

Transmissão de preços do algodão nos mercados interno e externo

Eliane Pinheiro de Sousa¹
Antônio Carvalho Campos²

Resumo: Este artigo pretende verificar a relação entre os preços internos e externos no mercado de algodão, buscando testar se a Lei do Preço Único foi válida nesse mercado, no período de julho de 1996 a janeiro de 2008. Utilizou-se dados mensais extraídos do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) / Universidade de São Paulo (USP) e da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS). A metodologia adotada é constituída pelo teste de raiz unitária, pelo teste de co-integração de Johansen, pela estimação da função impulso-resposta, pela decomposição da variância dos erros de previsão e pela estimação e análise do modelo vetorial de correção de erro (VEC). Os resultados mostraram que as variações nos preços internacionais do algodão foram completamente transmitidas para o mercado doméstico em longo prazo, ou seja, na ausência de restrições. No entanto, não se pode afirmar que esses mercados são perfeitamente integrados, tendo em vista que a hipótese de perfeita integração entre os mercados foi rejeitada quando foram impostas restrições ao coeficiente de relacionamento de longo prazo. Dessa forma, a Lei do Preço Único não foi perfeitamente verificada no mercado de algodão no período analisado.

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

Abstract: This article intends to verify the relationship between the internal and external prices in the cotton markets in order to test the validity of the Law of One Price over the July, 1996 to January, 2008 period. Monthly data were extracted from the Center of Advanced Studies for Applied Economy (Cepea) of Esalq / USP and from the Getúlio Vargas Foundation (FGVDADOS). The time series tests included the tests for unitary root and Johansen's co-integration. Besides, the analytical framework also includes impulse-response function, the decomposition of the variance of the forecasting error and the vector error correction model (VEC). The results showed that the long-run variations in the international prices of cotton were fully transmitted to the domestic market. However, under constraints, the domestic and foreign markets are not perfectly integrated. Thus, these findings rejected the hypothesis of perfect integration between these markets. Therefore, the Law of One Price is not perfectly verified for the cotton markets in that period.

Keywords: price co-integration, Law of One Price, cotton markets.

¹ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (UFV) e Professora Adjunta da Universidade Regional do Cariri (URCA). E-mail: pinheiroeliane@hotmail.com

² Ph.D. em Economia e Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: accampos@ufv.br

Introdução

O cultivo do algodão no Brasil apresentou um quadro estável até o final dos anos 1980, quando a produção nacional era suficiente para atender à demanda doméstica. No início da década de 1990, com a abertura da economia, essa cultura começou a deparar-se com uma severa crise de produção, e o País chegou a importar cerca de 60 % do seu consumo doméstico. Nos últimos anos, o cultivo do algodão no País vem passando por profundas transformações, em especial no que diz respeito a ganhos de produtividade pela implementação de um novo modelo produtivo que incorpora tecnologias modernas. Em decorrência dessas transformações, o País está novamente recuperando sua capacidade produtiva, já que os atuais níveis de produção já atendem ao consumo doméstico como ocorria no passado, verificando-se ainda a formação de excedentes exportáveis (COLSERA, 2002).

Essa mudança na cotonicultura nacional é confirmada pela Ruralnews (2007), que ressalta que, depois de grandes investimentos no setor, com modernização das lavouras, aquisição de maquinário pesado e significativo aumento na área cultivada, o Brasil passou a ser o quinto maior produtor mundial. Além de o Brasil despontar como quinto produtor mundial de algodão com 1,24 bilhão de toneladas, ele está no terceiro lugar como maior exportador mundial dessa fibra, com 440 mil toneladas (AQUINO, 2004).

O cenário das exportações brasileiras de algodão debulhado mudou a partir de 2001, haja vista um aumento de 72 %, depois de praticamente inexistir entre 1998 e 2000. Em 2005, o algodão debulhado representou 70 % das exportações nacionais de algodão em pluma³, as quais, por sua vez, registraram aumento de 11 % em relação a 2004, somando US\$ 449,7 milhões⁴. Já as importações tiveram queda de cerca de 75 %. Como resultado, o saldo da ba-

lança comercial do algodão aumentou 67,5 %, o equivalente a US\$ 408 milhões, em comparação com os US\$ 243 milhões alcançados em 2004 (RAMOS; MARTINS, 2006).

