as importações brasileiras eram basicamente oriundas dos países asiáticos e dos Estados Unidos. Com a consolidação do Mercosul e abertura da economia brasileira ao comércio externo, os mercados da Argentina e Uruguai aumentaram suas participações no mercado doméstico brasileiro de 52% em 1991 para 91,7% em 1997.

A produção mundial de algodão, em torno de 22,2 milhões de toneladas, tem nos Estados Unidos, Índia e China os maiores produtores. No Mercosul, a Argentina é o maior produtor e um dos dez mundiais. No mercado internacional desta *commodity*, o colapso das economias do Leste Europeu e da antiga União Soviética é fator que imprimiu forte tendência de queda dos preços. No mercado interno, o segmento produtivo desta cultura foi um dos mais afetados pela abertura comercial, posto que as tarifas de algodão em pluma foram zeradas a partir de 1990. Adicionalmente, a existência de financiamento para as importações no mercado externo contribuiu para a forte internalização de importações. No contexto, a proporção do volume importado sobre o consumo interno passa de 9,7% em 1988 para cerca de 60% nas safras 1992/93 e 1996/97.

### 3. Os dados utilizados

Os dados têm periodicidade mensal cobrindo o período janeiro de 1990 a junho de 1998. A eleição das séries de dados utilizadas foi realizada tendo em vista alguns dos maiores mercados exportadores de cada produto e os principais importadores brasileiros do Mercosul.

As séries de preços utilizadas foram as seguintes: para milho: Argentina (FOB Buenos Aires), Paraguai (FOB Assunção) Estados Unidos (Chicago - preço futuro primeira entrega), Roterdã (CIF- origem

Estados Unidos), e Brasil (FOB Paraná); para arroz: Brasil (Atacado Paraná), Argentina (FOB Buenos Aires), Uruguai (FOB Montevideo) e Tailândia (FOB Bangkok) para algodão: Índices A e B cotados no mercado de Liverpool, Brasil (FOB Santos) e Nova Iorque (futuro primeira entrega)<sup>5</sup>.

As fontes dos dados são: Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) para as séries de preços de milho Brasil e Chicago e algodão Nova Iorque, série arroz Bangkok e algodão Brasil; Ministério da Agricultura, Ganaderia y Pesca do Paraguai (série milho Paraguai), Ministério da Agricultura, Ganaderia y Pesca do Uruguai (série arroz Uruguai), Instituto Nacional de Estatísticas e Censos da Argentina (INDEC) para as séries da Argentina (arroz e milho) e Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) para a série milho Roterdã. Os índices A e B de preços internacionais de algodão são apresentados na publicação *Cotton Outlook de Liverpool*. Todas as séries de preços foram expressas em real, utilizando para sua conversão a taxa de câmbio nominal real/dólar.

#### 4. Modelo analítico

A Lei do Preço Único (L.P.U) expressa uma relação de equilíbrio de longo-prazo entre os preços estabelecidos em dois ou mais mercados distintos. A uma mudança no preço em um mercado, tem-se uma mudança no preço de equilíbrio nos demais mercados relacionados. A relação básica usada para expressar a L.P.U. no caso de dois países diferentes pode ser representada por:

$$P_{it} = a + bP_{jt} + u_t \quad (1)$$

onde  $P_{it}$  e  $P_{jt}$  são preços de uma determinada *commodity* nos mercados de dois países  $i$  e  $j$ , para um dado período de tempo  $t$ .

---

<sup>5</sup> O índice A corresponde a uma média de preços das 5 origens mais baratas tomadas de uma seleção das 14 origens consideradas como de melhor qualidade, enquanto o índice B corresponde a uma média das 3 origens mais baratas tomadas de uma seleção de 8 origens consideradas como de menor qualidade.

Nos casos em que as séries temporais não são estacionárias (possuem raiz unitária) quando consideradas individualmente, mas uma combinação linear entre as mesmas é estacionária [ou integrada de ordem zero - denotada por  $I(0)$ ], tem-se a identificação de co-integração entre as variáveis, de forma a obter-se uma relação estável no longo prazo, (Engle e Granger; 1987)<sup>6</sup>. Testes para a verificação de não-estacionariedade (testes de raiz unitária) para as séries individuais envolvidas em cada modelo, devem anteceder aos testes de co-integração, conforme apresentado a seguir.

#### 4.1. Determinação da ordem de integração - Testes de Raiz Unitária

Séries temporais estacionárias apresentam média e variância constantes no tempo. O número de vezes que a série deve ser diferenciada ( $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ) para que ela se torne estacionária pode ser indicado pela ordem de integração de uma variável (ou pelo número de raízes unitárias). Neste trabalho, foi utilizado o procedimento mais popular para testar a não-estacionariedade das séries, qual seja, o teste de Dickey Fuller Aumentado (DFA), baseado na seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

com

$$\gamma = \sum_{i=1}^k \rho_i - 1 \quad \text{e} \quad \gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \rho_j$$

onde  $k$  é a ordem do processo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal e deve ser suficientemente elevado para assegurar que os resíduos sejam não-correlacionados;  $\rho$  é a raiz associada à variável dependente defasada.  $Y$  denota a variável dependente e  $\Delta$  denota o operador de diferença. Para a escolha do valor de  $k$ , partiu-

<sup>6</sup> Para abordagens detalhadas sobre esta metodologia pode-se ver Hamilton (1994) ou Harris (1995).

se de uma especificação geral, adotando-se 12 defasagens da variável dependente e fez-se ajustamentos sucessivos, tomando-se para inclusão no modelo o número de defasagens que resultaram em menor valor para o critério de Akaike, conforme Luthekpohl (1991). Os parâmetros a serem estimados são  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\gamma_i$ . As estatísticas  $\tau_\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau$ , apresentadas por Dickey & Fuller (1981) correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável  $y_{t-1}$  da equação (2). Essas estatísticas são especificadas para um modelo tal como (2), mas que se diferenciam entre si pelos componentes determinísticos que contêm. Desta forma,  $\tau_\tau$  testa a significância daquela variável para o modelo que inclui uma constante e uma tendência, tal como o representado em (2) e daqui para frente designado como **modelo I**. Neste, as estatísticas  $\Phi_3$  e  $\Phi_2$  provêm respectivamente de verificação para as hipóteses conjuntas: *i*) existência de raiz unitária sem tendência mas com possível termo de intercepto ( $\Phi_3$ ), e *ii*) existência de raiz unitária e um termo de intercepto. A estatística  $\tau_{\beta\tau}$  testa a significância apenas do termo tendência.

