

# Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão

Marisa Zeferino Barbosa

Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola

Mario Antonio Margarido

Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola

Sebastião Nogueira Junior

Pesquisador do Instituto de Economia Agrícola

## Palavras-chave

algodão, Lei do Preço Único, co-integração, comércio internacional, transmissão de preço.

**Classificação JEL** C00, C01, C32

## Key words

*cotton, the one price law, cointegration, international trade, price transmission.*

**JEL Classification** C00, C01, C32

## Resumo

O 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 favoráveis de financiamento para sua aquisição no mercado internacional entre 1990 e 1997.

## Abstract

*The article analyzes the elasticity of price transmission in the Brazilian cotton market from January, 1985, to December, 2000. For this purpose, the Dickey-Fuller Augmented (ADF) unit root test, the Johansen cointegration test, the Vector Error Correction model (VEC), and the exogeneity test are applied. The results show that the One Price Law does not apply to the Brazilian cotton market, because variations in cotton international prices are not fully transmitted to domestic prices in Brazil in the long run. The exogeneity test shows that domestic cotton prices in Brazil do not react to changes in the long run equilibrium relationship. Possibly, these results are directly associated with government intervention in the sector (1985 to 1988) as well as to the credit conditions available for cotton acquisition in the international market between 1990 and 1997.*

## 1\_ Introdução

A produção de algodão e de seus manufaturados constituem um dos ramos de maior relevância para as economias mundial e brasileira, à medida das intervenções implementadas nestes mercados. Embora com formatos diferenciados, de acordo com cada nação ou setor, sempre houve intervenções no mercado algodoeiro, visando sobretudo os interesses das indústrias.

O algodão, desde o final do século XVIII, tornou-se a principal matéria-prima da indústria têxtil e a atividade agrícola destacou-se por utilizar tecnologia moderna já a partir dos anos vinte do século XX. Um agente indireto de certo peso que contribuiu para o progresso observado na cotonicultura brasileira foi o ataque do bicudo aos algodoads dos Estados Unidos da América em fins do século XIX. Com a interrupção do fornecimento de matéria-prima à Inglaterra por aquele país, as repercussões foram favoráveis ao Brasil (Moreira e Santos, 1994).

Desde então, até o presente momento, as políticas públicas sempre foram implementadas no sentido de garantir o suprimento às unidades fabris, sendo a exportação considerada uma atividade marginal, feita às custas de excedentes.

Estas políticas nem sempre surtiram o efeito desejado, pois o desestímulo

sistemático à atividade agrícola fez com que a cotonicultura nas regiões tradicionais do Brasil (Estados de São Paulo e Paraná, em especial) apresentassem reduções acentuadas na área cultivada, pela perda de competitividade com o produto importado que contava com vantagens financeiras significativas (Gonçalves, 1997).

O renascimento da cultura, a partir da década de noventa, na Região Centro-Oeste do Brasil, primeiramente em Goiás e Mato Grosso do Sul e a partir da metade da década em Mato Grosso, contou com apoio de entidades de pesquisa públicas e particulares; fortes incentivos governamentais, e exploração em grandes propriedades com completa mecanização do plantio à colheita. Com isso, foram obtidas produtividades muito elevadas, tornando o produto nacional tão competitivo que a fibra voltou a ser exportada em escala significativa a partir de 2001.

### 1.1\_ Evolução do complexo têxtil e políticas públicas

O algodão destaca-se entre os produtos agrícolas brasileiros pela elevada incidência de medidas restritivas ao comércio já no 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 abas-

tecimento interno (Zockun *et al.*, 1976). Restrições às exportações foram, também, adotadas na década de setenta, precisamente em 1973, quando as vendas externas foram suspensas para o atendimento do programa de promoção à exportação de manufaturados,<sup>1</sup> revertendo o comportamento do decênio anterior, época em que o Brasil integrava o rol dos principais exportadores de algodão.

Sistemas de controle às exportações por meio de liberações sujeitas a autorizações prévias, estabelecimento de cotas e de imposto de exportação vigoraram até 1988. Nesta fase, as vendas externas eram constituídas por excedentes e dependiam, ainda, de medidas que via-

bilizassem a operação, como bonificações ao exportador e prorrogação de prazos do vencimento de Empréstimos do Governo Federal (EGFs) e para o recolhimento de Imposto de Circulação de Mercadorias (ICM) (Algodão, 1973 e 1978), (Porto, 1983) e (Relatório Anual, 1983-1984), citados por Barbosa (1996). Ainda em 1988, teve início a fase de abertura do mercado brasileiro via redução de alíquota de importação de 55 para 10% até a isenção total em 1990, então justificada pela insuficiência de produção para atendimento da demanda interna. Diante das condições de financiamento externo mais atrativas (prazos de pagamento superiores a 360 dias a taxas de juros internacionais menores que as praticadas no mercado doméstico) e da sobrevalorização cambial tornou-se mais vantajoso para a indústria têxtil brasileira adquirir o algodão no mercado externo, mesmo diante da elevação dos preços no mercado mundial, conduzindo o país à figurar entre os maiores importadores do mundo e ao agravamento das condições de comercialização interna.

A abertura comercial para todos os produtos da cadeia de produção de têxteis, por sua vez, se estendeu de 1986 a 1993 com a alíquota média de importação rebaixada de 83,0 para 14,0%. Neste

.....  
 1 “Na fase do “milagre econômico”, no período de 1967 a 1973, o combate à inflação tornou-se secundário e ocorreu uma mudança radical no objetivo e implementação da política econômica, uma vez que os instrumentos de política econômica deveriam estar voltados para permitir a aceleração do processo de desenvolvimento econômico. A inflação não era considerada mais de demanda e sim de custo, e, portanto, era possível implementar uma política fiscal e monetária expansionista, que

.....  
 conduziria não somente à retomada do processo de crescimento da economia, como também a uma retração “natural” do processo inflacionário” (Cunha e Margarido, 1999, p. 2). Em outras palavras, o foco principal da política econômica deixou de ser a estabilização de preços e passou a ser a promoção do crescimento econômico, aproveitando-se, principalmente, da fase de expansão do comércio internacional, via estímulos às exportações.

sentido, segundo Jayo e Nunes (1998), a indústria têxtil nacional também enfrentou dificuldades, em virtude dos “impactos traumáticos” decorrentes da concorrência com os importados, particularmente os de origem asiática. Entretanto, é importante frisar que a insuficiência de vínculos de integração, assim como a segmentação entre os diversos setores, constituem características da cadeia produtiva de têxteis no Brasil, aspectos estes que foram acentuados após a abertura comercial, na medida da intensificação das importações de produtos em diversos estágios de transformação, em detrimento do produto nacional<sup>2</sup> (Barbosa *et al.*, 1997).

