

# **INTER-RELAÇÕES DE PREÇOS DOS MERCADOS INTERNO E EXTERNO DE ALGODÃO EM PLUMA**

## ***PRICES' INTER-RELATIONS OF THE DOMESTIC AND INTERNATIONAL COTTON MARKETS***

### **LUCILIO ROGERIO APARECIDO ALVES**

Doutorando em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Pesquisador do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea).  
Av. Pádua Dias, 11, Caixa Postal 132, CEP: 13.400-970 - Piracicaba - SP - Brasil  
E-mail: lualves@esalq.usp.br

### **JOAQUIM BENTO DE SOUZA FERREIRA FILHO**

Professor Associado do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP).  
E-mail: jbsferre@esalq.usp.br

## **RESUMO**

O objetivo deste trabalho é analisar as inter-relações de preços entre os mercados interno e externo de algodão em pluma, com base em dados semanais do período de janeiro 1998 a fevereiro de 2005. Foram feitos testes para identificar o processo auto-regressivo da série, de estacionariedade da série e de co-integração. As hipóteses foram testadas através da metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR). Os resultados apontaram para relações de longo prazo entre os preços dos mercados interno e externo do algodão em pluma. A matriz de relações contemporâneas do modelo de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) mostrou que há influência das cotações do mercado futuro de Nova York (Nybot) sobre o Índice Cot A. Variações das cotações de mercado futuro, do Índice Cot A e da taxa de câmbio têm maiores impactos sobre os preços de mercado interno, com três a quatro semanas de defasagem. Em suma, os resultados mostraram que as cotações externas têm maior influência sobre as internas.

## **PALAVRAS-CHAVE**

Algodão em pluma; Inter-relação de preços; Vetor Auto-Regressivo

## **ABSTRACT**

The main goal of this study is to analyze the prices' inter-relations between the domestic and international cotton markets, considering weekly data from January 1998 to February 2005. The proposed model was implemented by making use of tests for unit root of Augmented Dickey-Fulley (ADF), co-integration of Johansen and the method of Vector Auto-Regression with Error Correction (VEC). Results point to long term relationships between prices in the domestic and international cotton markets. The contemporary inter-relations model showed that the futures prices of New York Board of Trade (Nybot) influence the Index Cot A. Changes of the future prices, the Index Cot A and the exchange rate have larger impacts on the domestic cotton prices, with three and four weeks of delay. In short, the results showed that the international prices influence more the domestic ones.

## **KEY-WORDS**

Cotton; Inter-relations of prices; Vector Auto-Regression

**JEL:** C22

## **1 INTRODUÇÃO**

O objetivo deste trabalho é, através da utilização de dados de periodicidade semanal, analisar as inter-relações de preços entre os mercados interno e externo de algodão em pluma, utilizando a metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR) com identificação pelo processo de Bernanke (1986). Busca-se

também determinar a intensidade e duração em que oscilações são transmitidas de um mercado para outro. Os dados são para o período de janeiro 1998 a fevereiro de 2005.

A cultura do algodão no Brasil perdeu área e produção em montantes reconhecidamente elevados até safras recentes (especificamente safra 1997/98), quando então passou a apresentar sinais de recuperação. O consumo apresentou-se em níveis superiores à produção até a safra 2000/01. Nessa época, a indústria abastecia-se do produto importado, geralmente mais barato que o nacional, pois era favorecido por linhas de financiamento de longo prazo e baixas taxas de juros, além de subsidiado na origem. A partir disso, mudanças significativas ocorreram na cotonicultura nacional, impactando de forma expressiva sua estrutura, que, por sua vez, passou por um processo de profundas modificações. Atualmente, a produção interna gera excedente de exportação considerável, diante de acréscimos expressivos na produção, e de consumo relativamente estabilizado por parte das indústrias têxteis situadas em território nacional. Isto possibilitou que o Brasil passasse a ter papel expressivo tanto em termos de produção como de exportação mundial de algodão.

Com esse processo, questiona-se sobre o acréscimo ou não das inter-relações entre os preços dos mercados interno e externo, pois aparentemente as cotações internas passaram a depender mais das oscilações de preços do mercado externo, e não somente das condições de oferta e demanda do mercado doméstico. Nesse sentido, além do Indicador de preços interno divulgado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), os agentes do mercado tomam como base a evolução dos preços internacionais, como os de futuros da Bolsa de Nova York (New York Board of Trade NYBOT) e do Índice Cotlook A, que é tido como um Índice de mercado físico de pronta entrega em nível mundial.

