

# ANÁLISE DA DINÂMICA DA FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO BRASILEIRO DE ALGODÃO

Marisa Zeferino Barbosa<sup>1</sup>

Mario A. Margarido<sup>2</sup>

Sebastião Nogueira Junior<sup>3</sup>

**RESUMO:** Este artigo analisa a elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão para o período de janeiro de 1985 até dezembro de 2000. Utiliza-se teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e teste de exogeneidade. Os resultados mostram que a Lei do Preço Único não é válida no mercado brasileiro de algodão, pois no longo prazo, variações nos preços internacionais do algodão não são totalmente transmitidas para os preços domésticos no Brasil. O teste de exogeneidade mostra que os preços domésticos do algodão no Brasil não reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. Possivelmente, esses resultados estão diretamente associados com a intervenção governamental sobre o setor (1985 a 1988), e também, às condições de financiamento para sua aquisição no mercado internacional entre 1990 e 1997.

**Palavras-chave:** algodão, Lei do Preço Único, co-integração, comércio internacional.

**ABSTRACT:** This article analyzes the elasticity price transmission in the Brazilian cotton market for the period of January of 1985 to December of 2000. It is used Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test, Johansen cointegration test, Vector Error Correction model (VEC) and exogeneity test. The results show that the Law of the One Price is not valid in the Brazilian cotton market, because in the long run, variations in the cotton international prices are not totally transmitted for the domestic prices in Brazil. The exogeneity test shows that the domestic cotton prices in Brazil don't resist changes in the relationship of balance of long period. Possibly, these results are directly associated with the government intervention on the section (1985 to 1988), and also, to the financing conditions for the acquisition in the international market between 1990 and 1997.

**Word-key:** cotton, Law of the One Price, cointegration, international trade.

**Área de Classificação da ANPEC: Área 04 – Microeconomia, Economia Industrial e Mudança Tecnológica e Métodos Quantitativos**

**JEL Classification: C00, C3, C32.**

---

<sup>1</sup> Economista e Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola (IEA). e-mail: mzbarbosa@iea.sp.gov.br.

<sup>2</sup> Economista, Dr. em Economia Aplicada e Pesquisador do IEA. e-mail: mamargarido@iea.sp.gov.br.

<sup>3</sup> Eng. Agr., MS em Economia Rural e Pesquisador do IEA. e-mail: senior@iea.sp.gov.br.

# 1 – INTRODUÇÃO

Para a safra 2000/01, a produção mundial de algodão em pluma está estimada em 19,2 milhões de toneladas, tendo como principais produtores China, Estados Unidos, Índia e Paquistão, responsáveis por 60% do total. Do lado da exportação, só os Estados Unidos respondem por 26,0%, que juntamente com Uzbequistão, Austrália e África (ex-colônias francesas) perfazem 65,0% do volume exportado no mundo. Cabe observar que o maior produtor, a China, não participa do comércio mundial. Os países do sudeste asiático compreendem os maiores importadores (18,0%), seguido pela União Européia (16,0%). A representação do Brasil é de 4,0% na produção e de 5,0% no consumo, conforme o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA). O algodão responde por 42,0% da demanda mundial de fibras têxteis, sendo que no Brasil essa participação é de 60,0% (ABIT, 2000).

O balanço de oferta e demanda de algodão no Brasil caracteriza-se pela produção voltada quase que exclusivamente ao mercado interno em decorrência da conversão do país da posição de exportador para a de importador sob o cenário de uma série de medidas de política comercial.

A década de setenta foi marcada pelo estabelecimento de restrições às exportações, com o objetivo de garantir o abastecimento interno, para o atendimento do programa de promoção à exportação de manufaturados. Sistemas de controle às exportações vigoraram até 1988, quando teve início a fase de abertura do mercado brasileiro via redução de alíquota de importação até a isenção total em 1990, então justificada pela insuficiência da produção para atendimento da demanda interna. Ocorre que a plena abertura comercial contribuiu para o aumento dessa defasagem, haja visto os drásticos decréscimos no cultivo dessa fibra a partir de então (BARBOSA, 1996).

A produção brasileira de algodão oscilou expressivamente entre 1985 e 1990, com a redução da ordem de 31,3% entre os extremos do período. Contudo, foi a partir de 1991 que esta tendência de desestímulo ao cultivo foi acentuada, culminando com a produção de apenas 305,7 mil toneladas em 1997, volume equivalente a um terço do produzido em 1985, segundo dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). Este quadro aliado às condições de financiamento externo mais atrativas (prazos de pagamento superiores a 360 dias a taxas de juros internacionais) e à sobrevalorização cambial conduziram o país à figurar entre os maiores importadores do mundo, além do agravamento das condições de comercialização do produto nacional.

