

# A Cultura do Algodão e a Questão da Integração entre Preços Internos e Externos<sup>1</sup>

Alexandre Bragança Coelho<sup>2</sup>

**Resumo:** Este artigo tem como objetivo analisar a interação entre preços internos e externos do algodão nas últimas duas décadas para determinar se a abertura comercial ocorrida na década de 90 representou um aumento da influência dos preços externos sobre os preços internos da pluma no país. Para este fim, a metodologia escolhida foi a análise de co-integração, especificamente o Procedimento de Johansen. Os resultados obtidos com a análise da amostra completa indicam que o mercado brasileiro e o norte-americano podem ser considerados perfeitamente integrados. Dividindo a amostra, os resultados referentes à década de 80 mostram que o mercado brasileiro de algodão em pluma pode ser considerado como um mercado fechado neste período, enquanto na década de 90 os resultados indicam que o mercado brasileiro pode ser considerado integrado aos mercados internacionais.

**Palavras-chave:** algodão, integração de mercados, co-integração, Procedimento de Johansen.

## 1 – Introdução

A agricultura brasileira apresenta setores bastante distintos. Esta dife-

---

<sup>1</sup> Este trabalho tem como base a dissertação de mestrado do autor, orientada pelo Prof. Dr. Fernando Bento Homem de Melo

<sup>2</sup> Doutorando em Economia Aplicada pelo DER/UFV – e-mail: alexandrebc@yahoo.com

renciação não diz respeito apenas a características como tamanho das propriedades, valor da produção ou número de trabalhadores, mas principalmente ao processo de formação de preços de cada setor. É este processo que determina as variáveis relevantes a cada cultura e propiciam a correta elaboração de políticas agrícolas compatíveis com estas variáveis.

De forma geral, os produtos agrícolas foram sempre classificados em dois grandes grupos: os produtos de mercado externo e os produtos de mercado interno. Os primeiros possuem relação direta com as variáveis externas, como taxa de câmbio e preços externos. Os produtos de mercado interno, por outro lado, respondem diretamente apenas às variáveis internas, como renda e taxa de juros. Com pequenas modificações, esta classificação foi mantida ao longo do tempo, servindo como instrumento de análise para explicar as diferenças entre os vários setores da agricultura do país.

Em relação a esta classificação, o algodão foi sempre um produto peculiar. Seu desenvolvimento pode ser dividido em duas grandes fases: a primeira fase compreende o período do Descobrimento até a crise de 1929 e a segunda fase vai da década de 30 até os dias atuais. Na primeira fase, o algodão manteve-se basicamente como um produto de mercado interno, usado para suprir as necessidades de fibras têxteis da população do país. Entretanto, em dois curtos períodos nesta fase, o país firmou-se como um importante exportador da pluma, ambos explicados pela ruptura ou desorganização da produção norte-americana.

A segunda fase inicia-se com a crise na produção cafeeira no início da década de 30 e marca o grande crescimento da cotonicultura no estado de São Paulo e a consolidação do Brasil como importante exportador da pluma. Entretanto, durante a maior parte deste período, principalmente nas décadas de 70 e 80, a intervenção governamental no mercado de algodão acabou distorcendo o processo de formação de preços no setor, atenuando a influência das variáveis externas sobre os preços internos. De qualquer forma, o país permaneceu como um importante exportador da pluma até o final da década de 80, quando a abertura comercial e a desregulamentação do mercado modificaram o quadro da cultura do país. A partir daí, houve a liberação das importações da pluma e de produtos têxteis com queda brusca das tarifas de importação e, como conseqüência, uma maciça entrada do produto es-

trangeiro no país, causando uma grave crise no setor. A dinâmica de formação dos preços modificou-se, com a diminuição do papel governamental e o crescimento da influência das variáveis externas sobre os preços internos. O objetivo deste artigo é analisar o processo de formação de preços do algodão nas últimas duas décadas, especificamente, o processo de transmissão de preços externos para os preços internos do algodão no país. Maior ênfase será dada à análise da abertura comercial e à desregulamentação do mercado de algodão ocorrida no início da década de 90, ou seja, o artigo procurará determinar se esta abertura representou efetivamente uma mudança no papel das variáveis externas sobre os preços do algodão no país.