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 o desestímulo ao cultivo foi mais acentuado, simultaneamente às crescentes importações para complementação da oferta. Especificamente em 1993, as internalizações de algodão chegaram a superar a própria produção nacional (Gráfico 1). Inclusive, as importações dessa matéria-prima contribuíram para a ampliação do *déficit* no saldo da balança comercial desses produtos, o qual superou US\$ 1.0 bilhão em 1996, conforme Balança (2000). Ademais, o Bra-

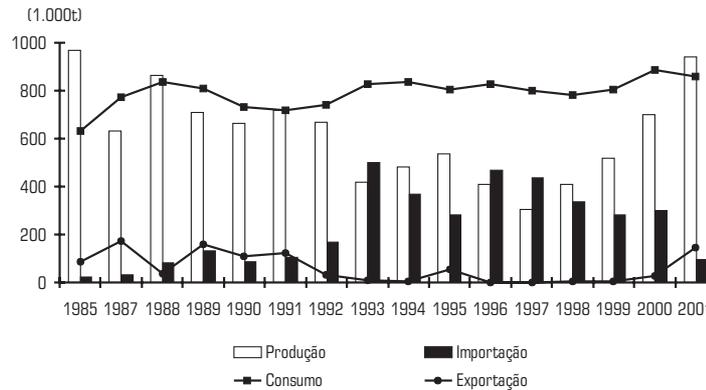
sil ampliou expressivamente sua participação entre os países maiores importadores da fibra, uma vez que, após destacar-se como o terceiro principal comprador entre 1992/1993 e 1993/1994, tornou-se o segundo maior demandante isolado entre 1995/1996 e 1996/1997, sendo superado apenas pela China e, também, em 1997/1998, depois da Indonésia, tradicionais importadores.<sup>3</sup>

As exportações, por sua vez, passaram a ser insignificantes e compostas, na maior parte, por tipos não utilizados pela indústria nacional. Nesse sentido, Gonçalves (1993) classifica de “desastrosa” a política neoliberal adotada em 1990, por ter sido implantada sob panorama de elevados excedentes no mercado mundial, conjuntamente à adoção de subsídios às exportações estadunidenses e européias.

.....  
<sup>2</sup> A segmentação decorre do produto de um setor ser o insumo do setor a jusante. Isso representou um aprofundamento das divergências entre os interesses de cada elo da cadeia de produção de têxteis: fiação, tecelagem e confecção, na medida em que cada um passou a

adquirir sua matéria-prima no exterior, o que resultou em forte efeito negativo no elo a montante, a produção agrícola.

<sup>3</sup> Referem-se a temporadas do mercado internacional, de agosto a julho, conforme dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA).

**Gráfico 1\_ Quantidades ofertadas e demandadas de algodão em pluma, Brasil, 1985-2001**

Fonte: Elaborada a partir de dados da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB).

.....  
 4 A evolução da produção de algodão no Brasil, no que diz respeito aos impactos gerados pela crise, não ocorreu de forma homogênea, posto que as reduções mais acentuadas ocorreram nos Estados do Paraná e em São Paulo, até recentemente maiores produtores, e onde a cotonicultura é ancorada na estrutura familiar e em pequenas e médias propriedades, com uso intensivo de mão-de-obra.

5 Benin, Burkina Faso, Camarões, República Centro Africana, Chade, Costa do Marfim, Mali, Níger, Senegal e Togo.

Somente a partir de 1998 o país reduz sua dependência das importações, em virtude da expansão da produção, em especial do Mato Grosso, onde a cotonicultura é conduzida em bases empresariais, em extensas áreas de cultivo com uso intensivo de tecnologia.<sup>4</sup> Por sua vez, o crescimento das exportações esteve diretamente relacionado à mudança cambial ocorrida em 1999 (Gráfico 1).

No âmbito mundial, a participação do Brasil é de 4,0% na produção e de 5,0% no consumo de algodão. Os principais produtores são China, Estados Unidos, Índia e Paquistão, responsáveis por 60,0% do total. Os Estados Unidos respondem por 26,0% das exportações e juntamente com Uzbequistão, Austrália e

África (ex-colônias francesas)<sup>5</sup> perfazem 65,0% da quantidade exportada no mundo. Embora seja a maior produtora, a China pouco participa do comércio internacional desta fibra. Os países do sudeste asiático são os principais importadores (18,0%), seguidos pela União Européia (16,0%), em 2000/2001, conforme o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA).

Uma peculiaridade do mercado internacional de manufaturados têxteis, com possíveis influências sobre o de algodão refere-se ao Acordo Multifibras, em vigor de 1974 a 1994, e que consistia na determinação de cotas de importações de têxteis e vestuário, firmadas em acordos bilaterais entre importadores (países de-

envolvidos) 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 destes produtos. Em 1995, foi criado o Acordo de Têxteis e Vestuário (ATV), no âmbito na Organização Mundial do Comércio (OMC), com o objetivo de regulamentar o processo de finalização do Multifibras, o qual deverá se estender até 2005, conforme Trela e Whalley (1989) citado por Barbosa, Bortoleto e Donadelli (1996).

O setor têxtil apresenta baixa relação capital/trabalho nos países em desenvolvimento, os quais são também os principais exportadores de manufaturas têxteis. Como nessas nações há abundância em mão-de-obra, se beneficiam do trabalho intensivo relativamente mais barato e tornam-se mais eficientes<sup>6</sup> que os países desenvolvidos, particularmente na produção de vestuário (Heijbroek e Husken, 1996). A China é a maior exportadora de têxteis e de vestuário, responsável por 10,0 e por 18,0%, respectivamente, do valor das exportações globais, seguida pela Coreia do Sul com 8,0% das vendas de têxteis, em 2000. Entre os produtores

de algodão, destacam-se, também, a Índia com participação de 3,0% em cada categoria de manufaturados, e o Paquistão, com 3,0% em têxteis. Por outro lado, os Estados Unidos são os principais importadores, respondendo por 9,0 e por 32,0%, respectivamente, do valor das importações de têxteis e de vestuário. O Brasil tem fraca atuação neste mercado, representando apenas 0,6% das exportações de têxteis, conforme World (2002).<sup>7</sup> Inclusive, segundo Gorini e Siqueira (1997), o país apresenta baixo nível de aproveitamento de quotas de exportação, com exceção de algumas categorias como os

.....  
<sup>6</sup> O termo eficiente é utilizado aqui sob a ótica do modelo de comércio internacional de Hecksher-Ohlin, segundo o qual cada país se especializa na produção e exportação daqueles produtos cujos insumos (ou fatores de produção) são mais abundantes. Como o fator trabalho (ou mão-de-obra) é o mais farto nos países em desenvolvimento, estas nações produzem e exportam produtos intensivos em mão-de-obra. Maiores detalhes sobre o modelo Hecksher-Ohlin podem ser

obtidos em Krugman e Obstfeld (1997).