Cabe salientar que a abertura comercial que se estendeu de 1986 a 1993 abrangeu toda a cadeia de produção de têxteis, sendo que ao longo desses anos, a alíquota média da tarifa aduaneira foi rebaixada de 83% para 14%, levando também o setor industrial a enfrentar forte concorrência com manufaturados do exterior (BARBOSA et al., 1997). Inclusive, JAYO e NUNES (1998) argumentam que não se pode omitir que a indústria têxtil também enfrentou dificuldades, em virtude dos “impactos traumáticos” decorrentes da “concorrência desleal” com os importados, particularmente os de origem asiática. Contudo, as aquisições externas de algodão em pluma para composição da oferta foram de tal importância que chegaram a superar a própria produção e a representar até 55% do valor total da pauta de importações de produtos têxteis em 1993. Sob este cenário, o saldo da balança comercial brasileira de produtos têxteis que apresentara superávit de US\$956 milhões em 1992 passou a um déficit superior a US\$1,0 bilhão em 1997, conforme ABIT (2000).

Neste contexto, as exportações da fibra passaram a ser insignificantes e compostas, na maior parte, de tipos não utilizados pela indústria nacional. Neste sentido, GONÇALVES (1993) classifica de “desastrada” a política neoliberal adotada em 1990, por ter-se dado sob panorama de elevados excedentes no mercado mundial, conjuntamente a adoção de subsídios às exportações estadunidenses e européias.

Atualmente, a tendência é de redução nas internalizações de algodão, não apenas em decorrência da desvalorização cambial, mas sobretudo em virtude do aumento da produção nacional baseado na reconversão da atividade para extensas áreas com elevado grau de mecanização, principalmente na Região Centro-Oeste.

## 1.2 – Revisão Bibliográfica

O algodão destaca-se entre os produtos agrícolas pela elevada incidência de medidas restritivas ao livre comércio já após o período pós II Guerra, especificamente em 1951, 1957 e entre 1959 e 1966, quando foi submetido a cotas de exportação, com a finalidade de garantir o abastecimento interno (ZOCKUN et al., 1976). Em face desse aspecto do produto diversas análises utilizando séries de tempo foram realizadas, procurando analisar a transmissão de preços internos e externos, bem como avaliar o impacto das medidas protecionistas adotadas pelo Brasil.

Estudo sobre a causalidade entre preços de algodão em diversos níveis de comercialização, nos mercados interno (produtor, atacado) e externo (exportação, Bolsa de Liverpool), para o período 1950-79, foi realizado por CARVALHO et al. (1983), o qual concluiu a inexistência de quaisquer relações significantes de causalidade entre os diferentes pares de preços.

Segundo os autores, tais resultados deveriam ser “encarados com cautela”, pelo fato dos dados não serem submetidos *a priori* a filtragem visando o tratamento da autocorrelação residual, uma vez que o teste de Durbin-Watson não é adequado para exame da presença de autocorrelação serial nos resíduos das equações ajustadas, pela presença de variáveis defasadas no modelo; pela intervenção governamental relativamente freqüente e; pela política de incentivos fiscais à exportação de têxteis que influencia a comercialização externa da pluma.

Em virtude das observações enumeradas acima CARVALHO; NOGUEIRA JUNIOR; BRANDT (1983) realizaram, para o mesmo período e séries de preços, o cálculo das respectivas elasticidades de transmissão de preços, concluindo que: a) variações de 10,0% nos preços ao produtor estão associadas a variações de 11,1% nos preços no atacado da Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP); de 14,3% nos preços de exportação expressos em cruzeiro; e de 35,8% nos preços de exportação expressos em dólar; b) variações de 10,0% nos preços no atacado da BMSP estão associadas a variações de 12,6% nos preços de exportação expressos em cruzeiro e; c) variações de 10,0% nos preços de exportações expressos em cruzeiro estão associadas a variações de 27,8% nos de exportação em dólar e de 14,9% nos preços da Bolsa de Liverpool. Os autores salientam que as elevadas magnitudes das elasticidades de transmissão de preços indicam interferência no mercado de algodão, constituídas pelas políticas protecionistas adotadas pelo Brasil, pela atuação do acordo internacional de têxteis<sup>4</sup> e pela política de estoques mantida pelo governo norte-americano.

SILVA (1987), avaliando a penalização gerada pelos efeitos das políticas comerciais aos produtos agrícolas destinados ao mercado externo, verificou que para o algodão as taxas de proteção efetiva se mantiveram negativas nas três técnicas de produção analisadas e por quase todo o período de 1970/71 a 1982/83.

Também, LOPES (1992) verificou a existência de taxas de proteção efetiva negativas e com valores elevados para o algodão de fibra longa, demonstrando a penalização da agricultura através da proteção conferida ao setor de insumos, durante o período de 1970-82.