## 2 – Dados utilizados

Para a realização dos testes sobre integração de preços de algodão entre o mercado interno e externo, os dados utilizados serão os seguintes: para representar o preço interno da pluma, serão utilizados os preços do algodão em pluma no atacado em São Paulo, obtidos junto à Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB). Os preços do algodão no mercado internacional serão representados por três índices: os índices *Cotlook A* e *Cotlook B*, divulgados pelo Cotlook Limited – um serviço de informação sobre algodão localizado na Inglaterra –, e o índice da Bolsa de Nova York (futura primeira entrega). O índice A corresponde a uma média de preço das cinco origens mais baratas tomadas de uma seleção das 14 origens consideradas de melhor qualidade e o índice B corresponde a uma média das três origens mais baratas tomadas de uma seleção das oito origens consideradas de menor qualidade. (COSTA & FERREIRA FILHO, 2000). A escolha de três séries distintas para representar o preço internacional é recomendável para captar a evolução da qualidade da fibra brasileira no decorrer das duas últimas décadas, pois elas representam tipos de algodão de qualidades diferentes. Os dados têm periodicidade mensal e cobrem o período de janeiro de 1982 a setembro de 2001. Todas as séries de preços foram expressas em dólar e transformadas em logaritmos, de forma que os coeficientes encontrados expressem as elasticidades de transmissão de preços.

### 3 – Metodologia utilizada

A análise da transmissão de preços do algodão entre os mercados externo e interno foi realizada através da análise de co-integração, mais especificamente através do Procedimento de Johansen para co-integração. Este procedimento é recomendável quando estamos lidando com variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão padrão (Mínimos quadrados ordinários) para estabelecer a relação entre as variáveis. Isto ocorre porque as propriedades usuais dos estimadores de Mínimos quadrados não são observadas e as inferências baseadas nos testes t e F ficam prejudicadas. Durante muito tempo, a recomendação usual era diferenciar as séries não-estacionárias<sup>3</sup>. Isso ocorria porque muitas séries econômicas são integradas de ordem 1 [I(1)], ou seja, possuem uma raiz unitária e, portanto são estacionárias na diferença.

Entretanto, a diferenciação das séries restringe a análise a um contexto de curto prazo e, caso exista a co-integração entre as variáveis, isto representa um erro de especificação na relação linear entre elas que já é estacionária (ENDERS, 1995). Assim, para examinar as relações de longo prazo entre variáveis não-estacionárias, temos que usar o conceito de co-integração.

#### 3.1 – Testes de Raiz Unitária

O primeiro passo para a análise de co-integração é a verificação da ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é preciso verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso afirmativo, determinar se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis envolvidas. Neste trabalho, será utilizado o teste ADF desenvolvido por Dickey & Fuller (1979,1981). O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários

---

<sup>3</sup> Ver Fackler & Goodwin (2001) e Aguiar & Barros (1991)

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Em que: } \theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\delta_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

A não-rejeição da hipótese nula indica presença de uma raiz unitária na série  $Y_t$ . Na realidade, a equação (1) indica o modelo mais simples, sem constante e sem termo de tendência. As outras especificações possíveis são:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Para cada especificação devemos calcular o valor de t relativo à hipótese nula e comparar com o valor crítico da estatística tabulada por Dickey & Fuller (1979). As estatísticas  $\hat{\theta}$ ,  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$  correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável  $Y_{t-1}$  sob  $H_0$  nas equações (1), (2) e (3) respectivamente. Além disso, podemos realizar também os testes conjuntos e os testes de significância sobre os termos determinísticos.