A estatística  $\tau_\mu$  testa a significância de  $y_{t-1}$  no modelo apenas com constante (aqui denominado **modelo II**); neste mesmo modelo,  $\Phi_1$  testa a hipótese conjunta de presença de raiz unitária e não-existência de termo de intercepto e  $\tau_{\alpha\mu}$  testa a significância apenas para o termo de intercepto; já a estatística  $\tau$  testa a presença de raiz unitária no modelo sem componentes determinísticos (aqui designado como **modelo III**). As hipóteses testadas nos três modelos correspondem a uma hipótese nula de que a série não é estacionária [ $H_0: Y_t$  não é  $I(0)$ ]; contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária [ $H1: Y_t$  é  $I(0)$ ].

## 4.2. O procedimento de Johansen para co-integração

Considera-se um vetor  $p \times 1$ , representado como a expressão  $Z = (Z_{1t}, \dots, Z_{pt})$  das  $p$  variáveis de preço dos países abordados, considerando-se que este vetor assume um processo auto-regressivo (VAR) de ordem  $K$  que, reescrito como um Modelo de Correção de

erro expresso em forma matricial, adota a forma

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Psi D_t + \mu_z + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde  $D_t$  são variáveis dummies que levam em conta choques de curto prazo e dummies sazonais, recomendadas quando os dados apresentam periodicidade menor que a anual;  $\mu_z$  representa o termo constante e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $p \times 1$  de erros aleatórios i.i.d  $(0, \Sigma)$ .

Esta forma de especificação do sistema contém informações sobre os ajustamentos de curto e longo prazos para mudanças em  $Z_t$ , via estimativas de  $\Gamma_1$  e  $\Pi$  respectivamente (Harris, 1995, p.77). A matriz  $\Pi$  é de ordem  $p \times p$  e embute informações sobre as relações de longo prazo entre as variáveis. É formada pelo produto das matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ , [ $\Pi = \alpha \beta'$ ], sendo  $\alpha$  a velocidade de ajustamento a um dado desequilíbrio (também chamada de matriz de coeficientes de ajustamento), enquanto  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de longo prazo ou matriz de co-integração. As matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  têm, ambas, dimensões  $p \times r$ , onde  $r$  é o número de relações de co-integração.

Se as combinações lineares expressas por  $\beta'Z_t$  são estacionárias, o *rank* de  $\Pi$  é dado por  $r \leq p$ , onde  $r$  determina o número de vetores de co-integração distintos que pode existir entre as  $p$  variáveis incluídas no sistema. A hipótese de nulidade é expressa por:  $H_0: \text{rank}(\Pi) \leq r$  ou  $\Pi = \alpha\beta'$ . O Teste Traço aplica-se para verificar a existência do número máximo ( $r$ ) de vetores co-integrados, e o teste de Máximo Autovalor testa a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a alternativa de existência de  $r+1$  vetores. Ambos são definidos por:

$$\text{Teste Traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{com } r = 0, 1, 2, \dots, p - 1 \quad (4)$$

$$\text{Teste do Máximo Autovalor} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

Sendo  $T$  o número de observações e  $\hat{\lambda}_i$  os autovetores estimados. Os valores críticos para os testes estatísticos utilizados neste trabalho estão



apresentados em Osterwald-Lenum (1992).

### 4.3. Testes de hipóteses sobre os parâmetros $\beta$ e $\alpha$

Testes de hipóteses sobre os parâmetros beta e alfa permitem formular e testar hipóteses mais consistentes do ponto de vista econômico. Encontram-se apresentados e discutidos em Johansen e Juselius (1990 e 1992) e não têm sido muito aplicados empiricamente em pesquisas recentes. Entre os trabalhos que os utilizaram, tem-se Larue e Babula (1994), Lopes (1996), e In e Inder (1997). A matriz  $\beta$  apresentada acima contém os  $p$  coeficientes em cada relação de co-integração. Os  $\beta_i$  caracterizam as relações que devem ser asseguradas entre as variáveis quando no equilíbrio de longo prazo. Podem ser considerados como a importância relativa com que o nível de cada variável co-integrada faz o sistema convergir, após um desequilíbrio, em direção ao padrão de equilíbrio de longo prazo (Larue e Babula, 1994).

As hipóteses sobre os parâmetros beta tomam a seguinte forma (Johansen e Juselius, 1990):  $H_1: \beta = H\phi$  onde  $H$  representa uma matriz de dimensões ( $p \times s$ ) e  $s$  representa o número de coeficientes  $\beta$  que não estão restritos [alternativamente, define-se a matriz  $H^*$  quando o modelo de co-integração contém um termo constante (Johansen e Juselius, 1990, p.172)]. A matriz  $\phi$  é uma matriz ( $s \times r$ ) de parâmetros a serem estimados envolvendo  $r$  vetores de co-integração. O teste razão de verossimilhança é dado pela expressão:

$$\xi_r = T \sum \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \lambda_i)] \quad \text{Para } i = 1, \dots, r \quad (6)$$

A presença de asteriscos (não asteriscos) geram modelos com (sem) a imposição de restrição nos testes. Neste caso, a análise envolve um espaço  $I(0)$ , condicionado sobre um número de relações de co-integração ( $r$ ) selecionado previamente.