ROCHELLE (2000) analisou a integração entre os preços nos mercados doméstico e internacional de algodão, após a abertura comercial no Brasil e constatou uma relação de longo prazo entre os mesmos, indicando que a formação dos preços domésticos não é exclusivamente interna. Na estimativa de relação de curto prazo, embora os resultados não sejam conclusivos, conforme a autora, há indícios que os movimentos nos preços no mercado internacional não sejam transmitidos contemporaneamente aos preços internos, havendo, portanto, um descolamento dos preços nesse mercado, o que pode estar relacionado às intervenções governamentais na comercialização do algodão no país.

## 2 – OBJETIVOS

O principal objetivo deste artigo consiste em analisar a elasticidade da transmissão de preços<sup>5</sup> no mercado de algodão envolvendo os preços internacionais dessa *commodity* e os preços praticados no Brasil. Também, pretende-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais do algodão e os preços no Brasil, ou seja, verificar se no caso desse produto a Lei do Preço Único é válida para o período de janeiro de 1985 a dezembro de 2000.

---

<sup>4</sup> Refere-se ao Acordo Multifibras, em vigor de 1974 a 1994, cujo mecanismo consistia na determinação de cotas de importação de produtos têxteis manufaturados, firmadas em acordos bilaterais entre importadores (países desenvolvidos) e exportadores (em desenvolvimento), com o objetivo inicial de proteger as indústrias domésticas das nações industrializadas. Em virtude das sucessivas renegociações envolvendo número cada vez maior de produtos e países, contribuiu para a expansão de restrições ao comércio por parte dos importadores contra os exportadores (TRELA e WHALLEY, 1989) in BARBOSA; BORTOLETO; DONADELLI (1996).

<sup>5</sup> De acordo com BARROS e BURNQUIST (1987, p.178) a “elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço à um nível de mercado em relação à variação no preço à outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles”. O preço da BM&F é o preço do algodão ao nível de atacado, ou seja, é o preço pago pelas indústrias no Brasil, enquanto que o preço internacional de Liverpool é o preço *Cost Insurance and Freight* (CIF) do norte da Europa. Portanto, tem-se o mesmo mercado (algodão), porém em segmentos diferenciados, justificando dessa forma, a adoção da definição de elasticidade de transmissão de preços dada acima.

### 3 – MODELO TEÓRICO

Este artigo utilizou o modelo teórico desenvolvido por MUNDLAK e LARSON (1992)<sup>6</sup>, o qual tem como base a Lei do Preço Único, ou seja, o preço doméstico de determinado produto pode ser escrito como função do seu próprio preço no mercado internacional e da taxa de câmbio nominal. Matematicamente, tem-se:

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

Dividindo-se os dois lados de (1) pelo inverso da taxa de câmbio nominal, obtém-se:

$$P_{it}^{us\$} = P_{it}^* \quad (1a)$$

onde  $P_{it}^{us\$}$  refere-se aos preços domésticos cotados em dólares. Para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de perturbação ( $U$ ) na equação.

Escrevendo-se a equação 1a na forma logarítmica, obtém-se:

$$p_{it}^{us\$} = p_{it}^* + u_{it} \quad (2)$$

onde  $u \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2)$  e  $E(p^* u) = 0$ , ou seja,  $u_{it}$  não é correlacionado com nenhuma das variáveis de entrada do modelo. O modelo mais simples pressupõe que os preços domésticos em dólares de determinado produto é função do seu preço mundial e do termo de perturbação, sendo assim, estima-se o seguinte modelo:

$$p_{it}^{us\$} = \alpha + \beta p_{it}^* + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde  $\alpha$  é uma constante (ou intercepto). Em relação ao valor do coeficiente  $\beta$ , adota-se a hipótese de que seu valor seja igual a unidade, ou seja, o coeficiente  $\beta$  é a elasticidade do preço doméstico cotado em dólares em relação ao preço internacional, mais especificamente, é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um significa que variações no preço internacional são plenamente transmitidas ao preço doméstico. Por outro lado, quando o valor de  $\beta$  é igual a zero isso implica que variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de reação do preço doméstico. Nesse caso, a economia do país é completamente fechada. O caso mais comum é que o valor de  $\beta$  permaneça entre zero e um, refletindo dessa forma a respectiva política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado.

### 3 – MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1 – Material

Os dados básicos utilizados na pesquisa são as séries mensais de preços de algodão em pluma, no mercado físico, em centavos de dólar por libra-peso, no período de janeiro de 1985 a dezembro de 2000. No mercado interno do Brasil referem-se às cotações de algodão tipo 6 na Bolsa de Mercadorias &

---

<sup>6</sup> Maiores detalhes em relação a esse modelo encontram-se em MUNDLAK e LARSON (1992)

Futuros (BM&F), sendo o período de janeiro de 1985 a dezembro de 1992 extraídos de FERREIRA (1996), de janeiro de 1993 a agosto de 2000 divulgados em FERREIRA (2000) e, de setembro a dezembro de 2000 obtidos diretamente junto a BM&F<sup>7</sup>. Os preços internacionais *CIF*, Índice A de Liverpool, são os divulgados por COTTON (1985-2000). Como ambas variáveis foram utilizadas no formato de logaritmo, os valores dos próprios coeficientes fornecem diretamente as respectivas elasticidades. Desse modo, as variáveis logarítmicas dos preços de algodão no Brasil e no mercado internacional foram denominadas *LBMF* e *LINT*, respectivamente.