Contudo, pouco se conhece acerca do comportamento do mercado de algodão em pluma face às oscilações de seus preços nos mercados interno e externo em anos recentes. Diante desse contexto, a hipótese básica desse trabalho é de que há relação entre os preços domésticos e internacionais do algodão, que se tornou mais acentuada nos últimos anos, em função da maior inserção do Brasil nesse mercado. Mesmo assim, este trabalho considera que pode existir mais de um mecanismo de formação e transmissão de preços, os quais dependem dos fatores ligados à oferta e demanda do produto, sendo difícil eleger um deles por antecipação.

Como atualmente as informações sobre preços se transmitem com grande velocidade, para analisar a inter-relação dos mercados interno e externo de algodão em pluma os dados utilizados terão periodicidade semanal, não existindo na literatura estudos feitos para esta cultura, até então, utilizando dados com essa periodicidade. Ressalta-se que, caso ocorram fatores que estimulem alterações nos preços, esse é o período de tempo em que essas alterações se verificam.

Para atender os objetivos propostos, além dessa parte introdutória este trabalho consta de mais três seções. Na segunda são apresentados os procedimentos metodológicos e os dados utilizados. Na terceira seção, são discutidos os resultados obtidos e, na seção quatro, as considerações finais.

## 2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E DADOS

A metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR) foi proposta como alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. A metodologia VAR é uma abordagem bastante utilizada na análise de questões macroeconômicas, assim como em estudos relacionados à economia agrícola, podendo-se citar, nesse caso, Myers et al. (1990), Bacchi (1994), Burnquist et al. (1994), Aguiar (1994), Barros e Bittencourt (1997), Bacchi e Burnquist (1999), Bacchi e Alves (2004) e Alves e Bacchi (2004).

O uso da metodologia VAR permite a obtenção de elasticidades de impulso para  $k$  períodos à frente. Essas elasticidades de impulso possibilitam a avaliação do comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer<sup>1</sup>. A metodologia VAR possibilita a decomposição histórica da variância dos erros de previsão,  $k$  períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada variável componente do sistema, ou, de outra forma, trata da análise da importância de cada choque (em cada variável do modelo) ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão realizada no início do período considerado.

A metodologia VAR tem como uma limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. O modelo conhecido como VAR estrutural desenvolvido por Bernanke (1986) supera tal restrição e permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência (Hamilton, 1994). Dessa forma, um modelo teórico que conduza a hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis deve ser usado de forma a se obter identificação no modelo empírico<sup>2</sup>.

Um modelo VAR estrutural pode ser representado por

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

onde  $\mathbf{y}_t$  é um vetor com variáveis de interesse;  $\mathbf{B}_j$  são matrizes ( $n \times n$ ) para qualquer  $j$ , com  $\mathbf{B}_0$  sendo a matriz de relações contemporâneas e  $\mathbf{e}_t$  é um vetor  $n \times 1$  de choques ortogonais. Além de se considerar que os componentes de  $\mathbf{e}_t$  são

<sup>1</sup>A simulação baseada na função impulso-resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem manter a pressuposição de condições *ceteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

<sup>2</sup>Discussão de condições para a identificação de modelos é apresentada em Harvey (1990) e Hamilton (1994).

não correlacionados serialmente, adota-se a suposição de que eles não têm causa comum, tratando-os como mutuamente não correlacionados, de tal forma que  $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') = \mathbf{D}$ , sendo  $\mathbf{D}$  uma matriz diagonal.

A equação (1) pode ser escrita como:

$$\mathbf{B}(L)\mathbf{y}_t = \mathbf{e}_t \quad (2)$$

onde  $\mathbf{B}(L)$  é um polinômio em  $L$  ( $\mathbf{B}_0 + \mathbf{B}_1L + \mathbf{B}_1L^2 + \dots + \mathbf{B}_pL^p$ ) com  $L$  sendo o operador de defasagem tal que  $L^j y_t = y_{t-j}$  para  $j$  inteiro.