### 3.2 – O Procedimento de Johansen

Para identificar a existência de co-integração entre as séries de preço de algodão nos mercados interno e externo será usado o Procedimento de Johansen (1988). Ao contrário de outros métodos<sup>4</sup>, ele utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de co-integração. Além disso, podemos realizar testes sobre a significância dos parâmetros que compõem os vetores de co-integração,

<sup>4</sup> Notadamente, o procedimento de Engle & Granger (1987).

o que será fundamental para se estabelecer a existência ou não da transmissão de preços entre mercado externo e interno e o grau de integração entre eles.

Suponha que  $X_t$  seja um vetor com  $n$  variáveis ( $n \times 1$ ),  $n = 2$ , integradas de ordem 1 [ $I(1)$ ]. Se queremos identificar a co-integração entre estas variáveis, o primeiro passo é especificar o processo gerador de  $X_t$  como um vetor autorregressivo (VAR) envolvendo  $k$  defasagens de  $X_t$ :

$$X_t = \mathcal{D}_1 X_{t-1} + \mathcal{D}_2 X_{t-2} + \dots + \mathcal{D}_k X_{t-k} + \hat{a}_t \quad (4)$$

Sendo que:

$\mathcal{D}_i$  = matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ )

$\hat{a}_t$  = termo de erro com  $\hat{a}_t \sim IN(0, \hat{U})$

A equação (4) pode ser transformada na seguinte expressão:

$$\tilde{\Delta} X_t = \mathcal{D} X_{t-1} + \tilde{\Lambda}_1 \tilde{\Delta} X_{t-1} + \dots + \tilde{\Lambda}_{k-1} \tilde{\Delta} X_{t-k+1} + \hat{a}_t \quad (5)$$

Sendo que:

$$\mathcal{D} = \mathcal{D}_1 + \mathcal{D}_2 + \dots + \mathcal{D}_k - I$$

$$\tilde{\Lambda}_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$$

$I$  = matriz identidade

O formato da equação (5) é conhecido como modelo de correção de erro. Engle & Granger (1987) provaram que se temos um vetor de variáveis  $X_t$  com  $X_t \sim CI(1,1)$ , então  $X_t$  pode ser representada sob a forma de um modelo de correção de erros. Na realidade, a matriz  $\mathcal{D}$  ( $n \times n$ ) pode ser representada pelo produto das seguintes matrizes:

$$\mathcal{D} = \acute{a} \hat{a}' \quad (6)$$

A matriz  $\acute{a}$  é chamada de matriz de coeficientes de ajustamento e os seus elementos representam a velocidade de ajustamento das variáveis de interesse a desequilíbrios no curto prazo. A matriz  $\hat{a}$  é chamada de matriz de co-integração e contém os coeficientes que exprimem as relações de longo prazo entre as variáveis. Ambas as matrizes possuem dimensão  $n \times r$ , em que  $r$  é o número de vetores de co-integração.

A determinação do número de vetores de co-integração é feita pela análise do posto<sup>5</sup> da matriz  $\mathfrak{D}$ . Uma forma de determinar o posto de uma matriz é observar o número de raízes características (ou autovalores) que são diferentes de zero. Assim, é possível determinar o número de vetores de co-integração através do exame da significância das raízes características estimadas de  $\mathfrak{D}$ . Partindo deste princípio, Johansen & Juselius (1990) desenvolveram dois testes capazes de determinar o posto da matriz  $\mathfrak{D}$ . O primeiro teste é conhecido como teste do traço ( $\ddot{e}_{\text{trace}}$ ) e é usado para testar a hipótese nula que existem no máximo  $r$  vetores de co-integração:

$$\ddot{e}_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r=0,1,2,\dots,n-2,n-1. \quad (7)$$

Em que:

$\hat{\lambda}_i$  = valor estimado dos autovalores obtidos da matriz  $\hat{\alpha}$   
 $T$  = número de observações

O outro teste desenvolvido por Johansen & Juselius (1990) é o teste do máximo autovalor que testa a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a alternativa de existência de  $r+1$  vetores. Ele é definido por:

$$\ddot{e}_{\text{Max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

### 3.3 – Testes de hipóteses sobre os parâmetros

Os testes sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$  são essenciais para a análise de hipóteses sobre as características da integração entre os mercados de algodão analisados. Especificamente, eles permitem testar quais mercados efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre estes mercados pode ser considerada perfeita, ou seja, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo.