### 3.2 – Métodos

Visando determinar a ordem de integração das variáveis, este trabalho utilizou o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) conforme desenvolvido em DICKEY e FULLER (1979 e 1981).

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração elaborado por JOHANSEN e JUSELIUS (1990). Também, foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo<sup>8</sup> entre os preços domésticos do algodão no Brasil e no mercado internacional e testes de exogeneidade<sup>9</sup> para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.

## 4 - ANÁLISE DE RESULTADOS

Para a determinação do número de defasagens necessárias para eliminar a autocorrelação nos resíduos dos testes de raiz unitária foi utilizado o Critério de Informação de Schwarz (Tabela 1). Os testes de raiz unitária para as duas variáveis em nível mostram resultados conflitantes<sup>10</sup> quanto às respectivas

<sup>7</sup> A partir de janeiro de 1997, referem-se ao Indicador de Preços Esalq/BM&F.

<sup>8</sup> Conforme BANERJEE (1993, p.139), o modelo de correção de erro torna-se importante pelo fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo com os de longo prazo, ou seja, os “mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente”.

<sup>9</sup> De acordo com COSTA (1999, p.6), citando HARRIS (1995), os “parâmetros  $\alpha$  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,  $\beta$ . A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de 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”.

<sup>10</sup> É necessário realçar que os testes de raiz unitária possuem baixo poder, isto é, os seus resultados são muito sensíveis pela presença ou não de constante e/ou tendência, pela inclusão do número de defasagens, pela presença de quebras estruturais e pelo próprio tamanho da amostra utilizada. Outro aspecto relevante sobre a questão relativa sobre o baixo poder do teste de raiz unitária é apresentado em HATANAKA (1998). Segundo esse autor, quando as raízes características estão contidas no intervalo entre 0,9 e 1,0 o teste ADF não consegue distinguir um processo diferença estacionário (DS), ou seja que contém raiz unitária, de outro processo que seja tendência estacionário (TS). Dado que a maioria das séries econômicas apresentam raiz unitária, conforme NELSON e PLOSSER, quando os resultados das estatísticas dos teste ADF apresentam conflitos, a tomada de decisão, quanto a ordem de integração das variáveis, teve como base as respectivas funções de autocorrelação como apresentado em BOX; JENKINS; REINSEL (1994). Quando a função de autocorrelação decai lentamente ao longo do tempo, isso indica que a série tem raiz unitária. Por outro lado, quando a função de autocorrelação apresenta queda abrupta utilizando poucas defasagens temporais, isto é um bom indicador de que a série é estacionária.

ordens de integração. A estatística  $\tau_\tau$  para a variável *LBMF* e a estatística  $\tau_\mu$  para as variáveis *LBMF* e *LINT* indicam que ambas são estacionárias. Porém, a estatística  $\tau$  para *LBMF* e as estatísticas  $\tau_\tau$  e  $\tau$  para *LINT* sinalizam que ambas são estacionárias. Diante desse conflito de resultados, optou-se em analisar as respectivas funções de autocorrelação. Em ambos casos, com as variáveis em nível, a função de autocorrelação apresenta queda lenta e contínua, configurando dessa forma, a presença de raiz unitária. Sendo assim, os testes de raiz unitária foram realizados novamente, mas desta vez, com as variáveis diferenciadas. Para as duas variáveis nas diferenças, todas as estatísticas indicam que elas são estacionárias, pois os respectivos valores críticos calculados são maiores em módulo que os valores tabelados. As funções de autocorrelação também confirmam que ambas variáveis são estacionárias nas diferenças, pois apresentam queda abrupta nas primeiras defasagens. Portanto, ambas séries foram consideradas integradas de ordem um, pois foi necessária a aplicação de uma diferença de ordem um para torná-las estacionárias (Tabela 1).

Tabela 1. - Resultados dos Testes de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>1</sup> Para as Variáveis *LBMF* e *LINT*, Janeiro de 1985 a Dezembro de 2000.