Para fins de estimação, pré multiplica-se (2) por  $\mathbf{B}_0^{-1}$  e obtém-se a forma reduzida:

$$\mathbf{A}(L)\mathbf{y}_t = \mathbf{u}_t \quad (3)$$

onde  $\mathbf{A}(L) = \mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{B}(L)$ ,  $\mathbf{A}_0 = \mathbf{I}_n$  e  $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{e}_t$ . Com o uso do procedimento de Bernanke (1986) pode-se estimar, através da maximização do logaritmo da função de verossimilhança, os coeficientes de  $\mathbf{B}_0$  e  $\mathbf{D}$ .

Se o processo é estacionário, a equação (3) pode ser escrita na forma de média móvel<sup>3</sup>:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{u}_t \quad (4)$$

onde  $\mathbf{C}(L)$ , que é estimado conhecendo-se  $\mathbf{A}(L)$ , é um polinômio de ordem infinita de matrizes  $\mathbf{C}_j$

Escrevendo a equação (4) em termos de  $\mathbf{e}_t$  tem-se

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{C}(L)\mathbf{B}_0^{-1}\mathbf{e}_t \quad (5)$$

Essa equação pode ser usada para analisar os efeitos dos choques e a decomposição da variância do erro de previsão, isto é, a importância de cada variável em termos da capacidade de explicar a variância dos erros das demais. O modelo, conforme descrito, requer o uso de séries estacionárias ou séries que se tornam estacionárias após a diferenciação. Para testar a estacionariedade das séries, se utilizou o teste de Dickey-Fuller. Se as séries são integradas de mesma ordem e co-integradas, um termo de correção de erro deve ser incluído no modelo, sem o que ocorre erro de especificação.

Diversos estudos tratam de estabelecer procedimentos para verificar a ordem de integração de uma série temporal. Dentre os procedimentos existentes, os de Fuller (1976), complementados pelos de Dickey e Fuller (1979 e 1981), têm sido bastante utilizados. Pressupondo que a série é gerada por um processo auto-regressivo de ordem  $p$  [AR( $p$ )], o seguinte modelo pode ser utilizado para testar raiz unitária:

<sup>3</sup>Condição de estacionariedade é discutida em Lütkepohl (1991).

$$\Delta x_t = \alpha + \beta T + \eta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (6)$$

sendo  $\eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$ ;  $\theta_i = -\sum_{j=i+1}^p \rho_j$ ;  $e, T =$  tendência determinista do modelo.

Utilizando o procedimento proposto por Enders (1995), os testes consistem na utilização das estatísticas  $\tau_{\beta\tau}$  e  $\tau_{\alpha\mu}$  que avaliam a significância dos coeficientes da variável tendência ( $\beta$ ) do modelo que inclui essa variável e da constante no modelo no qual a tendência é excluída. São utilizadas as estatísticas  $\tau_\tau, \tau_\mu$  e  $\tau_\eta$ , as quais correspondem aos coeficientes da variável defasada ( $\eta$ ) do modelo com constante e tendência, apenas constante e sem constante e tendência, respectivamente. O teste é repetido, quando necessário, fazendo-se diferenças sucessivas da série. O número de raiz unitária (ordem de integração) é dado pelo número de vezes que a série deve ser diferenciada para se tornar estacionária.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, um próximo passo seria testar a existência de co-integração entre elas (existência de relação de longo prazo entre as variáveis). A metodologia indicada para modelos com mais de duas variáveis explicativas ou para aqueles nos quais existe endogeneidade dos regressores é a proposta por Johansen (1988). No caso das variáveis serem integradas e co-integradas, termo(s) de correção de erro deve(m) ser utilizado(s) no modelo ajustado com as séries nas diferenças<sup>4</sup>.

O procedimento de Johansen baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo VAR( $p$ ).