Esta pesquisa testa duas hipóteses-chaves associadas àqueles parâmetros  $\beta$ : *i*) teste para a relevância de cada variável no espaço de co-integração (exclusão da variável do espaço de co-integração) e, *ii*) dentre as variáveis cujos testes da hipótese anteriores apontaram para a

permanência no espaço de co-integração, testa-se se o grau de integração entre os mercados é suficientemente elevado para poder concluir que os mercados estão perfeitamente integrados e, portanto, que se cumpre a Lei do Preço Único.

A integração perfeita de mercados pode ser expressa de duas maneiras distintas. Uma primeira consiste em definir mercados perfeitamente integrados àqueles nos quais existe um preço representativo para o conjunto de mercados como consequência das ações de arbitragem de preços no mercado internacional. Neste sentido, a existência de um preço representativo para o conjunto de mercados está associada à presença de múltiplos vetores de co-integração, segundo Goodwin (1992) e Lopes (1996). Para Rivera e Helfand (1999), a existência de fluxos de comércio conectando  $n$  localidades e a presença de relações de co-integração, especificamente com  $n-1$  relações de co-integração, fornecem as condições suficientes para que os mercados envolvidos sejam caracterizados como mercados integrados.

Uma segunda interpretação consiste em definir mercados perfeitamente integrados como aqueles nos quais uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao resto dos mercados. Se em um contexto de múltiplas variáveis, por exemplo, no caso do modelo para arroz, quer-se verificar se variações nos preços do mercado Argentino são transmitidas por completo e na mesma proporção aos preços do mercado brasileiro, tem-se que o equilíbrio de longo prazo pode ser representado pela expressão:

$$\beta' Z_t = \beta_{Ban} P_{Ban,t} + \beta_{Br} P_{Br,t} + \beta_{Uru} P_{Uru,t} + \beta_{Arg} P_{Arg,t} \quad (7)$$

onde os subscritos associados aos coeficientes de longo prazos e preços, Ban, Br, Uru e Arg referem-se respectivamente aos coeficientes e preços das séries de Bangkok, Brasil, Uruguai e Argentina. Para que as variações nos preços do mercado de Buenos Aires, Argentina, sejam transmitidas por completo e na mesma proporção ao mercado brasileiro, tem-se que a elasticidade do segundo em relação ao primeiro deve ser igual a um. Levando em consideração que as variáveis estão em logaritmos e que

no equilíbrio  $\beta'Z=0$ , tem-se:

$$\frac{\partial P_{Brasil}}{\partial P_{Argentina}} \frac{P_{Argentina}}{P_{Brasil}} = \frac{-\beta_{Argentina}}{\beta_{Brasil}} = 1$$

Portanto, a perfeita integração dos mercados será constatada se  $\beta_{Argentina} = -\beta_{Brasil}$ . Neste caso, o vetor de co-integração pode ser representado da seguinte forma  $(*, -1, *, 1, *)$ , onde os parâmetros estão expostos obedecendo a seguinte disposição: Bangkok, Brasil, Uruguai, Argentina e termo de intercepto. Os asteriscos indicam que os correspondentes parâmetros  $\beta_i$  não estão restritos. Neste contexto, a perfeita integração entre pares de mercados é testada a partir da seguinte hipótese geral:  $H_0: \beta_i = -\beta_j \ (i \neq j)$

A matriz  $H^*$  para o caso particular do teste para integração perfeita entre os mercados Argentina e Brasil é expressa por (8). Uma forma alternativa de representar esta hipótese consiste em formular o vetor de co-integração da forma  $(0, -1, 0, 1, *)$ , na qual os demais parâmetros de co-integração foram iguallados a zero (o asterisco representa o termo constante). Neste caso, o teste aponta se a relação existente entre os preços dos mercados Argentina e Brasil formam uma relação estacionária em si mesma, podendo formar um sistema a parte no qual não intervenham os outros preços. Este teste é efetuado mediante a definição da matriz  $H^*$  em (9):

$$H^* = \begin{vmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{vmatrix} \quad (8) \quad H^* = \begin{vmatrix} 0 & 0 \\ -1 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} \quad (9)$$

As hipóteses concernentes aos parâmetros alfa (ou coeficiente de velocidade de ajustamento) podem ser representadas de duas formas:

$$\alpha = A\phi \quad \text{ou} \quad (B'\alpha = 0) \quad (10)$$

onde  $A$  é uma matriz ( $p \times m$ ) e  $m$  é o número de coeficientes  $\alpha$  não-restritos;  $\phi$  é uma matriz ( $m \times r$ ). Esta mesma hipótese pode ser expressa da forma exposta entre parênteses por especificar uma matriz  $B$  de dimensões  $[p \times (p - m)]$  tal que  $B'A = 0$  e  $(p - m)$  é igual ao número de linhas de restrições impostas sobre  $\alpha$ . A Função de Verossimilhança para o teste desta hipótese também pode ser representada pela expressão (6) onde os autovetores estimados são gerados com (sem) as restrições impostas aos parâmetros  $\alpha$ .

Os parâmetros alfa proporcionam dois tipos de informação, dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro  $\alpha$  está associado), não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo,  $\beta$ . Uma variável exógena fraca significa que a mesma não reage a mudanças na relação de equilíbrio a longo prazo. A magnitude do parâmetro  $\alpha$  indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que, ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente (Harris, 1995). A significância individual dos parâmetros alfa, é testada a partir da formulação da hipótese nula  $H_0: \alpha_i = 0$ ; sendo a matriz  $B'$  para o caso particular do teste  $H_0: \alpha_{\text{Brasil}} = 0$  no modelo para arroz:  $B' = [0 \ 1 \ 0 \ 0]$ .