---

<sup>5</sup> O posto (ou rank) de uma matriz é definido como o número de linhas e/ou colunas linearmente independentes

Os testes sobre os parâmetros  $\hat{\lambda}$  testam a relevância das variáveis no espaço de co-integração, através de testes de significância, e caso elas se mostrem significantes, o grau de integração entre os mercados analisados. Assim, eles podem ser implementados da seguinte forma<sup>6</sup>:

$$-2 \log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[ \frac{(1 - \lambda_i^*)}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right] \sim \frac{\chi^2}{r(n-m)} \quad (9)$$

Em que:

T = número de observações

r = número de vetores de co-integração

$\hat{\lambda}^*$  e  $\hat{\lambda}_i$  = autovalores do modelo restrito e irrestrito

n = número de variáveis.

m = número de coeficientes  $\hat{\lambda}$  não restritos.

#### 4 – Resultados e Discussão

Os testes de raiz unitária<sup>7</sup> para as séries CONAB, Nova York, Índice A e Índice B encontram-se na tabela 1<sup>8</sup>. Com exceção da série Índice A, em todos os testes o modelo mais adequado é aquele sem tendência e sem constante e não se pode rejeitar a hipótese nula da existência de uma raiz unitária. Em relação à série Índice A, há uma divergência sobre qual o modelo mais adequado, entretanto, tanto no modelo com a constante quanto naquele sem a mesma, não se pode rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária na série Índice A. Dessa forma, todas as séries analisadas apresentam uma raiz unitária, sendo assim integradas de mesma ordem. Esse é um pré-requisito fundamental para o teste seguinte, que é o teste de co-integração entre as séries de preço analisadas.

<sup>6</sup> Ver Johansen & Juselius (1990).

<sup>7</sup> O Procedimento mais cuidadoso é iniciar testando a presença de mais de uma raiz unitária através do teste Dickey-Pantula (DICKEY & PANTULA, 1987) Os resultados destes testes, omitidos no texto, indicam que podemos rejeitar a hipótese nula da existência de mais de uma raiz unitária para todas as séries.

<sup>8</sup> Para realização dos testes de raiz unitária foi utilizado a programa Eviews 3.0.

**Tabela 1** – Resultado dos testes de Raiz Unitária – 1982-1/2001-9

Série	Modelo Utilizado	Estatística	Valor crítico (5%)	Valor estimado
CONAB	Sem constante e tendência	$\hat{\alpha}$	-1,94	-0,71
Índice A	Com constante e sem tendência	$\hat{\alpha}_1$	-2,87	-2,79
	Sem constante e tendência	$\hat{\alpha}$	-1,94	-0,47
Índice B	Sem constante e tendência	$\hat{\alpha}$	-1,94	-0,64
Nova York	Sem constante e tendência	$\hat{\alpha}$	-1,94	-0,67

Para a determinação do número de vetores de co-integração, são utilizados os testes do traço e do máximo autovalor, cujos resultados estão descritos na Tabela 2<sup>9</sup>. Ambos os testes indicam a existência de apenas um vetor de co-integração. Isto significa que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preço de algodão analisadas, ou seja, há uma interdependência de preços entre os mercados analisados.

**Tabela 2** – Testes de Co-integração – 1982-1/2001-9

$H_0: \text{rank} = p$	Teste do máximo Autovalor <sup>1</sup>	Valor Crítico (95%)	Teste do Traço <sup>1</sup>	Valor Crítico (95%)
$P = 0$	31,06*	28,1	55,93*	53,1
$P \leq 1$	15,89	22,0	24,87	34,9
$p \leq 2$	7,016	15,7	8,982	20,0
$p \leq 3$	1,966	9,2	1,966	9,2

<sup>1</sup> Um asterisco indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância

Entretanto, a simples existência de um vetor de co-integração não pode ser considerada condição suficiente para determinar a perfeita integração de mercado nem para a garantia da participação de todas as séries no equilíbrio de longo prazo. Para isso, é necessária a realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$ , testando sua significância e a interação entre os preços. A Tabela 3 apresenta os testes sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$ . Inicialmente, é analisada a significância dos parâmetros referentes a cada variável, buscando determinar quais variáveis participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo. Analisando o resultado,

<sup>9</sup> Os testes foram feitos através do programa Pcgive/Pcfiml 9.0.

pode-se concluir pela rejeição da hipótese nula sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}_{\text{Brasil}}$  e  $\hat{\alpha}_{\text{York}}$  e pela não-rejeição da nulidade dos parâmetros  $\hat{\alpha}_{\text{Índice A}}$  e  $\hat{\alpha}_{\text{Índice B}}$ . Isto significa que as variáveis Índice A e Índice B podem ser excluídas das relações de longo prazo, ou seja, elas não são significativas no estabelecimento do equilíbrio de longo prazo entre as demais variáveis. Além disso, há a confirmação de que os mercados brasileiro e norte-americano podem ser considerados como integrados, indicando que choques ocorridos em um mercado são transmitidos ao outro mercado no longo prazo.

**Tabela 3** – Testes sobre os Parâmetros  $\hat{\alpha}$  – 1982-1/2001-9

$H_0$	Razão de Verossimilhança <sup>1</sup>	Valor crítico (5%)
$\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} = 0$	13,377*	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{York}} = 0$	10,705*	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice A}} = 0$	0,0072214	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = 0$	0,6163	3,84

<sup>1</sup> Um asterisco indica rejeição a 5% de significância

Para uma correta estimação dos parâmetros, devemos estimar novamente os vetores  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\beta}$ , excluindo as séries Índice A e Índice B. Assim, passamos a análise da co-integração apenas entre as séries CONAB e Nova York. Os testes do traço e do máximo autovalor indicam a existência de um vetor de co-integração. O passo seguinte é testar a significância dos parâmetros estimados. A tabela 4 apresenta os testes sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$ . Analisando o resultado, pode-se concluir pela rejeição da hipótese nula sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}_{\text{Brasil}}$  e  $\hat{\alpha}_{\text{York}}$ , indicando que os mercados brasileiro e norte-americano podem ser considerados integrados no período analisado.

**Tabela 4** – Testes sobre os Parâmetros  $\hat{\alpha}$  – 1982-1/2001-9

$H_0$	Razão de Verossimilhança <sup>1</sup>	Valor crítico (5%)
$\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} = 0$	31,87**	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{York}} = 0$	31,86**	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} - \hat{\alpha}_{\text{York}}$	1,5846	3,84

<sup>1</sup> Dois asteriscos indicam rejeição a 1% de significância

Em seguida, testa-se o grau de integração entre os mercados do Brasil e de Nova York. Ele é implementado de forma a determinar se estes mercados podem ser considerados perfeitamente integrados, isto é, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo. O resultado não permite rejeitar que os mercados brasileiro e norte-americano podem ser considerados perfeitamente integrados no período entre 1982 e 2001.

#### **4.1 – Análise das Décadas de 80 e 90.**

Os resultados obtidos na seção anterior são significativos, mas envolvem períodos completamente diferentes em relação ao mercado brasileiro de algodão. A década de 80 ainda é marcada por uma alta intervenção governamental, seja na fixação de tarifas elevadas para a importação da pluma, seja no estímulo ou desestímulo das exportações de acordo com a situação do mercado interno. Nessa década, o Brasil atua basicamente como um exportador, mas o papel dos preços internacionais é diminuído pela grande intervenção do governo no mercado de algodão. A década de 90, por outro lado, é marcada pela abertura e desregulamentação do mercado de algodão. As importações aumentam consideravelmente no começo da década e o Brasil passa de exportador a grande importador da pluma. Os preços internacionais apresentam uma tendência de queda, acompanhada de perto pelo preço do algodão no país<sup>10</sup>. Assim, teoricamente, a abertura da década de 90 estabelece uma maior interação entre os preços no Brasil e no exterior e esta trajetória comum deveria ser distinta da observada na década de 80.