De acordo com a Conab (2008), a oferta nacional de algodão em caroço poderá totalizar 4,0 milhões de toneladas, 2,1 % superior ao registrado na temporada passada. Dessa quantidade, 39,0 % (1,56 milhão de toneladas) são de pluma e 61,0 % (2,4 milhões de toneladas), de caroço.

Segundo Colsera (2002), dados comparativos entre a produção de algodão no Brasil e nos EUA mostram que, enquanto os produtores brasileiros aumentaram esse rendimento, os americanos não apresentaram nenhuma modificação. Segundo trabalho do International Cotton Advisory Committee (Icac)⁵, dentre os países com os maiores níveis de rendimento por unidade de área, o Brasil é o que apresenta o segundo mais baixo custo de produção, perdendo apenas para a China.

Entretanto, de acordo com Ruralnews (2007), o desenvolvimento dessa atividade ainda apresenta alguns problemas no Brasil. O principal deles está ligado ao beneficiamento da produção, pois o mercado – tanto o nacional quanto o internacional – prefere pagar melhor por algodão beneficiado, ou seja, o algodão em pluma. Mesmo assim, a capacidade de beneficiamento da produção no mercado interno ainda é insuficiente, o que faz com que muitos produtores vendam o algodão antes do beneficiamento (algodão em caroço) e, por essa razão, consigam preços até três vezes inferiores ao do algodão em pluma. No entanto, a dinâmica de formação dos preços do algodão modificou-se com a diminuição da intervenção governamental e com o crescimento da influência das variáveis externas sobre os preços internos (COELHO, 2004).

Em face desses aspectos que envolvem o algodão nos mercados brasileiro e externo, pre-

³ Segundo a classificação da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), o grupo algodão em pluma é composto por: algodão não-debulhado, algodão debulhado e outros tipos de algodão.

⁴ Cifra em dólar Free On Board (FOB), que corresponde ao preço do algodão no porto de exportação, livre de impostos e taxas.

⁵ O Icac é uma associação de 43 países com interesse na cultura do algodão.

tende-se, neste artigo, verificar a relação entre os preços domésticos e internacionais, buscando identificar se a determinação de preços entre esses mercados é interdependente, ou seja, se alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados. Portanto, busca-se testar se a Lei do Preço Único é válida para o mercado brasileiro de algodão.

Metodologia

Modelo teórico

O modelo teórico empregado neste trabalho baseia-se na Lei do Preço Único (LPU). Segundo Krugman e Obstfeld (2005), pela Lei do Preço Único, nos mercados com concorrência, na ausência de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio, bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são expressos na mesma moeda.

A validade da Lei do Preço Único está diretamente relacionada com o processo de arbitragem internacional, o qual, em longo prazo, tende a igualar os preços nos dois mercados (doméstico e externo). A arbitragem induz a uma elevação do preço no país com preço baixo, em razão do aumento da quantidade demandada, e implica queda de preço no país com preço alto, por causa do excesso da quantidade ofertada. O processo de arbitragem continua até o momento em que os preços nos dois países sejam igualados. Portanto, caso a Lei do Preço Único seja válida, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais aos que prevalecem no mercado internacional (BARBOSA et al., 2002). Nesse sentido, Sexton et al. (1991), citados por Nogueira et al. (2005), mencionam que a falha de duas ou mais regiões em aderir à LPU pode ser explicada por uma ou por mais das seguintes considerações:

- As regiões não estariam ligadas por arbitragem, isto é, elas representariam mercados autárquicos.

- Haveria impedimentos a arbitragens eficientes, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita ou aversão ao risco.
- Haveria competição imperfeita em um ou mais dos mercados.