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \mu + \phi \mathbf{d}_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde  $\mathbf{y}_t$  é um vetor com  $k$  variáveis,  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_s') = 0$  para qualquer  $t$  diferente de  $s$  e  $\mathbf{d}_t$  é um vetor de variáveis binárias para captar a variação estacional

Considerando que  $r$  seja o posto da matriz  $\Pi$ , então  $\Pi$  tem  $r$  autovalores diferentes de zero. Três situações podem ocorrer: se  $r = k$  então  $\mathbf{y}_t$  é estacionário; se  $r = 0$  então  $\Delta \mathbf{y}_t$  é estacionário; finalmente, se  $0 < r < n$  existem matrizes de dimensão  $k \times r$  tais que  $\Pi = \alpha \beta'$  e o vetor  $\beta' \mathbf{y}_t$  é estacionário, havendo, portanto,  $r$  vetores de co-integração (as  $r$  colunas de  $\beta$ ). Johansen e Juselius (1990) mostraram como se pode tomar decisão sobre o valor de  $r$  com base nas séries temporais observadas. Esses autores apresentaram dois testes, bem como seus valores críticos, para identificar o número de vetores de co-integração: teste do traço e do  $\lambda_{\max}$ . Os critérios AIC (AKAIKE Information Criterion) e SC (SCHWARZ Criterion), num contexto multi-equacional, são utilizados para a determinação do valor de  $p$ .

<sup>4</sup>Ver para maiores detalhes Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990).

## 2.1 Dados

Os dados de preços do mercado externo, utilizados neste trabalho, correspondem ao fechamento diário do primeiro vencimento do contrato futuro da Bolsa de Nova York (New York Board of Trade NYBOT, 2005), denominado Cotton n.º.2, e ao Índice Cotlook A (United State Department of Agriculture USDA, 2005). Para o mercado interno, os dados correspondem ao Indicador de preços do algodão em pluma elaborado e divulgado pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2005). Os dados de mercado externo foram utilizados em dólar, enquanto o de mercado interno, em Reais, deflacionados pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas. Também se utilizou a taxa nominal do dólar comercial para venda, disponibilizado pelo Banco Central do Brasil (2005). Os dados utilizados têm frequência semanal e foram transformados em logaritmos para o ajustamento do modelo. Os testes foram realizados com o *software* Regression Analysis of Time Series (RATS).

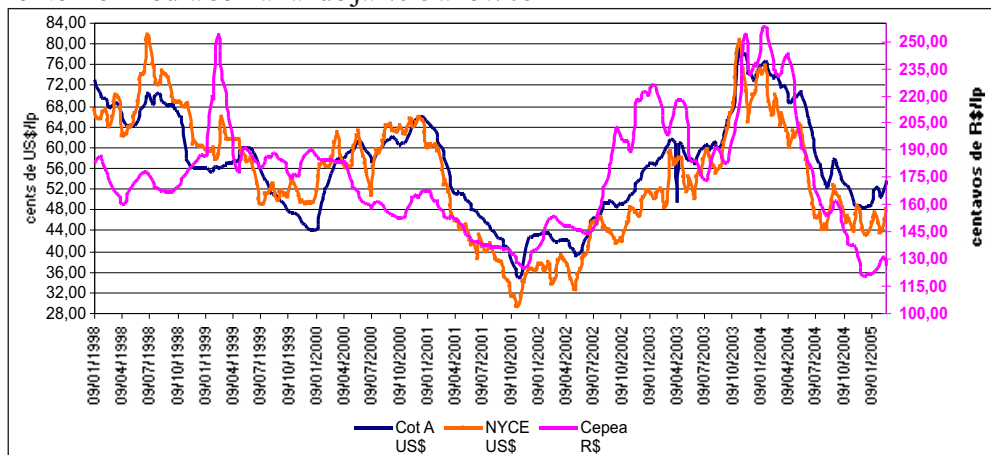
## 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente se apresenta a evolução dos dados utilizados neste trabalho. Em termos gerais, observa-se a expressiva relação entre os preços do Cot A e do mercado futuro da NYBOT em todo o período, onde ambos tiveram o menor preço em out/01 e o maior em nov/03 (Figura 1). Os expressivos acréscimos na produção, maiores que no consumo nas duas últimas safras mundiais, tiveram impactos negativos nos preços, que estavam com tendência crescente até início de 2004, decrescendo expressivamente a partir daquela data.