Dessa forma, é necessário realizar testes econométricos com amostras que representem estes dois períodos diferentes. A escolha das amostras é de alguma forma arbitrária, mas como forma de simplificar a análise resolveu-se separar as décadas de 80 e 90 (juntamente com os anos de 2000 e 2001) para determinar se há alguma diferença nos resultados decorrentes das mudanças ocorridas com a abertura da década de 90.

Assim, a mesma série de testes utilizada para a análise de toda a amostra é repetida para cada década em separado. Os resultados dos

---

<sup>10</sup> Ver Rochelle (2000).

testes de raiz unitária indicam que não podemos rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária para todas as séries analisadas na década de 80 e na década de 90<sup>11</sup>.

O passo seguinte é a realização do Procedimento de Johansen para as duas décadas em separado. A Tabela 5 demonstra que ambos os testes utilizados indicam a existência de apenas um vetor de co-integração entre as variáveis nas décadas de 80 e 90, resultado semelhante àquele encontrado quando da utilização da amostra inteira

**Tabela 5** – Testes de Co-integração – 1982-1/1989-12

$H_0: \text{rank} = p$	Teste do máximo Autovalor <sup>1</sup>		Valor Crítico (95%)	Teste do Traço <sup>1</sup>		Valor Crítico (95%)
	Anos 80	Anos 90		Anos 80	Anos 90	
$P=0$	37,34*	31,59*	28,1	69,46*	65,85*	53,1
$P \leq 1$	20,27	19,38	22,0	32,13	34,26	34,9
$p \leq 2$	8,86	13,13	15,7	11,86	14,88	20,0
$p \leq 3$	3,00	1,55	9,2	3,00	1,55	9,2

<sup>1</sup> Um asterisco indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância

Entretanto, é necessária a realização dos testes de hipóteses sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$  para determinar quais preços efetivamente participam do equilíbrio de longo prazo e se há evidências de uma perfeita integração de mercados entre esses preços. A Tabela 6 mostra os resultados dos testes sobre os parâmetros  $\hat{\alpha}$ . Testando a significância dos parâmetros, na década de 80, apenas no caso do parâmetro  $\hat{\alpha}_{\text{Brasil}}$  não rejeitamos a hipótese nula. Isso significa que, na década de 80, os preços internos representados pela série CONAB não participam do equilíbrio de longo prazo com os demais preços. Este resultado deve-se provavelmente à grande intervenção governamental observada no período, que determinava trajetórias “descoladas” entre os preços nacionais e os preços externos da pluma, impedindo assim qualquer possibilidade de co-integração entre eles na década de 80. Na década de 90, não se pode rejeitar a hipótese nula de  $\hat{\alpha}_{\text{York}} = 0$

<sup>11</sup> Os resultados, omitidos aqui, podem ser obtidos através de requisição ao autor.

e rejeita-se as hipóteses  $\hat{\alpha}_{\text{Índice A}=0}$  e  $\hat{\alpha}_{\text{Índice B}=0}$ . Assim, a série Nova York não participa do equilíbrio de longo prazo com os demais preços, enquanto os Índices A e B participam. Quanto à série CONAB, o resultado é controverso. Se considerarmos o nível de significância como 5%, não se pode rejeitar a hipótese nula de que  $\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} = 0$ . Caso se considere o nível de significância como 10%, ou até mesmo 6%, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se pela participação da série CONAB no equilíbrio de longo prazo com os demais preços. Este resultado é fundamental, pois indica a mudança da posição do Brasil no cenário internacional. Na década de 80, como visto acima, o Brasil não participa do equilíbrio de longo prazo, indicando o fechamento do mercado brasileiro de algodão nesta década. Nos anos 90, ao contrário, o Brasil abre-se ao exterior de forma bastante acentuada e a trajetória interna dos preços aproxima-se dos preços internacionais. Dessa forma, parece razoável concluir pela rejeição da hipótese nula e testar em que grau o mercado brasileiro se integrou aos mercados internacionais.