Uma segunda hipótese possível consiste em verificar a igualdade dos parâmetros  $\alpha_i$ , ou, o que é equivalente, a igualdade na velocidade de resposta das distintas variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste ao padrão de longo prazo. A hipótese nula é formulada como:  $H_0: \alpha_i = \alpha_j$  ( $i \neq j$ ). A matriz  $B'$  para testar, por exemplo, a hipótese  $H_0: \alpha_{\text{Brasil}} = \alpha_{\text{Argentina}}$  adota a seguinte forma:  $B' = [0 \ 1 \ 0 \ -1]$ .

## **5 . Resultados e discussão**

### **5.1. Testes de raiz unitária**

Os testes de raiz unitária para as séries de milho e arroz encontram-se na Tabela 1 e para as séries de algodão, na Tabela 2. Nesta, os modelos (I), (II) e (III) reportam-se àqueles apresentados na metodologia.

Para as séries de milho, os resultados permitem verificar que a série de preços Paraguai mostra-se estacionária e será excluída das relações de co-integração, enquanto todas as demais são não-estacionárias e integradas de ordem um.

No caso das séries de preços para arroz, embora a estatística  $\tau_t$  e  $\tau_\mu$  (a 5% de significância) e  $\phi_2$  indique para a possível estacionariedade da série Brasil, os resultados das estatísticas  $\phi_3$  e  $\phi_1$  para esta série não permitem rejeitar a hipótese conjunta de existência de raiz unitária sem tendência com possível termo de intercepto, de forma que não se pode afirmar, de maneira inequívoca, que esta série seja estacionária. No contexto, considera-se que todas as séries, inclusive a série Brasil, sejam não estacionárias e integradas de ordem um.

Os resultados dos testes de raiz unitária para as séries de preços de algodão revelam que a série Nova Iorque e Índice A são estacionárias. No contexto, serão consideradas na análise de co-integração as séries Índice B e Brasil.

Tabela 1- Resultados dos testes de raiz unitária para as séries de milho e arroz, 1990 /01 - 1998/06

MO- DE- LO	ESTA- TÍS- TICA	VALORES CRÍTICOS		SÉRIES PREÇOS DE MILHO <sup>1/</sup>				
		(5%)	(1%)	Argen- tina (1)	Chica- go (4)	Roter- dã (1)	Para- guai (2)	Brasil (7)
I	$\tau_\tau$	-3,45	-4,04	-3,44	-2,75	-2,96	5,00*	-3,38
	$\phi_3$	6,49	8,73	4,17	2,61	3,15	8,97**	4,13
	$\tau_{\beta\tau}$	2,79	3,53	-2,89*	-1,72	-2,58	4,49**	-3,13*
	$\phi_2$	4,88	6,50	6,20*	3,79	4,64	13,44**	5,73*
II	$\tau_\mu$	-2,59	-3,51	-1,93	-2,11	-1,57	-	-1,22
	$\tau_{\alpha\mu}$	2,54	3,22	5,15**	2,06	1,54	-	1,13
	$\phi_1$	4,71	6,70	1,91	2,38	1,32	-	1,17
III	$\tau$	-1,95	-2,60	1,55	0,68	-0,52	-	-1,02
II nas $\Delta\Delta Y_t$	$\tau_\mu$	-3,45	-4,04	-7,16**	-	-	-	-4,69**
III $\Delta\Delta Y_t$	$\tau$	-1,95	-2,60	-	-7,16**	6,45**	-	

1/ O número entre parênteses refere-se ao número de defasagens utilizado na regressão

O \* indica que se rejeita a hipótese nula a 5%; \*\* indicam rejeição a 1%;  $\Delta\Delta Y_t$  representa o modelo indicado tomando-se as segundas. diferenças. Os valores críticos encontram-se em Dickey e Fuller (1981, p. 1062-1063)

Tabela 1 - continuação

MO- DE- LO	ESTA- TÍS- TICA	VALORES CRÍTICOS		SÉRIES PREÇOS DE ARROZ <sup>1/</sup>			
		(5%)	(1%)	Bang- kok (3)	Brasil (1)	Uruguai (1)	Argentina (2)
I	$\tau_\tau$	-3,45	-4,04	-3,35	-3,83*	-2,05	-3,56*
	$\phi_3$	6,49	8,73	3,75	5,08	1,48	4,41
	$\tau_{\beta\tau}$	2,79	3,53	-2,26	-2,69	-1,62	-3,34*
	$\phi_2$	4,88	6,50	5,61*	7,56**	2,13	6,60**
II	$\tau_\mu$	-2,59	-3,51	-2,41	-2,71*	-1,26	-1,34
	$\tau_{\alpha\mu}$	2,54	3,22	2,40	2,67*	1,22	1,32
	$\phi_1$	4,71	6,70	2,93	3,74	0,88	0,91
III	$\tau$	-1,95	-2,60	1,20	1,09	-0,53	-0,24
II nas $\Delta\Delta Y_t$	$\tau_\mu$	-3,45	-4,04	-	-9,98**	-	-6,19**
III $\Delta\Delta Y_t$	$\tau$	-1,95	-2,60	-4,51**	-	7,78**	-6,21**

1/ O número entre parênteses refere-se ao número de defasagens utilizado na regressão

O \* indica que se rejeita a hipótese nula a 5%; \*\* indicam rejeição a 1%;  $\Delta\Delta Y_t$  representa o modelo indicado tomando-se as segundas. diferenças. Os valores críticos encontram-se em Dickey e Fuller (1981, p. 1062-1063)

Tabela 2 - Testes de raiz unitária (Dickey-Fuller Aumentado) para as séries de algodão, 1990/01 – 1998/06.