Portanto, a análise da integração forneceria evidência sobre a competitividade dos mercados, efetividade da arbitragem e eficiência do processo de determinação de preço, apesar de ser difícil identificar precisamente qual dessas causas se aplicaria a cada situação (FAMINOW; BENSON, 1990 citados por NOGUEIRA et al., 2005).

Matematicamente, a LPU pode ser representada por

$$P_{it} = \alpha + \beta P_{jt} + u_t \quad (1)$$

em que P_{it} e P_{jt} são preços de determinada commodity nos mercados de dois países i e j , em dado período de tempo t ; α , constante (ou intercepto); e o coeficiente β , elasticidade do preço doméstico cotado em dólar em relação ao internacional, ou seja, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando seu valor for igual a um, significará que variações no âmbito internacional serão plenamente transmitidas ao mercado interno; quando for igual a zero, implicará que variações do preço internacional não conduzirão a qualquer tipo de reação do preço doméstico. Esse valor de β geralmente permanece entre zero e um, refletindo a política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado (BARBOSA et al., 2002).

Modelo analítico

Conforme Buongiorno e Uusivuori (1992), as estimativas da equação (1) realizadas por meio dos procedimentos estatísticos convencionais, como os Mínimos Quadrados Ordinários, podem não ser confiáveis em virtude de duas razões básicas:

1) Os preços P_{it} e P_{jt} seriam determinados simultaneamente em mercados integrados, logo, P_{jt} não seria independente de u_t e a aplicação dos Mínimos Quadrados Ordinários resultaria em estimativas viesadas e inconsistentes.

2) As séries de preços P_{it} e P_{jt} seriam geralmente não-estacionárias.

Quando as variáveis individuais não são estacionárias, mas uma combinação linear delas é estacionária, então se diz que essas variáveis são co-integradas (ENGLE; GRANGER, 1987). Para testar a co-integração entre as séries de preços de algodão no Brasil e em Nova Iorque, deve-se inicialmente determinar a ordem de integração, o que é feito por meio do teste de raiz unitária. Neste trabalho, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que contempla modelos auto-regressivos de ordem superior a um, conforme indicado pela seguinte expressão, descrita por Enders (1995):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ e $\beta_i = \sum_{j=1}^p \alpha_j$, sendo que α_0 é o intercepto; γ , ordem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y , variável dependente; Δ , operador de diferença; e ε_t , estrutura do erro, que é idêntica e independentemente distribuída.

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com somente intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que se $\gamma = 0$, a série conteria uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística t com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. Essa hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística t for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série será não-estacionária.

Após a identificação da ordem de integração, se todas as séries possuírem a mesma ordem de integração $I(d)$, e existir um vetor $\beta (\neq 0)$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \beta' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, poder-se-á afirmar que Y_t é um vetor de co-integração de ordem (d, b) , denotada como $X_t \sim CI(d, b)$ (ENGLE; GRANGER, 1987).

Existem diversos procedimentos para testar a existência de co-integração. Segundo Jung e Doorodian (1994), citados por Lima e Burnquist (1997), o procedimento de Engle e Granger (1987) para co-integração é limitado, por não considerar a existência de problemas de simultaneidade causados pela expressão conjunta de mais de uma variável endógena a um sistema. Para Hamilton (1994), citado por Lima e Burnquist (1997), o método de Johansen considera que todas as variáveis são explicitamente 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 procedimento utiliza a Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de co-integração (COELHO, 2004).

Após essas considerações, optou-se, neste estudo, pelo procedimento de Johansen para testar a presença de co-integração, conforme indicado em Verbeek (2000).

Assim, considera-se o seguinte vetor auto-regressivo (VAR) de ordem p , representada por

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que cada Θ_j é uma matriz de parâmetros $k \times k$; e ε_t é um vetor k -dimensional de termos ruído branco com matriz de covariância Σ .

Conforme Mayorga et al. (2007), esses coeficientes não consideram as relações entre as variáveis expressas no modelo VAR. Assim, os impactos das inovações podem ser avaliados a

partir da função impulso-resposta, que delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ocasionados por variáveis residuais.