<sup>7</sup> Não são disponíveis dados relativos às exportações brasileiras de vestuário. A União Européia detém as maiores participações no comércio mundial destes produtos, distribuídas da seguinte forma: 34,0% das exportações de têxteis, sendo 20,0% intra-bloco; 24,0% das exportações de vestuário, sendo 17,0% intra-bloco; e 43,0% das importações de vestuário, com 17,0% no próprio bloco, conforme dados de World (2002).

tecidos denin, calças *jeans* e roupões fel-pudos, cujos índices de aproveitamento giram em torno de 60 a 90%. A finalização antecipada das cotas de exportação para a União Européia geram a expectativa de maiores vendas ao bloco econômico (Goldberg, 2002).

Outro aspecto relevante do mercado internacional de algodão refere-se à forte concorrência exercida pelas fibras sintéticas, as quais vêm tendo sua participação relativa aumentada no consumo total de fibras, desde a sua criação na primeira metade do século XX. Na medida do desenvolvimento de suas aplicações, as fibras sintéticas se tornaram uma necessidade em função de dois fatores:

- \_ crescimento populacional, que passou a exigir maior rapidez e custos mais baixos para o atendimento da demanda por vestuários;
- \_ redução da vulnerabilidade da indústria têxtil às possíveis dificuldades da produção agrícola<sup>8</sup> (Romero, 1995).

Assim, o algodão tem maior instabilidade nos preços, o que constitui um fator determinante na concorrência com as fibras sintéticas, cujas cotações são mais fáceis de serem previstas (Nogueira Junior, 1980). No período de 1992 a 2000, a parti-

cipação do algodão no consumo global de fibras têxteis mostrou-se decrescente, de 47,0 para 33,0%, enquanto a das fibras sintéticas evoluíram de 40,0 para 53,0%, conforme Demanda (1997 e 2002).

Com relação à política de subsídios praticada pelos Estados Unidos, houve expressivo crescimento de recursos financeiros governamentais destinados 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 (Jank, 2001). Acrescenta-se, ainda que entre 1993 e 1998, período das maiores importações brasileiras de algodão, a presença do produto estadunidense no mercado nacional acirrou ainda mais a concorrência entre a Argentina e o Paraguai, tradicionais fornecedores do Brasil.

Em face de todos estes aspectos que envolvem o algodão no Brasil e no mundo, pretende-se averiguar a relação entre os preços domésticos e internacionais, bem como avaliar se a conjunção destes fatores podem contribuir para a rejeição da hipótese de que mesmo com uma economia mais aberta, a Lei do Preço Único não é válida para o mercado brasileiro de algodão.

<sup>8</sup> As fibras utilizadas pela indústria têxtil dividem-se em três categorias: as naturais, compostas por algodão, lã, linho, rami, seda e juta; as artificiais, derivadas da celulose, como a viscose; e as sintéticas, provenientes da petroquímica, como o poliéster, a qual é a mais consumida e a mais barata das fibras (Romero, 1995).

## 1.2\_ Transmissão de preços no mercado de algodão

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 1950-1979, foi realizado por Carvalho *et al.* (1983), os quais concluíram 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 uma 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 e Nogueira Junior e 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 varia-

ções de 11,1% nos preços no atacado da Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP); de 14,3% nos preços de exportação expressos em cruzeiros; e de 35,8% nos preços de exportação expressos em dólares;

b. variações de 10,0% nos preços no atacado da BMSP estão associadas a variações de 12,6% nos preços de exportação expressos em cruzeiros;

c. variações de 10,0% nos preços de exportações expressos em cruzeiros estão associadas a variações de 27,8% nos de exportação em dólares 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 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<sup>9</sup> analisadas e por quase todo o período de 1970/1971 a 1982/1983.

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 1970/1982.

Rochelle (2000), basicamente, analisou dois fatores que contribuem no sentido de afetar o desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil. O primeiro é a utilização de contrato futuro de algodão em pluma para fazer *hedging* de preço do algodão em pluma brasileiro. O segundo fator refere-se à possibilidade das importações de algodão em pluma estarem diretamente vinculadas à arbitragem das taxas de juros entre os mercados externo e interno. Adicionalmente, conforme enfatizado pela própria autora, foi utilizado um modelo econométrico visando verificar a possível integração entre os mercados doméstico e internacional de algodão, pós processo de abertura comercial no Brasil.

Em relação a este último item abordado, a autora utilizou o teste de co-integração desenvolvido por Engle e Granger (1991) para analisar se há relaci-

onamento de longo prazo entre os preços nos mercados doméstico e internacional de algodão no Brasil. Foram utilizados dados mensais do Índice A de Liverpool para o mercado externo e das cotações no atacado em São Paulo, para o interno, abrangendo o período de janeiro de 1988 a dezembro de 1999. Foi constatada relação de longo prazo entre os mesmos, indicando que a formação dos preços domésticos não é exclusivamente interna. Conforme a autora, na estimativa de relação de curto prazo, embora os resultados não sejam conclusivos, há indícios que os movimentos nos preços no mercado internacional não sejam transmitidos contemporaneamente aos preços internos, havendo, portanto, um descolamento dos preços neste mercado, o que pode estar relacionado às intervenções governamentais na comercialização do algodão no país.

Metodologicamente, dois aspectos devem ser realçados. Em primeiro lugar, o teste de co-integração de Engle-Granger não permite determinar quantos vetores de co-integração estão presentes no sistema. Este teste apenas permite inferir se há ou não co-integração entre as variáveis, ou seja, se há ou não relacionamento de longo prazo entre elas. No entanto, Rochelle (2000)

.....  
<sup>9</sup> As técnicas de produção de algodão consideradas por Silva (1987), compreenderam:

1. preparo do solo motomecanizado, plantio e cultivo com tração animal e manual, com adubação;
2. preparo do solo, plantio e cultivo motomecanizados, com adubação;
3. preparo do solo, plantio, cultivo e colheita motomecanizados, com adubação.

adota a hipótese de que há somente um vetor de co-integração.<sup>10</sup> Este procedimento não é o mais adequado, pois dado que há duas variáveis, então, existe a possibilidade de haver até dois vetores de co-integração. É de amplo domínio na literatura econométrica, que o ideal seria utilizar o teste de co-integração de Johansen, o qual, além de identificar se as variáveis são co-integradas ou não, permite, também, determinar quantos vetores de co-integração há no sistema. Outro problema metodológico é que a autora adotou a hipótese de que a relação de causalidade entre os preços domésticos e externos é unidirecional,<sup>11</sup> sendo que o primeiro é influenciado pelo segundo. Novamente, o mais adequado, em termos econométricos, seria a realização de testes de causalidade, ou

então, de exogeneidade para ratificar esta hipótese.