Variável	$\tau_{\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau$	Defasagem(ns) efetivamente utilizadas(s) no modelo ARMA	Ordem de Integração
<i>LBMF</i> <sup>2</sup>	-3,64 <sup>5</sup>	-3,58 <sup>4</sup>	-0,20	<b>Uma defasagem</b>	I(1)
$\nabla LBMF$ <sup>3</sup>	-13,12 <sup>4</sup>	-13,13 <sup>4</sup>	-13,16 <sup>4</sup>	Nenhuma defasagem	I(0)
<i>LINT</i> <sup>2</sup>	-2,91	-2,90 <sup>5</sup>	-0,13	Duas defasagens	I(1)
$\nabla LINT$ <sup>3</sup>	-7,11 <sup>4</sup>	-7,12 <sup>4</sup>	-7,14 <sup>4</sup>	Duas defasagens	I(0)

<sup>1</sup> Valores críticos para  $\tau_{\tau}$ ,  $\tau_{\mu}$  e  $\tau$  obtidos conforme descrito em MACKINNON (1991). <sup>2</sup> Variável em nível, <sup>3</sup> Variável diferenciada. <sup>4</sup> Significativo em nível de 1,0%, <sup>5</sup> Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Dados básicos de FERREIRA (1996-2000) e COTTON (1986-2000).

Antes de fazer o teste de co-integração é necessário determinar qual entre as cinco especificações de tendência determinística<sup>11</sup> deve ser utilizada. Neste estudo, optou-se em utilizar o caso 1, ou seja a constante está incorporada dentro do termo de correção de erro.

O Critério de Informação de Akaike<sup>12</sup> detectou o menor valor para a defasagem de ordem dois. Sendo assim, foram utilizadas somente duas defasagens na realização do teste de co-integração. Dado que as duas variáveis são integradas de ordem um, foi realizado o teste de co-integração<sup>13</sup> de Johansen para verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo. Foi utilizada a estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ . No caso da hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada, uma vez que o valor crítico calculado é superior ao seu respectivo valor tabelado<sup>14</sup> em nível de 5,0%. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há somente um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que há mais de um vetor. Nesse caso, a hipótese nula foi aceita, pois o valor crítico tabelado é maior que seu respectivo valor calculado (Tabela 2). Portanto, as duas variáveis apresentam equilíbrio de longo prazo, ou seja são co-integradas.

Tabela 2 – Resultados do teste de co-integração de Johansen para a estatística  $\lambda_{\text{traço}}$ , variáveis *LBMF* e *LINT*, Janeiro de 1985 a Dezembro de 2000.

H_0	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico	Intercepto no modelo de correção de erro	Intercepto no termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Sem intercepto	Constante
0	0	0,1224	24,82 *	12,21		
1	1	0,0001	0,02	4,14		

\* Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Dados básicos de FERREIRA (1996-2000) e COTTON (1986-2000).

Uma vez que o teste de co-integração detectou que o *rank* do sistema é reduzido, isto é o número de vetores de co-integração é inferior ao número de variáveis, então existe um modelo vetorial de

<sup>11</sup> Maiores detalhes sobre essa questão podem ser obtidos em JOHANSEN (1995) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990).

<sup>12</sup> Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em AKAIKE (1974).

<sup>13</sup> A completa definição de co-integração encontra-se em ENGLE e GRANGER (1991).

<sup>14</sup> Os valores críticos tabelados encontram-se em OSTERWALD-LENUM (1992).

correção de erro. Conforme MARGARIDO (2000, p. 119) a “partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isto é feito através da análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de co-integração normalizada”. Neste caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base a valor da estimativa do coeficiente da variável *LBMF*, logo o valor dessa estimativa assumiu valor igual a um. Portanto, *LBMF* representa a variável de saída (ou endógena) do sistema, enquanto que *LINT* é a variável de entrada (ou exógena). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes deve ser conduzida com os respectivos sinais invertidos, exceto no caso de *LBMF*, uma vez que na equação de co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado. Conseqüentemente, o sinal do coeficiente estimado da variável de entrada na Tabela 3 deve ser analisado com o sinal trocado. A estimativa dos coeficiente de longo prazo ( $\beta$ ) para a variável *LINT* revela que variações nos preços internacionais do algodão, no longo prazo, são quase que plenamente (99,61%) transmitidas para o preço do algodão no Brasil. Visando confirmar que a Lei do Preço Único prevalece nesse mercado, foi imposta a restrição<sup>15</sup> de que o coeficiente do parâmetro de *LINT* é igual a um. Os resultados mostram que a hipótese nula de que  $\beta$  é igual a um é rejeitada, uma vez que existe 58,78% de probabilidade de se cometer o *Erro do Tipo I*, ou seja, aceitar a hipótese nula quando na verdade ela é falsa (Tabela 4). Portanto, rejeita-se a hipótese de que a Lei do Preço Único seja válida no mercado brasileiro de algodão.

Tabela 3 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) variáveis *LBMF* e *LINT*, Janeiro de 1985 a Dezembro de 2000.

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo ( $\alpha$ )	Estimativas do parâmetros de longo prazo ( $\beta$ )
<i>LBMF</i>	-0,15848	1,00000
<i>LINT</i>	0,05767	-0,99615

Fonte: Dados básicos de FERREIRA (1996-2000) e COTTON (1986-2000).

Tabela 4 – Teste de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor co-integração para a variável *LINT*

Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição	<i>Eigenvalue</i>	$\chi^2$	Graus de liberdade	<i>P value</i>
0,1210	0,1224	0,29	1	0,5878

Fonte: Dados básicos de FERREIRA (1996-2000) e COTTON (1986-2000).