Na concepção de Margarido et al. (2000), citados por Margarido (2004), outra forma de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo pode ser dada pela decomposição da variância dos erros de previsão para k períodos à frente. Esse instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente, ou seja, revela, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A equação (3) pode ser reparametrizada em termos de um modelo vetorial de correção de erro (VEC), descrito por

$$\Delta Y_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\Pi = \gamma\beta'$ e as combinações lineares $\beta'Y_{t-1}$ representam as r relações de co-integração.

De acordo com Banerjee (1993), citado por Barbosa et al. (2002), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Portanto, os mecanismos de correção de erro fornecem um caminho para combinar as vantagens de modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo quanto a de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de co-integração depende do posto ou rank (r) da matriz Π . Em termos de vetores de co-integração, têm-se três possibilidades conforme Harris (1995), citado por Barbosa et al. (2002): se o posto de Π for completo, então as variáveis Y_t serão $I(0)$, ou seja, isso significa que qualquer combinação li-

near entre as variáveis será estacionária e o ajuste do modelo deverá ser efetuado com as variáveis em nível. Se o posto de Π for zero, então não haverá relacionamento de co-integração e o modelo deverá ser ajustado com as variáveis em diferença, e quando Π tiver posto reduzido, haverá r vetores de co-integração, que é a possibilidade que interessa.

Enders (1995) descreve que o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características diferentes de zero e destaca dois testes estatísticos capazes de determinar o número de raízes características. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração distintos seja menor ou igual a r , contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r , podendo ser definido por

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (5)$$

em que λ'_i são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π , e T , o número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é r , contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de co-integração, expresso por

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (6)$$

O presente trabalho também leva em consideração testes de hipótese sobre os parâmetros β . Coelho (2004) ressalta que os testes sobre os parâmetros β são essenciais à análise das características da integração entre os mercados de algodão, pois permitem testar quais mercados efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre estes mercados pode ser considerada perfeita, ou seja, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado em longo prazo.

As hipóteses sobre os parâmetros beta tomam a seguinte forma, conforme Johansen e Juselius (1990), citados por Costa e Ferreira Filho (2000): $H_1: \beta = H\phi$, em que H representa uma matriz de dimensões (p x s), e s, o número de coeficientes β , que não estão restritos (alternativamente, define-se a matriz H^* quando o modelo de co-integração contém um termo constante). A matriz ϕ é uma matriz (s x r) de parâmetros a serem estimados, envolvendo r vetores de co-integração. O teste razão de verossimilhança é dado pela expressão

$$\xi_r = T \sum \ln[(1-\lambda_i^*)/(1-\lambda_i)], \text{ para } i = 1, \dots, r. \quad (7)$$

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

Neste trabalho, testa-se as seguintes hipóteses nulas (H_0):

$$\beta_{\text{Brasil}} = 0 \quad (8)$$

$$\beta_{\text{Nova Iorque}} = 0 \quad (9)$$

$$\beta_{\text{Brasil}} = \beta_{\text{Nova Iorque}} \quad (10)$$

As hipóteses nulas descritas em (8) e (9) buscam testar se o mercado brasileiro e o mercado norte-americano podem ser considerados integrados no período analisado. Ademais, testa-se o grau de integração entre os mercados do Brasil e de Nova Iorque a partir da hipótese contida na equação (10).

Fontes dos dados

Os dados empregados neste estudo foram as séries mensais de preços de algodão em pluma, mercado físico, no período de julho de 1996 a janeiro de 2008. Para representar o preço inter-

no da pluma, foram utilizados os preços do algodão em pluma no posto de São Paulo, provenientes do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq) / Universidade de São Paulo (USP), e os preços do algodão no mercado internacional foram representados pela série de preços da bolsa de Nova Iorque, obtidos do banco de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS). Ambas as séries de preços foram expressas em dólar e transformadas em logaritmos, e os coeficientes obtidos referem-se às elasticidades de transmissão de preços.