## 2\_ Objetivos

O principal objetivo deste artigo consiste em estimar a elasticidade da transmissão de preços no mercado de algodão, considerando os preços internacionais desta *commodity* e os praticados no Brasil. Também, pretende-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre os preços internacionais e os preços do algodão no Brasil, ou seja, testar se a Lei do Preço Único é válida ou não para o período de janeiro de 1985 a dezembro de 2000. A hipótese adotada é de que a elasticidade da transmissão de preços<sup>12</sup> seja inelástica (menor que 1), não confirmando, desta forma, a validade da Lei do Preço Único.

<sup>10</sup> Conforme Rochelle (2000, p. 89) “considera-se que exista apenas um vetor de co-integração entre estas variáveis. Apesar de ser uma imposição bastante restrita, a pressuposição para adotá-la é de que as demais variáveis que estariam afetando estas relações estão refletidas nos preços doméstico e internacional do algodão em pluma”.

<sup>11</sup> “Apesar de ser um grande importador como nação isolada, as importações brasileiras estiveram em torno de 5% do total mundial importado na década de 90. Assim, uma vez que o país importa este produto e não compõe o índice utilizado para representar os preços no mercado internacional (Cotlook A), é razoável

pressupor que a nação não afeta os preços naquele mercado. Por tal razão, toma-se a relação de causalidade dos preços como unidirecional, no sentido de o mercado internacional afetar os preços domésticos” (Rochelle, 2000, p. 89).

<sup>12</sup> De acordo com Barros e Burnquist (1987, p. 178) a “elasticidade de transmissão de preços refere-se à

variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação no preço a outro nível, mantidos em equilíbrio estes dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles”. Assim, justifica-se, neste trabalho, a utilização dos preços de algodão em dois níveis de mercado.

### 3\_Modelo teórico

Este artigo utiliza o modelo teórico desenvolvido por Mundlak e Larson (1992),<sup>13</sup> o qual tem como base a Lei do Preço Único. Conforme Krugman e Obstfeld (1997, p. 400),

*a Lei do Preço Único estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.*

A validade da Lei do Preço Único está diretamente relacionada ao processo de arbitragem internacional, o qual, no 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 função do aumento da quantidade demandada, enquanto provoca queda de preço no país com preço alto, devido ao 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 àqueles que prevalecem no mercado internacional. Sendo assim, variações de preços no mercado externo

são transmitidas proporcionalmente aos preços praticados no mercado doméstico no longo prazo, ou seja a elasticidade de transmissão de preços é igual a um.

De acordo com o modelo proposto por Mundlak e Larson (1992), 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:

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

Multiplicando-se os dois lados de (1) por  $\frac{1}{Et}$ , obtém-se:

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

onde:  $P_{it}^{us\$}$  referem-se aos preços domésticos cotados em dólares.

Para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de erro ( $u$ ) na equação. Escrevendo-se a equação (1a) na forma logarítmica, obtém-se:

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

onde  $u \sim IID(\mu, \sigma^2)$  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 sejam função do seu preço

.....  
 13 Maiores detalhes em relação a este modelo encontram-se em Mundlak e Larson (1992).

mundial e do termo de erro, 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 à unidade. Assim, o coeficiente  $\beta$  é a elasticidade do preço doméstico cotado em dólares em relação ao internacional, ou seja é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um, significa que variações no âmbito internacional são plenamente transmitidas ao mercado interno. 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. Neste caso, a economia do país é completamente fechada. É comum que o valor de  $\beta$  permaneça entre zero e um, refletindo a política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado.

## 4\_ Dados e métodos

### 4.1\_ Dados

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 e Futuros (BM&F), sendo o período de janeiro de 1985 a dezembro de 1992 divulgados em Ferreira (1996); de janeiro de 1993 a agosto de 2000, em Ferreira (2000) e; de setembro a dezembro de 2000 obtidos diretamente junto à BM&F.<sup>14</sup> Os preços internacionais *CIF*, Índice A de Liverpool, são os divulgados por Cotton (1985-2000).

O preço de algodão na BM&F refere-se ao preço pago pelas indústrias, ao nível de atacado, no Brasil. O Índice A de Liverpool, conforme Rochelle (2000), consiste na média dos cinco menores preços de algodão proveniente dos principais países produtores, negociados pelas *tradings* ao preço *Cost Insurance and Freight* (CIF), no Norte da Europa.

Como ambas variáveis foram utilizadas no formato de logaritmo, os valores dos próprios coeficientes fornecem diretamente as respectivas elasticidades. Deste modo, as variáveis logarítmicas dos preços de algodão no Brasil e no mercado internacional foram denominadas *LBMF* e *LINT*, respectivamente.

.....  
<sup>14</sup> A adoção deste período deveu-se a não-disponibilidade de informações para o mercado doméstico anteriores a janeiro de 1985. A partir de janeiro de 1997, referem-se ao Indicador de Preços Esalq/BM&F.

O pacote estatístico/econométrico utilizado foi o *Statistical Analysis Software* (SAS) versão 8.2.

#### 4.2 Métodos

Com o intuito de 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).

O teste de raiz unitária ADF utiliza a seguinte auto-regressão:

$$\nabla y_t = \alpha + \beta t + (\rho_1 - 1) y_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} \nabla y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

onde:  $\alpha$  é o intercepto;  $t$  é a tendência;  $\nabla$  é o operador diferença ( $\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ); e  $\nabla_{t-j}$  é a própria variável dependente diferenciada e defasada. O número de defasagens é determinado pelo menor valor do Critério de Schwarz (SBC), e visa eliminar a autocorrelação dos resíduos. Finalmente  $e_t$  representa a estrutura de erro, a qual se assume ser idêntica e independentemente distribuída (*IID*)

O teste de raiz unitária<sup>15</sup> testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ( $\rho = 1$ ) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ( $\rho > 1$ ), considerando a presença ou não da constante e/ou da tendência (denominados de testes  $\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\tau$ ). Também, possibilita a realização de testes conjuntos sobre o parâmetro de raiz unitária e a presença ou não do intercepto ou tendência (denominados de testes  $\phi_1$  e  $\phi_3$ ).