**Tabela 6** – Testes sobre os Parâmetros  $\hat{\alpha}$  – 1982-1/1989-12

$H_0$	Valor crítico (5%)	Razão de Verossimilhança <sup>1</sup>	
		Década de 80	Década de 90
$\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} = 0$	3,84	3,49	3,70**
$\hat{\alpha}_{\text{York}} = 0$	3,84	15,52*	0,91
$\hat{\alpha}_{\text{Índice A}} = 0$	3,84	11,07*	9,89*
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = 0$	3,84	16,29*	8,78*

<sup>1</sup> Um asterisco indica rejeição a 5% de significância e dois asteriscos a 6%

Como na seção anterior, é necessário realizar novamente todo o Procedimento de Johansen excluindo a variável que se mostrou não-significante. No caso da década de 80, a série CONAB é excluída, enquanto na década de 90 tem-se a exclusão da série Nova York. Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor para o conjunto das três variáveis significativas indicam a presença de apenas um vetor de co-integração para as três séries de preços. Em relação aos testes de hipóteses, a tabela 7 apresenta os resultados:

**Tabela 7** – Testes sobre os Parâmetros  $\hat{\alpha}$  – 1982-1/1989-12 e 1990-1/2001-9

$H_0$	Razão de Verossimilhança <sup>1</sup>		Valor crítico (5%)
	Anos 80	Anos 90	
$\hat{\alpha}_{\text{Brasil}} = 0$	ausente	4,13*	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{York}} = 0$	20,54**	ausente	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice A}} = 0$	9,37**	11,81**	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = 0$	17,70**	14,70**	3,84
Constante = 0	11,54**	8,79**	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = - \hat{\alpha}_{\text{York}}$	1,35	ausente	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = - \hat{\alpha}_{\text{Índice A}}$	18,94**	10,15**	3,84
$\hat{\alpha}_{\text{Índice B}} = - \hat{\alpha}_{\text{Brasil}}$	ausente	12,19**	3,84

<sup>1</sup> Um asterisco indica rejeição a 5% de significância e dois asteriscos a 1%.

Para a década de 80, os resultados indicam que a hipótese nula é rejeitada para todos os parâmetros testados, inclusive para a constante. Os testes seguintes procuram determinar se é possível considerar a existência de uma perfeita integração de mercado entre os preços que participam da relação de co-integração na década de oitenta. Nota-se que a perfeita integração de mercado não pode ser rejeitada para as séries Nova York e Índice B. Isto confirma que, durante esta década, estes preços mantiveram-se perfeitamente conectados no longo prazo.

Para a década de 90, a hipótese nula é rejeitada em todos os testes, ou seja, todas as séries participam do equilíbrio de longo prazo e a constante também se mostra significativa. Os testes seguintes procuram identificar se há qualquer evidência de uma perfeita integração de mercado. Os resultados indicam que todas as hipóteses nulas são rejeitadas e assim não se pode considerar a existência de perfeita integração de mercado nesta década.

## 5 – Conclusão

Este estudo teve como objetivo analisar a interação entre preços internos e externos do algodão para determinar se a abertura comercial ocorrida na década de 90 representou efetivamente um aumento da influência dos preços externos sobre os preços internos da pluma no país. Além disso, este estudo procurou determinar até que ponto esta

integração entre mercados externo e interno pode ser considerada perfeita, ou seja, se uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo.

Para este fim, a metodologia escolhida foi a análise de co-integração, especificamente o Procedimento de Johansen. A análise de co-integração é recomendável quando são utilizadas variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão simples para estabelecer a relação entre as variáveis. Os resultados obtidos com a análise da amostra completa indicam que o mercado brasileiro e o norte-americano, representados pelos índices CONAB e Nova York, podem ser considerados integrados, ou seja, choques ocorridos em um mercado são transmitidos ao outro mercado no longo prazo. Testando o grau de integração entre estes mercados, concluímos que eles podem ser considerados perfeitamente integrados neste período, ou seja, a variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo. Este resultado é surpreendente, pois envolve um período considerável da década de 80 quando o mercado brasileiro de algodão era considerado bastante fechado e com grande intervenção governamental nos preços. Na década de 90, entretanto, não é de se admirar que os preços no país acompanhassem as oscilações do preço internacional, representado pelo índice de Nova York, pois a abertura comercial e o grande fluxo de importações impuseram uma trajetória similar entre os preços internos e externos.