Resultados e discussões

Para verificar se as séries em estudo são não-estacionárias, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados (Tabela 1) sinalizam que ambas as séries de preços do algodão não são estacionárias, tendo em vista que os valores calculados são menores em módulo que seus respectivos valores críticos de 1 % e 5 % em todos os modelos analisados, ou seja, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para essas séries consideradas. No entanto, observa-se que essas séries passam a ser estacionárias em primeira diferença, o que indica que apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. O fato de elas serem integradas de mesma ordem constitui um pré-requisito para examinar se as séries são co-integradas, o que é identificado por meio do teste de Johansen, com o intuito de verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo.

Antes da realização do teste de co-integração, é necessário determinar o número de defasagens mais adequado ao modelo VAR. Com base nas informações (Tabela 2), seguindo o critério de Schwarz, o modelo deve possuir uma defasagem; já o critério da razão de verossimilhança (LR) indica que o lag mais adequado seria sete, enquanto os critérios de Akaike e Hannan-Quinn indicam que devem ser consideradas duas defasagens. A escolha do número de defasagens do modelo VAR neste trabalho levou em conta esses dois últimos critérios referenciados, seguindo, portanto, a sugestão de duas defasagens.

Tabela 1. Resultados do teste de ADF em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços do algodão no Brasil (LPINT) e em Nova Iorque (LPEXT), de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Série	Modelo	Estatística do teste ADF		
		t_{cal}	$\tau_{\alpha=0,01}$	$\tau_{\alpha=0,05}$
LPINT	Sem intercepto e sem tendência	-0,3982	-2,5819	-1,9432
	Apenas com intercepto	-2,0438	-3,4785	-2,8823
	Com intercepto e tendência ⁽¹⁾	-1,5853	-4,0264	-3,4429
LPEXT	Sem intercepto e sem tendência	-0,4187	-2,5818	-1,9431
	Apenas com intercepto	-2,3468	-3,4796	-2,8831
	Com intercepto e tendência ⁽²⁾	-2,3453	-4,0279	-3,4437
DLPINT	Sem intercepto e sem tendência	-9,9841	-2,5819	-1,9432
	Apenas com intercepto	-9,9556	-3,4785	-2,8826
	Com intercepto e tendência	-5,7599	-4,0290	-3,4442
DLPEXT	Sem intercepto e sem tendência	-4,7254	-2,5823	-1,9432
	Apenas com intercepto	-4,7174	-3,4796	-2,8831
	Com intercepto e tendência	-6,2474	-4,0275	-3,4434

⁽¹⁾ P-valores da tendência = 0,7885.

⁽²⁾ P-valores da tendência = 0,3809.

Tabela 2. Determinação do número de defasagens do modelo VAR.

Defasagem	LR	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hannan-Quinn (HQ)
0	NA	-1,5514	-1,5066	-1,5332
1	440,9780	-5,0447	-4,9103 ⁽¹⁾	-4,9901
2	13,5456	-5,0927 ⁽¹⁾	-4,8688	-5,0017 ⁽¹⁾
3	4,3076	-5,0656	-4,7521	-4,9382
4	7,9143	-5,0697	-4,6666	-4,9059
5	6,3536	-5,0615	-4,5688	-4,8613
6	3,0558	-5,0253	-4,4430	-4,7887
7	11,8901 ⁽¹⁾	-5,0685	-4,3966	-4,7955
8	7,3189	-5,0720	-4,3106	-4,7626

⁽¹⁾ Indica a ordem selecionada pelo critério.

Em se tratando do modelo VAR, é importante apresentar os resultados relativos às funções de impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão. A Tabela 3 apresenta os resultados das elasticidades da função de impulso-resposta, indicando as respostas das variáveis LPINT e LPEXT a dado impulso sobre

a própria variável e sobre a outra. Pelos dados, verifica-se que um desvio-padrão em LPINT hoje causará, respectivamente, 0,0392 e 0,0173 desvios-padrão sobre ela própria e sobre LPEXT, no 12^o mês. Raciocínio análogo pode ser feito para os impactos de choques de LPEXT sobre si próprio e sobre LPINT.