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>16</sup> entre os preços domésticos do algodão no Brasil e no mercado internacional. Finalmente, foram utilizados testes de

<sup>15</sup> Maiores detalhes sobre o procedimento operacional para a execução dos testes de raiz unitária dos tipos Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e do teste não-paramétrico Phillips-Perron (PP), podem

ser encontrados em Margarido e Anfalos (1999).

<sup>16</sup> Conforme Banerjee (1993, p. 139), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Assim, 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”.

exogeneidade<sup>17</sup> para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo.

De acordo com Harris (1995, p. 77), definindo um vetor  $z_t$  com  $n$  variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar  $z_t$  como um vetor auto-regressivo (VAR) sem restrição envolvendo  $k$  defasagens de  $z_t$ .

Logo o modelo VAR<sup>18</sup> pode ser representado como:

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

sendo:  $u_t \sim IN(0, \Sigma)$ ;  $z_t$  um vetor ( $n \times 1$ ); cada elemento  $A_i$  uma matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ ); e  $D_t$  representa termos determinísticos, tais como constante, tendência linear, *dummies* sazonais, *dummies* de intervenção, ou qualquer outro tipo de regressor que são considerados fixos e não-estocásticos.

No caso da metodologia de Johansen também torna-se necessário determinar a(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) de  $z_t$  pois este procedimento tem como base a hipótese que, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, ou seja, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens, que devem ser aplicadas para se obter uma estrutura de ruído *white noise*, utiliza-se os critérios *AIC* (*AKAIKE Information Criterion*) ou então o *SBC* (*SCHWARZ Bayesian Criterion*).

A equação (5) pode ser modificada em termos de um modelo de vetor de correção de erro (VECM) cujo formato é o seguinte:

$$\nabla z_t = \Gamma_1 \nabla z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k+1} \nabla z_{t-k+1} + \Pi_{z_{t-k}} + \Phi D_t + u_t \quad (6)$$

onde:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i) \quad i = 1, \dots, k-1$ ;

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k).$$

<sup>17</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  $\alpha$  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>18</sup> Este “tipo de modelo VAR foi defendido principalmente

por Sims (1980) como uma forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor *a priori* fortes restrições (tais como relacionamentos estruturais particulares e/ou a exogeneidade de algumas das variáveis)” (Harris, 1995, p. 77).

Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionada à incorporação de informações, tanto de curto quanto de longo prazo, via ajustes nas variações em  $z_t$ , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros  $\Gamma_i$  e  $\Pi$ . Visto com maior nível de detalhes, o termo  $\Pi$  é representado como:

$$\Pi = \alpha \beta \quad (7)$$

sendo que  $\alpha$  representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo,  $\beta$  é uma matriz de coeficientes de co-integração de longo prazo e o termo  $\beta' z_{t-k}$ , embutido na equação (7), representa até  $n - 1$  relações de co-integração no modelo multivariado assegurando, dessa forma, que  $z_t$  converge para uma solução de equilíbrio no longo prazo.

Resumidamente, a metodologia de co-integração de Johansen apresenta três situações distintas. Conforme descrito em Harris (1995, p. 79), se

*o posto de  $\Pi$  é completo (isto é, há  $r = n$  colunas linearmente independentes) então as variáveis em  $z_t$  são  $I(0)$ , enquanto que, se o posto de  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de co-integração. Nenhum destes dois casos são particularmente interessantes. Mais importante, é quando  $\Pi$  tem posto reduzido; isto é, há  $r \leq (n-1)$  vetores de co-integração presentes.*

Portanto, quando  $r = n$ , significa que  $z_t$  é estacionário e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível. Quando  $r = 0$ , implica que  $\nabla z_t$  é estacionário e, conseqüentemente, o modelo deve ser ajustado com as variáveis diferenciadas. Finalmente, quando  $0 < r < n$ , isto equivale a testar quais colunas de  $\alpha$  são iguais a zero, ou seja dado que  $\Pi$  pode ser formulado como  $\Pi = \alpha \beta'$  onde  $\alpha$  e  $\beta$  correspondem a matrizes de dimensão  $(n \times r)$ , isto implica que  $\beta' z_t$  é estacionário, o que leva à conclusão de que existem  $r$  vetores de co-integração, os quais são exatamente as  $r$  colunas de  $\beta$ .

Neste estudo, para testar a presença de vetores de co-integração, foi utilizada a estatística  $\lambda_{trace}$ , conforme Johansen e Juselius (1990). Para testar a hipótese nula de que existem pelo menos  $r$  vetores de co-integração, tem-se:

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n$$

ou seja, somente os primeiros  $r$  autovalores ( $\lambda$ ) são diferentes de zero. Esta restrição pode ser imposta para diferentes valores de  $r$ . O próximo passo consiste na comparação entre o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo com restrição e o valor do logaritmo da função de verossimilhança do modelo sem restrição. Este teste é denominado de estatística traço e é representado em termos algébricos como:

$$\lambda_{trace} = -2 \log(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1 \quad (8)$$

onde  $Q = \frac{\text{função de verossimilhança restrita maximizada}}{\text{função de verossimilhança sem restrição maximizada}}$

Para verificar se existe perfeita integração, no longo prazo, entre os mercados internacional e brasileiro de algodão, o procedimento de Johansen permite a imposição de restrições<sup>19</sup> sobre o parâmetro  $\beta$ . Nesse caso, testou-se a hipótese que  $\beta_{1j} = -\beta_{2j}$ . Logo, a restrição é a seguinte:  $H_0: \beta = H\phi$ , onde  $H$  é uma matriz de ordem  $n \times s_j$  e expressa, em termos econômicos, a hipótese de perfeita integração

entre os dois mercados, enquanto que  $\phi$  é um vetor de parâmetros a serem estimados na *i-ésima* relação de co-integração e que tem ordem  $s_j \times 1$ . Matricialmente, tem-se:

$$H = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \end{bmatrix}$$

Finalmente, resta abordar a questão da exogeneidade. Partindo-se do modelo vetorial de correção de erro:

$$\nabla z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^* \nabla z_{t-i} + \alpha \beta' z_{t-k} + \Phi D_t + u_t \quad (9)$$

o vetor pode ser decomposto da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \nabla z_{1t} \\ \nabla z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \Gamma_{1i}^* \\ \Gamma_{2i}^* \end{bmatrix} \nabla z_{t-i} + \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix} D_t + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

onde  $\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ ,  $\Gamma_i^* = \begin{bmatrix} \Gamma_{1i}^* \\ \Gamma_{2i}^* \end{bmatrix}$  e  $\Phi = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix}$

O modelo condicional para  $z_{1t}$ , dado  $z_{2t}$  em (11) e o modelo marginal para o modelo  $z_{2t}$  em (12), podem ser escritos, respectivamente, da seguinte forma:

$$\nabla z_{1t} = \omega \nabla z_{2t} + (\alpha_1 + \omega \alpha_2) \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\Gamma_{1i}^* - \omega \Gamma_{2i}^*) \nabla z_{t-i} + (\Phi - \omega \Phi_2) D_t + u_{1t} - \omega u_{2t} \quad (11)$$

$$\nabla z_{2t} = \alpha_2 \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{2i}^* \nabla z_{t-i} + \Phi_2 D_t + u_{2t} \quad (12)$$

sendo:  $\omega = \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1}$

.....  
<sup>19</sup> A questão relativa à imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em Johansen (1995) e Harris (1995).