De forma geral, a conclusão dos testes utilizando a amostra completa indicam uma perfeita integração entre os preços de algodão em pluma no Brasil e o preço internacional, representado pela série Nova York. Assim, a análise do desempenho da cultura de algodão neste período, assim como a trajetória dos preços internos, deve necessariamente incluir o papel do setor externo como variável fundamental na compreensão das crises e da recuperação desta cultura no cenário agrícola do país.

A grande discrepância entre as condições do mercado de algodão nas décadas de 80 e 90 estimulou uma análise individualizada destas décadas, com a divisão da amostra e a realização de novos testes de hipóteses. Os resultados referentes à década de 80 mostraram que o mercado brasileiro de algodão em pluma pode ser considerado como um mercado fechado neste período, pois os preços internos representa-

dos pelo índice CONAB não participam do equilíbrio de longo prazo com os demais preços. Este resultado deve-se à grande intervenção governamental no mercado de algodão observada no período, que impedia que grandes quedas ou aumentos de preços internacionais fossem incorporados aos preços internos. Além disso, as importações eram controladas e as tarifas eram bastante elevadas, o que impedia ações consistentes de arbitragem de preços. Dessa forma, os dados indicam uma independência entre os preços internos e os preços externos do algodão na década de 80.

Em relação à década de 90, os resultados indicam que o mercado brasileiro pode ser considerado integrado aos mercados internacionais. O que surpreende é a exclusão da série Nova York do equilíbrio de longo prazo, o que parece contradizer a conclusão obtida com a amostra completa. De qualquer forma, os preços internos representados pelo índice CONAB podem ser considerados integrados aos preços internacionais, agora representados pelos índices A e B. De forma geral, os resultados demonstram empiricamente a modificação ocorrida no mercado brasileiro de algodão na década de 90, demonstrando que este mercado é significativamente mais integrado às variáveis internacionais do que na década de 80.

As conclusões gerais deste estudo são de que a abertura e a desregulamentação do mercado de algodão ocorridos na década de 90 modificaram efetivamente a forma como são formados os preços do algodão no país. Atualmente, estes preços são diretamente influenciados pelas variáveis externas, especialmente a taxa de câmbio e os preços externos. Isto representa uma mudança no foco das políticas agrícolas relacionadas a este setor, pois estas variáveis devem ser consideradas na elaboração de qualquer programa direcionado ao cultivo do algodão.

## 6 - Referências Bibliográficas

AGUIAR, D.R.D.; BARROS, G.S.C. Causalidade e Assimetria na transmissão de preços de soja e derivados no Brasil nos anos 80. Estudos Econômicos, São Paulo, v.21, n° 1, p.89-103, jan.-abr. 1991.

COSTA, S.M.A.L; FERREIRA FILHO, J.B.S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão,

milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 38(2): 41-70, abr/jun. 2000.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, 74, 427-431, 1979.

---

Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49, 1057-1072, 1981

DICKEY, D.A.; PANTULA, S.G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business and Economic Statistics**, 5(4), October 1987

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York, John Wiley and sons, Inc., 1995.

ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica** 55, 251-76, 1987

FACKLER, P. L; GOODWIN, B. K. Spatial Price Analysis In RAUSSER, G.; GARDEN, B. (ed.) **Handbook of Agricultural Economics**, North-Holland Press, 2001

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

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. 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.

ROCHELLE, T. C. P. **Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil**. 2000. 163p. Tese de Doutorado, ESALQ/USP, Piracicaba.

*Recebido em fevereiro de 2003 e revisto em julho de 2003.*