Tabela 3. Elasticidades da função de impulso-resposta de LPINT e LPEXT, de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Período	Efeitos de choques de LPINT sobre		Efeitos de choques de LPEXT sobre	
	LPINT	LPEXT	LPINT	LPEXT
1	0,0612	0,0000	0,0190	0,0705
3	0,0644	0,0218	0,0251	0,0464
6	0,0533	0,0209	0,0348	0,0319
9	0,0454	0,0192	0,0363	0,0239
12	0,0392	0,0173	0,0344	0,0191

Esses resultados indicam que um choque não-antecipado sobre os preços do algodão, no mercado doméstico ou no mercado externo, gera pequenos efeitos em curto prazo. Assim, verifica-se que, tanto no mercado interno quanto no externo, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Essa análise de curto prazo é corroborada por Barbosa et al. (2002), que revelam a existência de uma longa defasagem temporal no mercado de algodão até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido.

Em relação aos resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão de LPINT, a Tabela 4 mostra que, após 12 meses da incidência de um choque não-antecipado sobre essa variável, aproximadamente 88,7 % da sua decomposição da variância dos erros de previsão deve-se a ela própria, sendo o res-

tante atribuído à variável LPEXT. Quanto à decomposição da variância dos erros de previsão de LPEXT, os dados indicam que, decorridos 12 meses após o choque inicial não-antecipado sobre essa variável, cerca de 59 % do seu comportamento é decorrente dela própria, e 41 %, à LPINT. Portanto, verifica-se que os erros de previsão são mais explicados pela própria variável, porém essa participação é bem mais expressiva quando se considera o preço do algodão no mercado interno do que o seu preço no mercado externo.

Em seguida, procede-se à realização do teste de co-integração, mas, para isso, deve-se atentar para a escolha do modelo de estimação. Eviews (2004) destaca que há cinco modelos possíveis de tendência determinística considerado por Johansen (1995), que são os seguintes:

Tabela 4. Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPINT e LPEXT, de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Período	Decomposição da variância dos erros de previsão de LPINT		Decomposição da variância dos erros de previsão de LPEXT	
	LPINT	LPEXT	LPINT	LPEXT
1	100,00	0,00	6,81	93,19
3	93,62	6,38	11,84	88,16
6	90,93	9,07	24,30	75,70
9	89,55	10,45	34,27	65,73
12	88,69	11,31	41,03	58,97

1) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração não têm intercepto.

2) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de co-integração apresentam intercepto.

3) Os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de co-integração têm somente intercepto.

4) Os dados em nível e a equação de co-integração possuem tendências determinísticas lineares.

5) Os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de co-integração têm tendências lineares.

Observando os valores das probabilidades do componente de tendência (Tabela 1), constata-se que esses termos não são significativos em ambas as séries de preço, o que indica que essas séries não possuem tendências determinísticas; logo, pode-se aplicar os dois primeiros modelos sugeridos. Seguindo a especificação de Barbosa et al. (2002), optou-se pelo caso 1, isto é, a constante está incorporada dentro do termo de correção de erro.

Feita essa escolha, determina-se o teste de Johansen para identificar o número de vetores de co-integração que serão obtidos pelos testes do traço e do máximo autovalor, cujos resultados e valores críticos estão contidos na Tabela 5.

Como se pode verificar pelos resultados do teste do traço e do máximo autovalor, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração foi rejeitada em nível de 5 %. As-

sim, as séries de preço do algodão consideradas neste estudo contêm um único vetor de co-integração, contrastando com os resultados revelados por Costa e Ferreira Filho (2000), que não encontraram relação de co-integração entre as séries de algodão analisadas no período de janeiro de 1990 a junho de 1998.

A Tabela 6 apresenta o vetor de co-integração. Nesse caso, na normalização efetuada considerou-se que o valor da estimativa do coeficiente da variável preço no Brasil era de 1. A estimativa do coeficiente β , para a variável preço em Nova Iorque, indica que 99,91 % das variações nos preços internacionais do algodão são transmitidas para o preço no Brasil no longo prazo. Esse resultado é idêntico ao obtido por Barbosa et al. (2002), que analisam a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão, no período de janeiro de 1985 a dezembro de 2000.