No caso do mercado interno, há maior descolamento das cotações, comparativamente às do mercado externo, principalmente até o ano de 2001, quando as cotações apresentavam-se decrescentes. A partir daquela data os preços começaram a oscilar no mesmo sentido, estando mais próximos entre si. Da mesma forma que as cotações externas, os preços do mercado interno tiveram acréscimos até início de 2004 e decréscimos nos períodos seguintes. Os acréscimos de preços ocorreram no período em que a produção interna estava crescendo, mas o acesso ao mercado externo começou a se intensificar, conforme visto na Figura 1.

A evolução da série taxa de câmbio é apresentada na Figura 2, onde se observa que a mesma apresenta dois momentos, em que se pode chamar de quebra estrutural. Um é em janeiro de 1999, devido à mudança no sistema de taxa cambial do país (de taxa de câmbio fixa para flutuante), e outro em outubro de 2002, devido à instabilidade econômica causada pelas incertezas políticas em função da eleição presidencial, que causou crise no balanço de pagamentos.

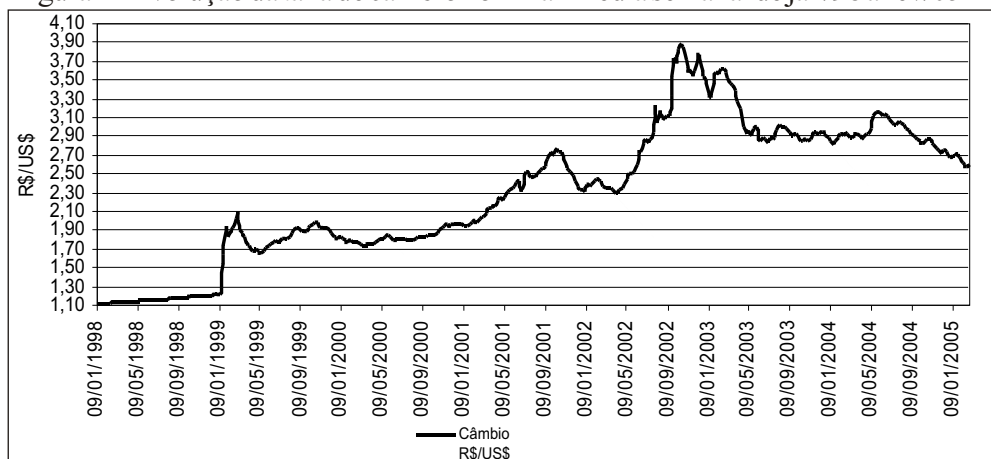
Figura 1 - Evolução das cotações do algodão em pluma dos mercados interno e externo média semanal de jan/98 a fev/05



Fonte: Cepea (2005), NYBOT (2005) e USDA (2005)

Obs.: as cotações externas estão em valores nominais, em dólar, e do mercado interno, em Reais, deflacionados pelo IGP-DI, base fev/05 = 1,00.

Figura 2 - Evolução da taxa de câmbio nominal média semanal de jan/98 a fev/05



Fonte: Banco Central do Brasil (2005)

### 3.1 Testes de raiz unitária e de co-integração

Para determinar a ordem do processo auto-regressivo a ser adotado nos testes de raiz unitária, foram utilizados os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), assim como a análise visual das autocorrelações parciais de cada série (Anexo). Os resultados dos testes mostraram diferentes ordens do processo auto-regressivo (AR) em cada série. Nestes casos, optou-se por iniciar a análise considerando a maior ordem do processo AR. O modelo melhor



especificado é apresentado na Tabela 1, com a série Cepea tendo um AR(5) e as demais séries um AR(1).

Após a identificação da ordem do processo auto-regressivo das séries realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar se a série é estacionária em nível ou nas diferenças. Adotou-se o procedimento seqüencial proposto por Enders (1995) para identificar o modelo específico a ser considerado. Além desse procedimento, a análise gráfica das autocorrelações de cada série sugere que todas não são estacionárias em nível (Anexo). Este resultado foi comprovado pelos testes de ADF (Tabela 1), onde indicam que todas as variáveis são integradas de ordem um  $[I(1)]$  e na especificação do modelo VAR devem ser consideradas nas diferenças de primeira ordem. Todas as equações apresentam a constante e o coeficiente da variável representando a tendência não significativos, de forma que o modelo indicado para o teste é aquele no qual esses termos são omitidos, conforme recomenda Enders (1995). Vale ressaltar que como a série referente à taxa de câmbio apresenta duas quebras estruturais, efetuou-se o teste de raiz unitária proposto por Franses e Haldrup (1993, 1994).