Testar se a exogeneidade é fraca para o vetor  $z_{2t}$  em relação aos parâmetros  $(\alpha_1, \beta)$  significa determinar se  $\alpha_2 = 0$ . Em outras palavras, a presença de exogeneidade fraca implica que não há informação relativa ao parâmetro  $\beta$  no modelo marginal, ou seja, as variáveis contidas no vetor  $z_{2t}$  não reagem ao desequilíbrio de longo prazo.

## 5\_ 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>20</sup> quanto às respectivas 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. Po-

rém, a estatística  $\tau$  para *LBMF* e as estatísticas  $\tau_\tau$  e  $\tau_\mu$  para *LINT* sinalizam que ambas são estacionárias. Diante disto, 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 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 calculados são maiores em módulo que os valores críticos. 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, em virtude da necessidade da aplicação de uma diferença de ordem um para torná-las estacionárias (Tabela 1).

<sup>20</sup> É necessário realçar que os testes de raiz unitária possuem baixo poder, pois os seus resultados são muito sensíveis à presença ou não de constante e/ou tendência; inclusão do número de defasagens; presença de quebras estruturais; e ao próprio tamanho da amostra utilizada. Outro aspecto relevante sobre esta questão é

apresentado em Hatanaka (1998). Segundo este 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), 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 (1982), quando os resultados das estatísticas dos teste ADF apresentam conflitos, a tomada de decisão quanto à ordem de integração das variáveis deve ter como base as respectivas funções de autocorrelação, como apresentado em Box e Jenkins e

Reinsel (1994). Quando a função de autocorrelação decai lentamente ao longo do tempo, isto indica que a série tem raiz unitária. Por outro lado, quando a função de autocorrelação apresenta queda abrupta utilizando poucas defasagens temporais, representa um bom indicador de que a série é estacionária.

**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 utilizada(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	Uma defasagem	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)

Fonte: Dados básicos de Ferreira (1996-2000) e Cotton (1985-2000).

Notas: (1) Valores críticos para  $\tau_{\tau}$ ,  $\tau_{\mu}$  e  $\tau$ , obtidos conforme descrito em Mackinnon (1991).

(2) Variável em nível.

(3) Variável diferenciada.

(4) Significativo em nível de 1,0%.

(5) Significativo em nível de 5,0%.

Antes de realizar o teste de co-integração é necessário determinar qual entre as cinco especificações de tendência determinística<sup>21</sup> deve ser utilizada. Neste estudo, optou-se pelo caso 1, ou seja a constante está incorporada dentro do termo de correção de erro.

O Critério de Informação de Akaike<sup>22</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>23</sup> de Johansen para verificar se elas possuem relacionamento de longo prazo. Foi utilizada a estatística

$\lambda_{\text{max}}$ . 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 calculado é superior ao seu respectivo valor crítico,<sup>24</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. Neste caso, a hipótese nula não foi rejeitada, pois o valor crítico é maior que seu respectivo valor calculado (Tabela 2). Portanto, as duas variáveis apresentam equilíbrio de longo prazo, ou seja são co-integradas.

<sup>21</sup> Maiores detalhes sobre esta questão podem ser obtidos em Johansen (1995) e Johansen e Juselius (1990).

<sup>22</sup> Detalhes sobre o Critério de Informação de Akaike encontram-se em Akaike (1974).

<sup>23</sup> A completa definição de co-integração encontra-se em Engle e Granger (1991).

<sup>24</sup> Os valores críticos encontram-se em Osterwald-Lenum (1992).

**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
<i>Rank = r</i>	<i>Rank &gt; r</i>				Sem intercepto	Constante
0	0	0,1224	24,82 <sup>1</sup>	12,21		
1	1	0,0001	0,02	4,14		

Fonte: Dados básicos de Ferreira (1996-2000) e Cotton (1985-2000).

Nota: (1) Significativo em nível de 5,0%.

Cabe ressaltar que a constatação que as variáveis são co-integradas é igual à obtida por Rochelle (2000). Entretanto, no presente estudo, através do teste de Johansen, verificou-se apenas um vetor de co-integração, o que não foi confirmado pela referida autora.

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

*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* (Margarido, 2000, p. 119).

Neste caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente da variável *LBMF*, de modo que o valor desta estimativa assumiu valor igual a um. Portanto, *LBMF* representa a variável de saída (ou endógena) do sistema, enquanto *LINT* é a variável de entrada (ou exógena). Assim, a análise da estimativa do coeficiente de *LINT* deve ser conduzida com o respectivo sinal invertido, uma vez que na equação de co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado. Conseqüentemente, o coeficiente estimado da variável de entrada na Tabela 3 deve ser analisado com o sinal trocado.

**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 dos 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 (1985-2000).

A estimativa do 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 no Brasil. Com o objetivo de confirmar se a Lei do Preço Único prevalece neste mercado, foi imposta a restrição 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*, o qual consiste em não rejeitar 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.

Rochelle (2000), por sua vez, ao estimar a elasticidade de transmissão de preços para o mercado de algodão, no longo prazo, não adicionou qualquer tipo de restrição sobre o modelo. Neste sentido, o presente estudo fornece uma nova contribuição sobre o tema analisado, por considerar a imposição de restrições sobre os parâmetros, a fim de confirmar se a elasticidade de transmissão de preços é condizente com o que preceitua a teoria econômica através da Lei do Preço Único.

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

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

Fonte: Dados básicos de Ferreira (1996-2000) e Cotton (1985-2000).

Possivelmente, esse resultado reflita os diferentes cenários do mercado brasileiro de algodão durante o período analisado e, conseqüentemente, invalidando a Lei do Preço Único neste mercado.

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, comparativamente aos praticados no mercado internacional, ainda assim, em ambos os casos, a velocidade de ajuste é muito pequena,<sup>25</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 este ajuste é de apenas 5,76%.