MO DE LO	ESTA TÍS-TICA	VALORES CRÍTICOS		Índice A <sup>1/</sup>	Índice B <sup>1/</sup>	N.Iorque <sup>1/</sup>	Brasil <sup>1/</sup> Santos
		(5%)	(1%)	(4)	(9)	(2)	(2)
I	$\tau_\tau$	-3,45	-4,04	-4,08**	-2,63	-4,41**	-2,45
	$\phi_3$	6,49	8,73	5,85	2,98	6,49*	2,01
	$\tau_{\beta\tau}$	2,79	3,53	-3,73**	-2,75	-3,58**	0,43
	$\phi_2$	4,88	6,50	8,39**	3,88	9,74**	3,01
II	$\tau_\mu$	-2,59	-3,51	-	-0,41	-	-2,42
	$\tau_{\alpha\mu}$	2,54	3,22	-	0,36	-	2,43
	$\phi_1$	4,71	6,70	-	0,63	-	2,96
III	$\tau$	-1,95	-2,60	-	-1,07	-	-2,12
III série nas $\Delta\Delta Y_t$	$\tau$	-3,45	-4,04	-	-5,52**	-	-8,07**

<sup>1/</sup>O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

\* indica que se rejeita a hipótese nula a 5%, \*\* indicam rejeição a 1%.  $\Delta\Delta Y_t$  representa o modelo indicado tomando-se as segundas diferenças. Os valores críticos encontram-se em Dickey e Fuller (1981, p. 1062-1063).

## 5.2. Testes de co-integração

A análise empírica parte da formulação exposta em (3), com quatro equações para o caso do milho, quatro equações para o caso do arroz e duas equações para as séries de algodão. A eleição do número de defasagens (k) do modelo levou em conta o critério de Akaike para modelos multivariados. Os resultados indicaram que para o milho, o critério de Akaike é minimizado com 3 defasagens, para o algodão, com 2 e para o arroz o é com 12 defasagens. Onze variáveis *dummies* estacionais centradas foram também colocadas no modelo para arroz e



algodão, com vistas a levar em consideração a presença de estacionariedade no espaço de curto prazo<sup>7</sup>.

Na Tabela 3 estão apresentados os resultados das estatísticas  $\lambda$ -Max e teste traço. Os resultados revelam que o sistema formado pelos preços de milho e arroz contém um único vetor de co-integração, o que é equivalente a dizer que em cada sistema de preços uma coluna de  $\beta$  forma uma combinação linear independente e estacionária de variáveis em  $Z_t$ , junto com 3 vetores não-estacionários ( $p - r$ ) no caso do milho e 3 no caso do arroz. No modelo formulado para as séries de algodão, os resultados da tabela 4 mostram que não existe relação de co-integração entre as duas séries consideradas, quais sejam Índice B e Brasil.

Sobre o número de relações de co-integração encontradas, para Dickey, Jansen e Thornton (1994), vetores de co-integração podem ser entendidos como representando restrições sobre o sistema econômico, as quais impõem restrições ao movimento das variáveis no longo prazo. Assim, mais vetores de co-integração tornam o sistema mais estável sendo, portanto, desejável que um sistema econômico seja estável em tantas direções quanto possível. Por outro lado, quando se tem somente um vetor de co-integração em um sistema com  $p$  variáveis, o sistema pode flutuar em torno de  $p-1$  direções independentes mas só uma é estável.

---

<sup>7</sup> Este procedimento também foi utilizado por Johansen e Juselius (1992) para dados quadrimestrais In e Inder (1997) e Lopes (1996) para dados mensais.

Tabela 3 - Teste de co-integração para os modelos de milho e arroz , 1990/98

H <sub>0</sub> : r	Séries de milho					Séries de arroz				
	Auto valor	λ-Max	V. Crítico ( 95% )	Teste traço	V. Crítico ( 95% )	Auto valor	λ-Max	V. Crítico ( 95% )	Teste traço	V. Crítico ( 95% )
0	0,40	50,33*	28,14	77,84*	53,12	0,32	34,60*	28,14	63,31*	53,12
1	0,15	15,65	22,00	27,52	34,91	0,18	17,65	22,00	28,71	34,91
2	0,10	10,80	15,67	11,86	19,96	0,08	8,08	15,67	11,06	19,96
3	,01	1,07	9,24	1,07	9,24	0,03	2,98	9,24	2,98	9,24

Os valores críticos são de Osterwald-Lenum (1992)

Tabela 4 - Teste de co-integração para as séries de algodão (1990/98)

H <sub>0</sub> : r	Autovalor (eigenvalue)	λ-Max	Valor Crítico ( 95% )	Teste traço	Valor Crítico ( 95% )
0	0,022	2,20	15,67	2,41	19,96
1	0,002	0,21	9,24	0,21	9,24

### 5.3. Testes de hipóteses sobre os parâmetros alfa e beta

Analisando inicialmente a significância dos parâmetros beta dos vetores de co-integração, ou seja, as hipóteses de que os  $\beta_i = 0$ , tem-se, no modelo para arroz, a indicação de não-rejeição desta hipótese apenas para a série Argentina (Tabela 5). No modelo para milho, o mesmo resultado é evidenciado para as séries Brasil e Chicago. Isto indica que os movimentos de preços no Brasil e no mercado futuro de Chicago, no caso do milho, assim como os níveis de preços no mercado Argentino de arroz, não são significativamente importantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo entre os demais mercados considerados na análise. Indica também que choques nos preços destes mercados não são capazes de promover ajustamentos significativos nos demais preços considerados na análise. Portanto, tais variáveis podem ser excluídas das relações de longo prazo.

A seguir analisa-se a hipótese de perfeita integração entre os mercados para os quais se obteve rejeição da hipótese de nulidade para os respectivos parâmetros beta. Sem impor nenhuma restrição aos demais parâmetros beta não testados, os resultados não permitem rejeitar a hipótese nula de perfeita integração entre os mercados Argentina e Roterdã no modelo para milho, assim como entre os mercados Tailandês (Bangkok) e Uruguai e entre este último e o mercado brasileiro, no modelo para arroz. Ou seja, estes pares de mercados podem ser considerados perfeitamente integrados, no sentido de que alteração de preços em um mercado é completamente repassada a outro<sup>8</sup>.