Possivelmente, esse resultado reflita o fato de que o período analisado nesse estudo envolve diferentes aspectos relativos ao mercado de algodão. No período de 1985 até 1990, esse mercado caracterizava-se pela elevada intervenção governamental. Apesar do Brasil ser um grande produtor de algodão, a política governamental privilegiava a indústria têxtil para garantir um abastecimento constante de matéria-prima, através de barreiras para a exportação de algodão, desvinculando dessa forma os preços domésticos dos internacionais.

A partir da abertura econômica proporcionada pelo Governo Collor em 1990, observa-se que as importações de algodão tendem a crescer, principalmente em função das facilidades de financiamento internacional para sua aquisição, tornando mais vantajoso para a indústria têxtil brasileira adquirir o algodão no mercado externo, mesmo diante da elevação dos preços no mercado mundial. Logo, há um descolamento dos preços domésticos em relação aos preços internacionais, ou seja, a conjunção desses

<sup>15</sup> A questão relativa a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em JOHANSEN (1995) e HARRIS (1995).



fatores podem estar contribuindo para a rejeição da hipótese de que mesmo com uma economia mais aberta, a Lei do Preço Único não é válida para o mercado de algodão no Brasil.

Em relação aos parâmetros de curto prazo ( $\alpha$ ), verificou-se que apesar da velocidade de ajuste diante de desequilíbrios transitórios ser aproximadamente três vezes maior nos preços domésticos do algodão no Brasil comparativamente aos seus preços praticados no mercado internacional, ainda assim, em ambos os casos, a velocidade de ajuste é muito pequena<sup>16</sup>, uma vez que, no Brasil, os preços tendem a ajustar-se a uma taxa de 15,84% em cada período, enquanto que, para os preços internacionais, esse ajuste é de apenas 5,76%.

Possivelmente, essa baixa velocidade de ajuste no curto prazo no mercado internacional de algodão reflita aspectos relacionados com as características do mercado de manufaturados têxteis, o qual apresenta forte intervenção, tais como o estabelecimento de quotas dentro do Acordo Multifibras, atual Acordo de Têxteis e Vestuário (ATV)<sup>17</sup> negociado no âmbito da Organização Mundial de Comércio (OMC), e também, em função da política de subsídios praticada pelos Estados Unidos na produção e exportação da matéria-prima. Uma vez que o setor têxtil apresenta baixa relação capital/trabalho nos países em desenvolvimento, que são também os principais exportadores de manufaturas têxteis, e dado que essas nações são abundantes em mão-de-obra, são mais eficientes<sup>18</sup> na produção de têxteis do que os países desenvolvidos. As nações em desenvolvimento ao se beneficiarem do trabalho intensivo relativamente mais barato, compensam suas dificuldades de baixa produtividade, particularmente na produção de vestuário (HEIJBROEK e HUSKEN, 1996). Consequentemente, se não houvesse restrições comerciais por parte dos países desenvolvidos os em desenvolvimento, possivelmente, poderiam causar sérios danos ao setor têxtil dos primeiros. Assim, pode-se dizer que existe excesso de oferta de manufaturados têxteis no mercado mundial, pois há muitos concorrentes, sendo que quando determinado exportador apresentar algum tipo de problema para abastecer algum importador, esse último pode recorrer a outro país para compensar esse *déficit* temporário. É o caso do Brasil, que apresenta baixo nível de aproveitamento de quotas de exportação, com exceção de algumas categorias como os tecidos denin, calças *jeans* e roupões felpudos, cujos índices de aproveitamento giram em torno de 60% a 90% (GORINI e SIQUEIRA, 1997).

Com relação a política de subsídios praticada nos Estados Unidos, maior exportador mundial de algodão, JANK (2001) demonstrou o expressivo crescimento de recursos financeiros destinados a pagamentos governamentais aos produtores de algodão, no período de 1990 a 1993 e também entre 1995 e 2000, sendo que neste último período os recursos para esta finalidade constituíram-se nos mais elevados desde 1990.

Esses fatos tendem a tornar os preços no mercado internacional menos instáveis, e como resultado, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma lenta, conforme obtido pelo valor da estimativa do coeficiente do parâmetro  $\alpha$  relativo aos preços internacionais de algodão.

No âmbito doméstico, a reduzida velocidade pela qual desequilíbrios de curto prazo são eliminados deve-se ao fato de que, no período analisado, as exportações brasileiras de algodão foram insignificantes, aliado as facilidades de financiamento internacional para a compra dessa fibra, o que tornaram o abastecimento para a indústria têxtil brasileira feito em grandes proporções por importações. Portanto, dado que a fonte de fornecimento de matéria-prima para a indústria têxtil foi diversificada, tem-se que a velocidade de desequilíbrios transitórios sejam eliminados lentamente em cada período.