Tabela 6. Estimativa do parâmetro de longo prazo β para as séries mensais de preços do algodão no Brasil (LPINT) e em Nova Iorque (LPEXT), de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Série	Estimativa do parâmetro de longo prazo β
Preço no Brasil	1,00000
Preço em Nova Iorque	-0,99910 (0,00385) ⁽¹⁾

⁽¹⁾ Desvio-padrão em parêntese.

De posse desse resultado, pode-se dizer que a Lei do Preço Único prevalece nos mercados brasileiro e americano. Com o intuito de

Tabela 5. Resultados do teste de co-integração de Johansen para as séries mensais de preços do algodão no Brasil e em Nova Iorque, de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Hipótese nula	Teste do traço	Valor crítico (5 %)	Teste do máximo autovalor	Valor crítico (5 %)
$r=0$	16,4174 ⁽¹⁾	12,3209	16,1857 ⁽¹⁾	11,2248
$r \leq 1$	0,2317	4,1299	0,2317	4,1299

⁽¹⁾ Indica rejeição da hipótese nula a 5 % de significância.

confirmar essa afirmativa, Barbosa et al. (2002) sugerem que sejam impostas restrições ao coeficiente β , para verificar se essa lei se mantém, ou seja, se ela é perfeitamente válida para o mercado de algodão.

A necessidade da realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros β , para testar sua significância e a interação entre os preços, também é evidenciada por Coelho (2004), que menciona que a simples existência de um vetor de co-integração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a perfeita integração de mercado, nem para garantia da participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo.

Com base nos resultados da Tabela 7, pode-se proceder à rejeição da hipótese nula sobre os parâmetros β_{Brasil} e $\beta_{\text{Nova lorque}}$. Assim, os movimentos de preços no mercado brasileiro e no mercado norte-americano são significativamente relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. Ademais, esses mercados podem ser considerados como integrados, de forma que choques ocorridos em um mercado são repassados para o outro mercado, em longo prazo.

Tabela 7. Testes de significância de restrição ao parâmetro de longo prazo (β) do vetor de co-integração.

Hipótese nula	Razão de verossimilhança	Valor crítico (5%)
$\beta_{\text{Brasil}} = 0$	15,92 ⁽¹⁾	3,84
$\beta_{\text{Nova lorque}} = 0$	15,94 ⁽¹⁾	3,84
$\beta_{\text{Brasil}} = \beta_{\text{Nova lorque}}$	15,93 ⁽¹⁾	3,84

⁽¹⁾ Indica rejeição a 5 % de significância.

Tendo em vista que esses mercados são integrados, busca-se testar a hipótese de perfeita integração entre eles. A rejeição dessa hipótese significa dizer que a alteração de preços em um mercado não é completamente transmitida ao outro, em longo prazo. Portanto, a partir desse resultado, constata-se que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada no mercado de algodão, no período analisado. Esse resultado é corroborado no estudo de Barbosa et al. (2002). Entretanto, contrasta com os encontrados por Coelho (2004), que verificou que o mercado brasileiro e o mercado norte-americano podem ser considerados perfeitamente integrados, no período de janeiro de 1982 a setembro de 2001.

A estimação do Vetor de Correção de Erro (VEC) objetiva analisar os ajustamentos de curto prazo que ocorrem nas séries co-integradas, que são as relações de equilíbrio em longo prazo (NOGUEIRA et al., 2005).

Na Tabela 8, pode-se inferir que 10,29 % do desequilíbrio de curto prazo, referente à trajetória de longo prazo, é corrigida a cada mês, o que indica que seriam necessários, em média, dez meses para corrigir o desequilíbrio, ou seja, esses desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente. Ademais, os dados do coeficiente do preço do algodão no mercado interno, com defasagem de um período, evidenciam que a variação no preço do algodão de 1 % nesse mês terá como repercussão uma variação de 14,68 % no mês seguinte. Da mesma forma, tem-se que uma variação de 1 % no preço do algodão na bolsa de Nova lorque, no mês $t-1$, causará uma variação de 19,02 % nos preços nacionais no mês seguinte.