No caso do modelo para milho, a evidência de perfeita integração entre os mercados exportadores da Argentina e Roterdã não é alterada quando se coloca restrição zero sobre os demais parâmetros beta não testados, o que equivale a dizer que para estes mercados, a Lei do Preço Único é perfeitamente verificada. Para o modelo envolvendo as séries de arroz, por outro lado, quando se introduzem restrições zero aos demais

---

<sup>8</sup> A este respeito é necessário ressaltar que não se impõe nenhuma relação de causalidade entre os mercados, portanto, a mudança inicial pode partir de qualquer um dos preços envolvidos na relação.

parâmetros beta não testados, os resultados conduzem à rejeição da hipótese de perfeita integração entre as duplas de mercados Bangkok/Uruguai e Uruguai/Brasil (Tabela 5). Pode-se dizer, neste caso, que tais mercados não formam uma relação estacionária entre si independentemente de outros mercados, ou seja, estas duplas de mercados estão perfeitamente sintonizados apenas dentro de um contexto no qual intervêm os demais preços.

Os resultados para os testes relativos aos parâmetros alfa são discutidos a seguir. No modelo para o padrão de equilíbrio dos preços de milho, as variáveis Chicago e Roterdã se revelam exógenas fracas (Tabela 6). No caso da primeira série, a não-significância do parâmetro beta constatada anteriormente já havia revelado que a mesma não participa das relações de co-integração, sendo, desta forma, normal que não reaja a qualquer desequilíbrio.

No caso da não-significância do parâmetro alfa para a série Roterdã, tal resultado é não esperado e surpreende, tendo em vista ser este um importante mercado exportador e participar das relações de co-integração. Uma interpretação possível para tal resultado está em afirmar que, embora o nível deste preço influencie os níveis dos preços nos demais mercados (podendo conduzir os níveis de preços destes) não é, entretanto, significativamente afetado por estes e não se ajusta ante a desequilíbrios transitórios. O teste  $\alpha_{Chi.} = \alpha_{Rot.} = 0$  objetiva responder se Chicago e Roterdã podem ser conjuntamente consideradas exógenas, dado que cada série o é individualmente. O resultado evidencia que não se pode rejeitar esta proposição.

Como *a priori* tem-se a informação de que os mercados exportadores Argentina e Roterdã são perfeitamente integrados (dada a não-rejeição da hipótese  $\beta_{Argentina} = \beta_{Roterdã}$ ), pode-se inquirir se ambos reagem a um desequilíbrio a velocidades estatisticamente idênticas, mesmo tendo em vista que Roterdã é exógena fraca. O teste razão de verossimilhança mostra que esta hipótese não pode ser rejeitada. Neste mesmo modelo outro resultado surpreendente refere-se ao valor bastante significativo do teste  $\alpha$  para a série Brasil; dada a informação *a priori*

Tabela 5 - Testes sobre a significância dos parâmetros  $\beta$  e perfeita integração entre pares de mercados. Séries de milho e arroz, 1990/98.

Modelo para séries de milho			Modelo para séries de arroz		
$H_0$	Razão de Verossimilhança	V. Crítico $\chi^2$ (5%)	$H_0$	Razão de Verossimilhança	V. Crítico $\chi^2$ (5%)
$\beta_{\text{Brasil}} = 0$	0,07	3,84	$\beta_{\text{Brasil}} = 0$	9,09*	3,84
$\beta_{\text{Chicago}} = 0$	1,07	3,84	$\beta_{\text{Bangkok}} = 0$	16,28*	3,84
$\beta_{\text{Roterd.ã}} = 0$	5,34*	3,84	$\beta_{\text{Uruguai}} = 0$	6,84*	3,84
$\beta_{\text{Argen}} = 0$	22,13*	3,84	$\beta_{\text{Argentina}} = 0$	0,76	3,84
$\beta_{\text{Argent.}} = -\beta_{\text{Rotterd.}}^{1/}$	0,55	3,84	$\beta_{\text{Bangkok}} = -\beta_{\text{Brasil}}^{1/}$	12,77*	3,84
$\beta_{\text{Argent.}} = -\beta_{\text{Rotterd.}}^{2/}$	2,08	5,99	$\beta_{\text{Uruguai}} = -\beta_{\text{Brasil}}^{1/}$	0,17	3,84
-	-	-	$\beta_{\text{Uruguai}} = -\beta_{\text{Brasil}}^{2/}$	25,68*	7,81
-	-	-	$\beta_{\text{Bangkok}} = -\beta_{\text{Uruguai}}^{1/}$	0,05	3,84
-	-	-	$\beta_{\text{Bangkok}} = -\beta_{\text{Uruguai}}^{2/}$	24,73*	7,81

1/ Sem restrições sobre os parâmetros beta não testados

2/ Restringindo os demais parâmetros  $\beta$  a zero

de que esta série poderia ser excluída do espaço de co-integração ( $\beta_{\text{Brasil}} = 0$ ), devendo-se entender que não há uma relação de longo prazo entre os níveis de preços neste país e nos demais. Já a hipótese de exogeneidade fraca é claramente rejeitada (e com o maior valor absoluto para alfa indicando maior velocidade de ajuste a desequilíbrios transitórios). Ou seja, os níveis dos preços no Brasil, mesmo não significativamente importantes no estabelecimento do equilíbrio de longo prazo dos demais mercados, reagem com relativa eficiência a desequilíbrios transitórios que ocorrem nos níveis dos demais preços<sup>9</sup>. Como o Brasil tem importado volumes significativos de milho de origem Argentina, testa-se se ambos os mercados retornam a um dado desequilíbrio a velocidades estatisticamente iguais; o resultado mostra que se pode rejeitar esta proposição.

No caso do mercado de arroz envolvendo as séries abordadas neste trabalho, a significância dos parâmetros alfa para as séries de preços Uruguaio e Argentina revelam que estas não são exógenas fracas para os parâmetros de interesse, enquanto as séries Brasil e Bangkok apresentam-se como exógenas fracas com respeito ao equilíbrio de longo prazo. Estes resultados não variam quando se introduz restrições de perfeita integração entre os mercados Tailandês e Uruguaio e entre este último e o brasileiro.