Esta baixa velocidade de ajuste no curto prazo no mercado internacional de algodão pode estar relacionada à intervenção no comércio de manufaturados têxteis, à crescente concorrência das fibras sintéticas e, também, à política de subsídios praticada pelos Estados Unidos na produção e exportação da matéria-prima. Estes fatos tendem a tornar os preços externos menos instáveis, resultando em lenta correção dos desequilíbrios de curto prazo, conforme obtido pelo valor da estimativa do coeficiente do parâmetro  $\alpha$  relativo aos preços internacionais de algodão.

No âmbito doméstico, à reduzida velocidade pela qual desequilíbrios de curto prazo são eliminados, deve-se as inexpressivas exportações brasileiras, na maior parte do período analisado e, também, à vantagem financeira para as compras externas, levando o abastecimento da indústria nacional a ser feito em grandes proporções por algodão importado. Além disso, a diversidade das fontes de suprimento desta matéria-prima contribuiu para que a velocidade de desequilíbrios transitórios fossem eliminados lentamente em cada período.

Para confirmar se os preços domésticos do algodão no Brasil estão descolados dos praticados no mercado internacional, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros  $\alpha$ , a fim de averiguar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

Os resultados mostram que a hipótese nula – que os preços domésticos no Brasil não reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo – foi rejeitada, pois há menos de 1,0% de probabilidade de não rejeitar a hipótese nula, quando ela é falsa. Isto indica que a variável *LBMF* não é fracamente exógena relativamente à *LINT*, ou seja, os preços internacionais do algodão influenciam o comportamento dos preços no Brasil (Tabela 5).

.....  
<sup>25</sup> Quanto maior o valor do coeficiente estimado de  $\alpha$ , mais rapidamente os desequilíbrios de curto prazo são eliminados, relativamente aos de longo prazo.

**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
LBMF	13,19	1	0,0003
LINT	7,14	1	0,0075

Fonte: Dados básicos de Ferreira (1996-2000) e Cotton (1985-2000).

O mesmo foi constatado para a variável *LINT* em relação à *LBMF*, pois os preços no Brasil influem no comportamento dos preços internacionais do algodão. Estes resultados podem ser justificados pela relevância que as importações brasileiras assumiram na demanda mundial, em parte do período analisado.

Ainda, em relação ao sentido de causalidade da transmissão de preços, é necessário observar que existem diferenças entre este trabalho e o de Rochelle (2000). Enquanto a autora adotou a hipótese<sup>26</sup> de que a relação de causalidade é unidirecional ou, mais precisamente, que variações de preços no mercado internacional afetam os preços domésticos do algodão no Brasil, este estudo, utilizando-se do instrumental dos testes de exogeneidade, demonstra que a afirmação anterior não se verifica, pois os respectivos testes mostraram que ambas variáveis não são fracamente exógenas, ou seja há causalidade em ambos os sentidos (*feedback*).

Portanto, o presente artigo representa um avanço no sentido de ampliar o campo do conhecimento sobre a recente dinâmica do mercado de algodão, tanto no âmbito doméstico, quanto no externo.

O fato dos preços domésticos serem influenciados pelos preços externos pode ser considerado normal, pois, apesar do Brasil ser um grande produtor e exportador de itens agrícolas, diversos estudos mostram que o país é tomador de preços no mercado internacional destas *commodities*. O aspecto mais interessante e que, aparentemente, captou a nova dinâmica que se estabeleceu em relação ao setor algodoeiro, refere-se ao fato dos preços domésticos no Brasil influenciarem os preços externos. Vale lembrar que a abertura comercial iniciada no final da década de oitenta culminou com a isenção total das tarifas de importação de algodão em pluma, que, juntamente com as excelentes condições de financiamentos internacionais, induziram o setor têx-

<sup>26</sup> Adotou esta hipótese, mas não utilizou nenhum método econométrico para testar a validade desta afirmação.

til brasileiro a adquirir a matéria-prima no exterior em detrimento da produção doméstica, tornando o país um importante *player* no mercado internacional na condição de importador para abastecer sua ampla cadeia têxtil. Outro aspecto relevante que, possivelmente, influenciou este resultado, diz respeito à oferta mundial de algodão em pluma ser relativamente pulverizada, de modo que variações pelo lado da demanda, por parte de grandes países importadores, tendem a afetar os preços internacionais.

## 6 Conclusões

Os resultados obtidos neste estudo mostraram que há relacionamento de longo prazo entre os preços do algodão no mercado doméstico brasileiro e internacional. No entanto, mesmo sendo estas variáveis co-integradas, ainda assim, a elasticidade de transmissão de preços é menor que a unidade (inelástica). A partir deste resultado pode-se inferir que variações nos preços internacionais do preço do algodão em pluma são transmitidos menos que proporcionalmente para os preços praticados no Brasil, no longo prazo, invalidando desta forma a Lei do Preço Único.

A análise de curto prazo revelou que os desequilíbrios transitórios são cor-

rigidos lentamente, tanto em nível interno, quanto externo. Isto significa que existe uma longa defasagem temporal até que o equilíbrio de longo prazo seja restabelecido.

Os testes de exogeneidade mostraram que os preços domésticos do algodão no Brasil não são descolados dos respectivos preços internacionais, o que significa que os primeiros reagem a variações nos últimos. A partir de 1990, a abertura comercial associada às atraentes condições de financiamento externo, pautadas em extensos prazos e taxas de juros muito inferiores àquelas vigentes internamente e, ainda, à sobrevalorização cambial, tornaram mais vantajoso para a indústria têxtil adquirir algodão no mercado externo, mesmo diante de elevações de preços internacionais. Isto tornou os preços domésticos sensíveis às variações de preços externos, apesar deste mercado sofrer uma série de restrições, seja no âmbito interno quanto no externo.

Possivelmente, estes resultados captam características relativas ao comércio mundial desta *commodity*. Mais especificamente, o elevado nível de intervenção em decorrência da influência exercida pela imposição de cotas via Acordos Multifibras e de Têxteis e Vestuário e pela política de subsídios à produção e exportação

adotada pelos Estados Unidos, o maior exportador mundial, tendem a criar distorções nos preços relativos mundiais. Também, deve-se destacar o acentuado crescimento na demanda de fibras sintéticas, principal produto concorrente da fibra de algodão.