Tabela 8. Estimação do VEC referente à variável preço do algodão no Brasil, de julho de 1996 a janeiro de 2008.

Hipótese nula	Coeficiente estimado	Estatística t	Desvio-padrão
u_{t-1}	-0,1029	-2,2637	0,0455
$\Delta\text{Preço no Brasil}_{t-1}$	0,1468	1,7345	0,0846
$\Delta\text{Preço em Nova lorque}_{t-1}$	0,1902	2,5529	0,0745

Conclusões

Os resultados demonstram a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços no Brasil do algodão em pluma e os preços cotados em Nova Iorque, ou seja, essas variáveis são co-integradas.

As elasticidades da função de impulso-resposta mostraram que há grande defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido, isto é, os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente em ambos os mercados de algodão. A decomposição da variância dos erros de previsão indica que os erros de previsão são mais explicados pela própria variável, porém essa participação é bem mais expressiva quando se considera o preço do algodão no mercado interno do que seu preço no mercado externo.

Ademais, a elasticidade de transmissão de preços nesses mercados indica que variações nos preços internacionais do algodão, em longo prazo, foram repassadas completamente para o mercado doméstico no período de julho de 1996 a janeiro de 2008, revelando que a Lei do Preço Único prevaleceu nesse mercado. No entanto, não se pode afirmar que esses mercados sejam perfeitamente integrados, considerando que a hipótese de perfeita integração entre eles foi rejeitada. Dessa forma, a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada no mercado de algodão, no período analisado.

Por fim, é válido destacar que este trabalho aferiu o grau de integração dos mercados interno e externo de algodão utilizando apenas seus preços. No entanto, em estudos posteriores sugere-se que sejam analisados outros fatores que influenciam o comportamento dos preços internos no mercado de algodão, como, por exemplo, o impacto de variações das cotações da taxa de câmbio nesse mercado.

Referências

AQUINO, D. F. **Dia de campo do algodão 2004**. Brasília, DF: Conab, 2004. Disponível em: < www2.conab.gov.br/

download/cas/especiais/DIA%20DE%20CAMPO%20ALGODÃO%20OESTE%20BAIANO-2004.pps>. Acesso em: 12 mar. 2008.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.

BUONGIORNO, J.; UUSIVUORI, J. The law of one price in the trade of forest products: co-integration tests for U.S. exports of pulp and paper. **Forest Science**, Washington, v. 38, n. 3, p. 539-553, 1992.

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 153-169, 2004.

COLSERA, L. L. Algodão: as implicações dos subsídios americanos para a produção brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 11, n. 3, p. 47-59, jul./set. 2002.

CONAB. Companhia Brasileira de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira: grãos – sexto levantamento – março/2008**. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/estudo_safra.pdf>. Acesso em: 12 mar. 2008.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 2, p. 41-70, abr./jun. 2000.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Evaston, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

EVIEWS. **User's Guide**. Irvine: QMS, 2004. 978 p. (Versão 5.0).

JOHANSEN, S. **Likelihood: based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005. 558 p.

LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H. L. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 35., 1997, Natal, RN. **Anais...** Natal, RN: Sober, 1997. 1 CD-ROM.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. **Pesquisa & debate**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 69-106, 2004.

MAYORGA, R. O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V. P. S.; MARGARIDO, M. A. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675-704, jul./set. 2007.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, 2005.

RAMOS, S. F.; MARTINS, R. Algodão em pluma: cinco anos de saldo positivo na balança comercial. **Instituto de Eco-**

nomia Agrícola, São Paulo, v. 1, n. 6, jun. 2006. Disponível em: < <http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=6154>>. Acesso em: 1 jul. 2007.

RURALNEWS. Administração rural. **Brasil revoluciona sua produção de algodão**. Disponível em: <<http://www.ruralnews.com.br/visualiza.php?id=878>>. Acesso em: 1 jul. 2007.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley & Sons, 2000. 386 p.