Dito de outra forma, tem-se que o mercado argentino, mesmo não sendo significativamente importante no estabelecimento do equilíbrio de longo prazo para o conjunto dos preços considerados, reage significativamente aos desequilíbrios provenientes dos demais mercados. Já a exogeneidade dos preços Brasil e Bangkok significa que estes preços não são afetados por desvios que se produzem, no curto prazo, com respeito à situação de equilíbrio dos demais mercados. No caso do Brasil, pode estar indicando que os preços internos não respondem a desequilíbrio de curto prazo proveniente do mercado externo. A exogeneidade de Bangkok pode estar associada ao fato da Tailândia ser o maior produtor e exportador mundial de arroz e por isso marcar a pauta de evolução dos

<sup>9</sup> Esta aparente contradição, revelada pela não significância do parâmetro beta (indicando exclusão da variável das relações de co-integração) e significância do parâmetro alfa (indicando resposta significativa da variável a desequilíbrios transitórios) também foi encontrada no trabalho desenvolvido por Larue e Babula (1994).

Tabela 6 - Testes sobre a significância dos parâmetros  $\alpha$  (testes de exogeneidade) Modelo para as séries de milho 1990/98.

H <sub>0</sub>	Sem restrições sobre		Com restrição		Outras restrições	
	Os parâmetros $\beta$		$\beta_{\text{Argentina}} = -\beta_{\text{Roterdã}}$		Razão de Verossimilhança	Valor Crítico $\chi^2$ (5%)
	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico $\chi^2$ (5%)	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico $\chi^2$ (5%)		
$\alpha_{\text{Argen}} = 0$	6,17*	3,84	6,39*	5,99	-	-
$\alpha_{\text{Brasil}} = 0$	18,60*	3,84	19,46*	5,99	18,91* <sup>2/</sup>	5,99
$\alpha_{\text{Chicago}} = 0$	1,48	3,84	1,76	5,99	2,01 <sup>3/</sup>	5,99
$\alpha_{\text{Roterdã}} = 0$	2,34	3,84	3,10	5,99	-	-
$\alpha_{\text{Brasil}} = \alpha_{\text{Argentina}}$	15,06*	5,99	3,74	5,99	15,10 <sup>2/</sup>	5,99
$\alpha_{\text{Roterdã}} = \alpha_{\text{Argentina}}$	0,71	5,99	1,14	5,99	-	-

2/ Condicionado a  $b_{\text{Brasil}} = 0$

3/ Condicionado a  $b_{\text{Chicago}} = 0$

Tabela 7 - Testes sobre a significância dos parâmetros  $\alpha$  (testes de exogeneidade). Modelo para as séries de arroz 1990/98.

$H_0$	Sem restrições sobre $\beta$		Restrição <sup>1/</sup>	Restrição <sup>1/</sup>	Valor Crítico $\chi^2$ (5%)
	Razão de Veros-similhança	Valor Crítico $\chi^2$ (5%)	$\beta_{\text{Bangkok}} = \beta_{\text{Uruguai}}$	$\beta_{\text{Uruguai}} = -\beta_{\text{Brasil}}$	
$\alpha_{\text{Argentina}} = 0$	5,04*	3,84	7,40*	6,32*	5,99
$\alpha_{\text{Brasil}} = 0$	1,50	3,84	2,32	2,48	5,99
$\alpha_{\text{Bangkok}} = 0$	2,26	3,84	3,65	4,51	5,99
$\alpha_{\text{Uruguai}} = 0$	7,13*	3,84	7,18*	7,34*	5,99

1/ Os valores críticos estão na última coluna



demais mercados sem reagir significativamente aos desequilíbrios de curto prazo destes.

## 6. Conclusão

O estudo representa uma tentativa de discutir e obter-se inferências sobre em que medida os preços internos das *commodities* arroz, milho e algodão têm acompanhado o padrão de longo prazo dos mercados externos numa década em que importantes transformações econômicas nos mercados externos e internos promoveram alterações importantes na dinâmica de formação dos preços das *commodities* agropecuárias. As alterações ditadas pela abertura comercial e menor atuação do Estado nos mercados internos foram suficientes para possibilitar ações eficientes de arbitragem? É validada a Lei do Preço Único (LPU) e portanto são integrados os mercados considerados? Quais as implicações para as políticas setoriais internas?

O procedimento de co-integração utilizado foi o proposto por Johansen (1988) e os resultados obtidos no caso do algodão não permitiram evidenciar relações de co-integração entre os preços do mercado brasileiro e os do mercado Liverpool Índice B (as séries Liverpool Índice A e Nova Iorque não foram consideradas por se revelarem estacionárias). Conclui-se, portanto, que no caso desta *commodity*, a LPU não é assegurada e os mercados não são integrados no horizonte temporal compreendido pela análise. Não se pode dizer, entretanto, que a formação do preço interno é essencialmente doméstica neste caso. Mas, apesar do maior intercâmbio comercial havido nesta década, com expressivos volumes importados, ainda existe, no mercado brasileiro, uma grande rigidez para as ações de arbitragem de preços dos agentes econômicos internos nos mercados externos. Um exemplo disto refere-se à dificuldade que têm as empresas brasileiras em situação patrimonial pouco favorável para obtenção de carta de crédito com vistas à promoção de importações de algodão.