A política cambial, aparentemente, é uma variável que exerce importante efeito sobre a cadeia produtiva do algodão. No período em que a taxa de câmbio esteve sobrevalorizada, o setor têxtil brasileiro substituiu esta matéria-prima doméstica pela importada. O resultado foi a drástica redução da produção de algodão e a crise da indústria têxtil, em virtude da ausência de condições para competir com o algodão em pluma e os manufaturados importados, estes últimos provenientes, principalmente, do sudeste asiático. Esta conjuntura adversa provocou importantes mudanças em relação à cadeia produtiva do algodão. Pelo lado da oferta, verificou-se o deslocamento da produção agrícola dos estados tradicionais – São Paulo e Paraná – para a Região Centro-Oeste, onde o algodão passou a ser cultivado de forma extensiva, porém com alta tecnologia, de modo a ganhar competitividade frente à produção dos demais países. Por sua vez, o setor indus-

trial também investiu pesadamente em novas tecnologias de produção, visando reduzir custos. Portanto, ao mesmo tempo em que o câmbio valorizado impactou negativamente a produção doméstica, também contribuiu para a reestruturação da cadeia de produção, reduzindo os preços dos insumos importados para o setor agrícola e de máquinas e equipamentos para a indústria têxtil.

Com a mudança da política cambial, em 1999, e a forte desvalorização do real frente ao dólar, os produtos nacionais tornaram-se mais baratos relativamente aos importados. Em função deste fato, verifica-se que houve uma inversão, com expressiva expansão da produção de algodão concomitante à exportação de manufaturados.

Portanto, um aspecto que merece ser analisado em trabalhos futuros, consiste na determinação da efetiva influência da taxa de câmbio na formação do preço do algodão no Brasil. Seria interessante dimensionar, de forma desagregada, a magnitude da elasticidade da transmissão de preços no mercado internacional (efeito preço), bem como o efeito de mudanças na taxa de câmbio (efeito câmbio) sobre a formação dos preços domésticos do algodão no mercado brasileiro.

## Referências bibliográficas

- AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, AC-19, p. 716-723, 1974.
- ALGODÃO. Brasil. Comunicados 33, 443, 448. *Diário Oficial*: República Federativa do Brasil, Brasília, 1973 e 1978.
- BALANÇA *Comercial Têxtil, 1975-99*. Carta ABIT, SP, 2000. p.16.
- 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.
- BARBOSA, Marisa Z.; 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.
- BARBOSA, Marisa Z. *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*. 3rd. 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.
- CARVALHO, Flávio C.; NOGUEIRA JUNIOR, Sebastião; BRANDT, Sergio A. *Transmissão de preços de algodão nos mercados interno e externo*. São Paulo: IEA, 1983. (Relatório de pesquisa 6/83, 8 p.).
- 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.
- CUNHA, Marina S. da; MARGARIDO Mario A. Avaliação dos impactos dos planos de estabilização pós-1986 sobre o índice geral de preços (IGP): uma aplicação da metodologia Box e Jenkins. *Agricultura em São Paulo*, v. 46, t. 2, p. 1-18, 1999.
- DEMANDA Mundial de Fibras Têxteis. Carta Têxtil, SP, 1997. p. 6.
- DEMANDA Mundial de Fibras Têxteis, 1995 a 2000. Disponível em: <[www.abit.org.br/carta/table07.htm](http://www.abit.org.br/carta/table07.htm)>. Acesso em: abril de 2002.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with units root. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.
- DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. 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. 301 p. Advanced texts in econometrics.
- FERREIRA, Inês C. *Séries históricas do algodão*. SP, BM&F, 1996.
- FERREIRA, Inês C. *Estatísticas dos mercados físico e futuro – algodão*. SP, BM&F, 2000.
- GOLDBERG, S. A virada do setor têxtil. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, FGV, v. 56, n. 11, p. 54-57, nov. 2002.
- 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.
- GONÇALVES, José S. Retomar a produção brasileira de algodão em bases competitivas não é somente aumentar o plantio. In: FERREIRA, I. C. *Estatísticas do mercado físico de algodão*. BM&F, 1997.
- 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. 176 p.
- HATANAKA, Michio. *Time-series-based econometrics: unit roots and cointegration*. New York: Oxford University Press,

1998. 294 p. (Advanced Texts in Econometrics).
- HEIJBROEK, A. M. A.; HUSKEN, H. P. *The international cotton complex – Changing competitiveness between seed and consumer*. Amsterdam: Rabobank International, 104 p. 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. 267 p. (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.
- KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. *International economics: theory and policy*. 4. ed., Massachusetts: Addison Wesley, 1997. 766 p.
- 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. 173 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- MARGARIDO, Mario A.; ANEFALOS, Lilian C. Testes de raiz unitária e o software SAS. *Agricultura em São Paulo*, v. 46, n. 2, p. 19-45, 1999.
- MOREIRA, J. A. N.; SANTOS, R. F. dos. *Origem, crescimento e progresso da cotonicultura no Brasil*. Campina Grande: EMBRAPA, 1994. Centro Nacional de Pesquisa de Algodão. 169 p.
- 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.; PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- NOGUEIRA JUNIOR, S. Relação preço-qualidade e procura de algodão em pluma. *Agricultura em São Paulo*, v. 27, n. 1 e 2, p. 81-106, 1980.
- 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.
- PORTO, C. B. Resumos das políticas de preços para os produtos agrícolas: algodão. In: VASCONCELOS, A. A. *Análise das distorções dos preços domésticos em relação aos preços de fronteira*. Brasília: CFP, 1983. p. 35-52. (Coleção Análise e Pesquisa, 30).
- RELATÓRIO ANUAL. Brasília: CFP, 1983-1984.
- ROCHELLE, Thereza C. P. *Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil. 2000*. Tese (Doutorado) – ESALQ/USP, Piracicaba.
- ROMERO, L. L. et al. *Fibras artificiais e sintéticas*. Relato Setorial. Rio de Janeiro: BNDES, p. 55-66, jun. 1995.
- SILVA, César, R. L. *O impacto da política comercial brasileira na agricultura*. São Paulo: IEA, 1987. 97 p. (Relatório de Pesquisa, 6/87).
- SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, jan. 1980.
- TRELA, Irena; WHALLEY, John. *Unravelling the threads of the MFA*. Stockholm, jun. 1989.
- WORLD TRADE ORGANIZATION. Disponível em: <<http://www.wto.org>>. Acesso em abr. 2002.
- ZOCKUN, Maria H. G. P. et al. *A agricultura e a política comercial brasileira*. São Paulo: IPE/USP, 1976. (Série Monografias, 8).

.....  
 : Versão preliminar deste  
 : trabalho foi apresentada no  
 : XXIX Encontro Nacional de  
 : Economia (ANPEC),  
 : realizado em Salvador (BA),  
 : no período de 11 a 14  
 : de dezembro de 2001.  
 : .....

.....  
 : E-mail de contato dos autores  
 : mzbarbosa@iea.sp.gov.br  
 : mamargarido@iea.sp.gov.br  
 : senior@iea.sp.gov.br  
 : .....