Visando confirmar que os preços domésticos do algodão no Brasil estão descolados dos preços praticados no mercado internacional, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros  $\alpha$ ,

<sup>16</sup> Quanto maior o valor do coeficiente estimado de  $\alpha$ , mais rapidamente os desequilíbrios de curto prazo são eliminados relativamente ao longo prazo.

<sup>17</sup> O Acordo de Têxteis e Vestuário (ATV) foi criado em 01/01/95, com o objetivo de regulamentar o processo de transição da finalização do Multifibras e deverá se estender até 2005 (GATT, 1996) citado por BARBOSA; BORTOLETO; DONADELLI (1996).

<sup>18</sup> O termo eficiente é utilizado aqui sob a ótica do modelo de comércio internacional de Hecksher-Ohlin, onde cada país se especializa na produção e exportação daqueles produtos no qual o insumo (ou fator de produção) é mais abundante. Como o fator de produção trabalho (ou mão-de-obra) é o fator mais abundante nos países em desenvolvimento, então esses países produzem e exportam produtos intensivos em mão-de-obra. Maiores detalhes sobre o modelo Hecksher-Ohlin podem ser obtidos em KRUGMAN e OBSTFELD (1997).

objetivando dessa forma, identificar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo. Os resultados obtidos mostram que a hipótese nula de que os preços domésticos no Brasil não reagem diante de mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo não foi rejeitada, pois há menos de 1,0% de aceitar a hipótese nula quando ela é falsa. Isto indica que a variável *LBMF* é fracamente exógena, ou seja, os preços internacionais do algodão não influenciam o comportamento dos preços do algodão no Brasil (Tabela 5). O mesmo resultado foi obtido para a variável *LINT*, pois os preços do algodão no Brasil não influem no comportamento dos preços internacionais do algodão dado que, no período analisado, houve queda expressiva da produção brasileira de algodão e a complementação da oferta interna foi feita por importações em condições financeiras bastante vantajosas em comparação as do produto nacional.

Tabela 5 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo ( $\alpha$ ) para as variáveis *LBMF* e *LINT*

Variável	$\chi^2$	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
<i>LBMF</i>	13,19	1	0,0003
<i>LINT</i>	7,14	1	0,0075

Fonte: Dados básicos de FERREIRA (1996-2000) e COTTON (1986-2000).

## 5 – CONCLUSÕES

Este trabalho analisou como as variações originadas nos preços *CIF* de algodão em pluma na Bolsa de Liverpool são transmitidas para os preços no atacado da Bolsa de Mercadorias & Futuros no Brasil. O modelo teórico adotado tem como base a Lei do Preço Único, o qual parte da premissa que variações nos preços externos tendem a ocasionar variações nos preços domésticos, na mesma magnitude no longo prazo. O teste de co-integração indicou a presença de um vetor de co-integração, permitindo concluir que existe relacionamento de longo prazo entre as variáveis analisadas. No entanto, ao testar-se a hipótese da Lei do Preço Único, através da imposição de restrição sobre o parâmetro de longo prazo ( $\beta$ ), os resultados indicaram que o valor da estimativa referente a esse parâmetro é diferente de um, ou seja pode-se afirmar que no caso do mercado brasileiro de algodão a Lei do Preço Único não é válida.

A análise de curto prazo revelou que os desequilíbrios transitórios são corrigidos lentamente, tanto em nível doméstico quanto internacional, o que significa que existe uma longa defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido. Especificamente, no caso dos preços internacionais de algodão, os desequilíbrios transitórios são corrigidos a uma velocidade de 5,76% em cada período. No caso dos preços domésticos, são corrigidos à taxa de 15,85%, mas ainda assim representa uma baixa velocidade de ajuste.

No mercado internacional os resultados justificam-se pelo fato da produção não ser concentrada em poucos países, pela possível influência exercida pelos Acordos Multifibras e Têxtil e Vestuário e também pela política de subsídios à produção e exportação por parte do Estados Unidos.

Os testes de exogeneidade, mostraram que os preços domésticos do algodão no Brasil são descolados dos respectivos preços internacionais, ou seja, os primeiros não reagem diante de variações nos últimos. Aparentemente, esse resultado está relacionado a dois fatores. No âmbito interno, verifica-se dois períodos distintos. No primeiro, compreendido entre 1985 e 1988, a política governamental de garantia de pleno abastecimento da setor industrial têxtil, impedia a exportação de algodão em pluma. No segundo período, iniciado a partir de 1990 com a isenção de alíquotas de importação, as facilidades de financiamento externo e a sobre valorização cambial, tornaram mais vantajoso para a indústria têxtil nacional adquirir algodão no mercado internacional, mesmo diante de elevações de preços internacionais,

pois os prazos para pagamento desses financiamentos eram extremamente longos e com taxas de juros inferiores às vigentes internamente.

## LITERATURA CITADA

ABIT. Carta ABIT, 2000.

AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. **IEEE Transaction on Automatic Control**, AC-19, 716-723. (1974).

BANERJEE, Anindya *et al.* **Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data**. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).

BARBOSA, Marisa Z. Transformação do mercado brasileiro de algodão e a influência de políticas comerciais. **Informações Econômicas**, SP, v.26, n.2, p.11-21, fev., 1996.

\_\_\_\_\_.; BORTOLETO, Eloisa E.; DONADELLI, Alceu. Comércio internacional, das restrições quantitativas às exigências qualitativas e ambientais: o caso dos têxteis. **Informações Econômicas** SP, v. 26, p.31-39, ago., 1996.

\_\_\_\_\_. et al. **Têxteis de algodão: realidade e perspectivas**. São Paulo, SAA, 1997. 67p. (Coleção Cadeias de Produção da Agricultura, 1).

BARROS, Geraldo S.A.C; BURNQUIST, Heloisa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: Encontro Latino Americano da Econometric Society, 7, São Paulo, 1987. **Anais...** São Paulo, 1987, p 175-190.

BOX , George E. P.; JENKINS, Gwilym M. ; REINSEL, Gregory C. **Time series analysis: forecasting and control**. 3<sup>rd</sup>. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.

CARVALHO, Flávio C. et al. Preços de algodão nos mercados interno e externo: uma análise de causalidade. **Revista de Economia Rural**, Brasília, v.21, n.2, p.241-249, abr./jun. 1983.

\_\_\_\_\_.; NOGUEIRA JUNIOR, Sebastião; BRANDT, Sergio A. **Transmissão de preços de algodão nos mercados interno e externo**. IEA, São Paulo. Relatório de pesquisa 6/83.

COSTA, Silvia M.A.L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. Anais. Brasília: SOBER, 1999.

COTTON: WORLD MARKETS AND TRADE. Washington: USDA, 1985-2000.

DICKEY, David A; FULLER, Wayne A Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. **Journal of the American Statistical Association**, Whashington, V.74, n.366, p 427-431, jun, 1979.

\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**. Chicago, v.49, p 1057-1072, jul., 1981.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. **Long-run economic relationship**: Readings in cointegration. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. Advanced texts in econometrics.

FERREIRA, Inês C. Séries históricas do algodão. SP, BM&F, 1996.

\_\_\_\_\_. Estatísticas dos mercados físico e futuro – algodão. SP, BM&F, 2000.

GONÇALVES, José S. Comportamento dos mercados de algodão no pico da safra 1992/93. **Informações Econômicas**, SP, v.23, n.7, p.23-37, jul., 1993.

GORINI, Ana P.F.; SIQUEIRA, Sandra H.G. **Complexo têxtil brasileiro**. Rio de Janeiro: BNDES Setorial, ed. esp., p.133-156, out. 1997.

HARRIS, Richard I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

HATANAKA, Michio. **Time-series-based econometrics**: unit roots and cointegration. New York: Oxford University Press, 1998. 294p. (Advanced Texts in Econometrics).

HEIJBROEK, A.M.A.; HUSKEN, H.P. **The international cotton complex – Changing competitiveness between seed and consumer**. Amsterdam: Rabobank International, 104p. 1996.

JANK, Marcos S. **A ALCA e a futura política agrícola dos Estados Unidos**. In Seminário ABMR – análise de comercialização da safra 2001 – milho e soja, 8., São Paulo, 10 abr., 2001 [CD].

JAYO, Martin; NUNES, Rubens. **Competitividade do sistema agroindustrial do algodão**. [CD-ROM]. SP: IPEA/PENSA, 1998. p.252-354.

JOHANSEN, Soren. **Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

LOPES, Mauro R. Os efeitos das coalizões nas políticas agrícolas e o comércio exterior dos produtos agrícolas no Brasil. **Agricultura em São Paulo**, SP, v.39, n.2, p.23-41, 1992.

MACKINNON, James G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R. F. ; GRANGER, W. J. **Long-run economic relationships**: Readings in cointegration. New York, Oxford University Press, 1991. P.267-276.

MARGARIDO, Mario A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. Piracicaba, 2000. 173p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

- MUNDLACK, Yair ; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.
- NELSON, Charles R. e PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, 10, p. 139-162. 1982.
- OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, n. 3, p.461-472. 1992.
- ROCHELLE, Thereza C. P. **Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil**. Tese de Doutorado, ESALQ/USP, Piracicaba, 2000.
- SILVA, César, R.L. **O impacto da política comercial brasileira na agricultura**. São Paulo: IEA, 1987. 97p. (Relatório de Pesquisa, 6/87).
- TRELA, Irena; WHALLEY, John. **Unravelling the threads of the MFA**. Stockholm, jun. 1989.
- ZOCKUN, Maria H.G.P. et al., **A agricultura e a política comercial brasileira**. São Paulo: IPE/USP, 1976 (Série Monografias, 8).