Os testes de co-integração para milho e arroz apontaram para a

existência de um vetor de co-integração entre as séries de preços consideradas em cada modelo e, portanto, para a existência de um certo grau de integração entre os mercados. Este resultado é consistente com análises anteriores (Goodwin, 1992; Lopes, 1996; e Lima e Burnquist, 1997), indicando a presença de mecanismos de arbitragem entre os mercados, e, portanto, relações de interdependência dos preços. Entretanto, apesar deste resultado indicar a atuação positiva de mecanismos de arbitragem entre os mercados, pode-se dizer que a existência de um único vetor de co-integração não é condição suficiente para dizer que os mercados estão perfeitamente integrados e que a Lei do Preço Único é perfeitamente verificada ou, alternativamente, que é verificada em sua forma absoluta. Esta inferência tem por base os argumentos de Goodwin (1992b), Lopes (1996), Rivera e Helfand (1999) e Dickey, Hansen e Thornton (1994). Segundo estes últimos autores, maior estabilidade nas relações de longo prazo entre as variáveis do sistema requer maior número de vetores de co-integração.

Os resultados dos testes de hipóteses no caso do modelo para milho, permitiram verificar que o vetor de co-integração estimado traz implícito uma relação de perfeita integração entre os mercados exportadores da Argentina e Roterdã. Estes indicaram também exclusão da série Brasil, significando que este mercado não participa endogenamente ou influencia as outras variáveis no processo de ajuste ao equilíbrio de longo prazo. Em termos práticos, os resultados permitem concluir que as variáveis associadas ao mercado interno ainda têm maior peso relativo na formação dos preços domésticos de milho. Neste caso, pode-se negar a proposição inicial de que os preços externos estariam afetando sobremaneira o comportamento dos preços no mercado interno.

No caso do arroz, a existência de arbitragem de preços, indicada na relação de co-integração, e, adicionalmente, pela significância positiva da série Brasil no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo (apontada pelos testes sobre os parâmetros beta), evidencia que, de fato, os preços internos têm relação com os preços do mercado internacional, embora não respondam a desvios de curto prazo originários dos demais

mercados. No mesmo modelo também ficou evidenciado que, no Mercosul, o mercado exportador uruguaio e o mercado importador brasileiro podem ser caracterizados como mercados integrados no longo prazo, integração esta que se verifica em um contexto caracterizado pelas inter-relações com os demais preços.

As principais implicações de políticas agrícolas, à luz dos resultados obtidos, são de que, para os mercados internos de algodão e de milho, programas setoriais de políticas de preços e de abastecimento interno podem ainda desempenhar importante papel no equilíbrio dos mercados.

Deve-se entender que esta proposição não significa dizer que existe espaço para iniciativas de políticas de preços e abastecimento no moldes vigentes nas últimas décadas. Ao contrário, é necessário tomar em consideração os preços, os acordos e regras vigentes no mercado internacional, posto que se obteve, no caso do milho, indicações de resposta dos preços internos aos desequilíbrios provenientes dos mercados externos (significância do parâmetro alfa).

Especificamente no caso das políticas internas de preços para o arroz, os resultados obtidos conduzem a concluir que a formulação destas deve tomar em consideração o Uruguai como extensão do mercado nacional. Mais ainda, os dois países podem obter significativos ganhos, no médio e longo prazos, se conseguirem elaborar uma política agrícola coordenada nos aspectos de produção, serviços de apoio e tecnologia. Tal conjugação de esforços pode ser importante tanto com vistas a melhor explorar as complementaridades entre estes países, quanto para, uma vez alcançada a recuperação da capacidade de auto-abastecimento brasileira, tornar possível uma inserção competitiva e galgar melhores posições para ambos os países nas exportações mundiais de arroz.

Dois possíveis limitações deste trabalho, que podem sugerir a conveniência de realizar-se trabalhos complementares, estão associadas ao tamanho das séries (em função da impossibilidade de obter-se séries maiores) e de ter-se utilizado a taxa de câmbio nominal para conversão dos preços.

## 7. Bibliografia

- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49: 1057-1072, 1981.
- DICKEY, HANSEN, THORNTON. A primer on cointegration with an application to Money and Income. In: RAO, B.(editor). **Cointegration for applied economist**. New York: St. Martin's Press. 1994, .9-45.
- ENGLE, R.F. ; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, 55: 271-276. 1987.
- FAMINON, M.D. BENSON, B.L. Spatial market integration. **American Journal of Agricultural Economics**. Vol. 72, no. 1, p. 49-62, fev. 1990.
- GOODWIN, B.K. Multivariate cointegration tests and the law of one price: a clarification and correction. **Review of Agricultural Economics**, vol. 14, n.2, 1992b.
- HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press. 1994. 799p.
- HARRIS, R.I.D. **Using Cointegration analysis in Econometric Modelling**. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 1995. 176 p.
- IN, F; INDER, B. Long-Run relationship between World Vegetable oil prices. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**. Vol. 41, no. 4, p. 455-470. Dez, 1997.
- JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - With application to demand for money.

- Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol. 52, n.2, p. 169-210, 1990.
- JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, vol. 53, p. 211-244. 1992.
- LARUE, B. BABULE, R.A. Evolving dynamic relations between the money supply and food-based prices in Canada and The United States. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, vol.42, p159-176. 1994.
- LIMA, S.M. A .; BURQUIST, H.L. Lei do Preço Único no mercado internacional: Testes Empíricos para Exportações do Complexo Soja (Grãos e Farelo). In: XXIV CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Natal, 1997. . Anais... (CD-ROM). Brasília: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 1997.
- LOPES, A. I .S . **Integration Espacial de los mercados de porcino europeos**. Zaragoza, 1996. 219 p. Centro Internacional de Estudos Agronômicos Mediterrâneos
- LUTHEKPOHL, H. **Introduction to multiple time series**. Berlin, Springer-Verlag, Heidelberg, (1991).
- OSTEWARD-LENUM, M. Practitioner's Corner - A note with quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic. **Oxford Bulletin of Economic and Statistics**, 54 (3): 462-472, 1992.
- RIVERA,G.G.; HELFAND S.M. Spatial Relationships and market integration: the case of Brazilian rice market. (1999). In: XXXVII

CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. Foz do Iguaçu, 1999. Anais... (CD-ROM). Brasília: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER), 1999.