Nos resultados dos testes de co-integração, o número de defasagem utilizado (duas) foi definido de acordo com os critérios de AIC e SC para uma versão multiequacional (Tabela 2). Os testes do máximo autovalor ( $\lambda_{\max}$ ) e do traço ( $\lambda_{\text{tracc}}$ ) indicaram que há um vetor de co-integração. Desta forma, os resultados mostram que há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O modelo a ser ajustado deve, portanto, ser um modelo de Auto-Regressão Vetorial com *Correção de Erro* (VEC). Vale ressaltar que, numa abordagem intuitiva, o conceito de co-integração significa que variáveis não estacionárias podem ter caminho temporal ligados de forma que no longo prazo apresentem relação de equilíbrio.

Tabela 1 - Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller para as séries de preços do algodão em pluma no mercado interno (Cepea), do mercado futuro (NYBOT), do mercado físico mundial (CotA) e da taxa de câmbio (tx)

Variáveis	Valor de $p-1$	Modelo 1*					Modelo 2**
		$\tau_{\alpha}$	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\alpha\mu}$	$\tau$	$\tau$
Cepea	5	-1,526	-0,851	-1,551	1,534	-0,560	-7,757 <sup>#</sup>
Cot A	1	-1,755	0,590	-1,808	1,782	-0,635	-17,332 <sup>#</sup>
NYBOT	1	-2,146	-0,457	-2,113	2,092	-0,442	-14,703 <sup>#</sup>
Tx***	1	-1,315	0,489	-1,975	2,367	0,500	3,063 <sup>#</sup>

Fonte: Dados da pesquisa

Significativo ao nível de 1% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)].

\* Modelo 1 =  $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$ , nas versões com constante e tendência, sem tendência e sem tendência e constante.

\*\* Modelo 2 =  $\Delta \Delta x_t = \gamma \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \lambda_i \Delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$ , definido após constatado a não existência de termos deterministas.

\*\*\* Ajustado com duas quebras estruturais (janeiro de 1999 e outubro de 2002).

Obs.: não houve presença de autocorrelação serial, conforme o teste de  $Q$  de Lung Box.

Tabela 2 - Resultados dos testes de co-integração de Johansen entre as séries de preços do algodão em pluma no mercado interno, do mercado futuro, do mercado físico mundial e da taxa de câmbio

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\text{trace}}$
$r \leq 3$	$r = 4$	3.77	3.77
$r \leq 2$	$r = 3$	4.96	8.73
$r \leq 1$	$r = 2$	8.30	17.03
$r \leq 0$	$r = 1$	54.45*	71.48*

Fonte: Dados da pesquisa

\* Significativo a 1% [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992) Tabela 1\*]. Modelo com constante restrita, ajustado com duas defasagens

### 3.2 Modelos de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC) com identificação pelo processo de Bernanke

Apesar da possível inter-relação entre os preços dos mercados interno e externo de algodão em pluma, optou-se por testar que há influência contemporânea somente do preço do mercado futuro da NYBOT<sup>5</sup> sobre o índice Cot A. As influências desses preços e da taxa de câmbio sobre o indicador Cepea devem ocorrer somente após a primeira semana. Este é o período que os agentes precisam para mudar a direção de suas vendas e/ou compras (do mercado interno para o externo, e vice-versa) e a maior ou menor oferta e/ou demanda no mercado interno causar impacto nos preços de negociação no Brasil. A matriz estimada de coeficientes de relações contemporânea fundamentada nesta hipótese (Tabela 3) indica que o sinal do coeficiente está de acordo com o esperado (este deve ser analisado ao contrário do apresentado). Esse resultado mostra que um aumento de 1% no valor de fechamento do contrato futuro da NYBOT (primeiro vencimento) causa um aumento de 0,25% no valor do Cot A.

Tabela 3 - Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas, considerando o efeito do preço do mercado futuro da NYBOT sobre o Cot A

Influência:		Coeficiente Estimado	Desvio padrão
Do	Sobre o		
NYBOT	Cot A	-0,2460	0,0339

Fonte: Dados da pesquisa

<sup>5</sup>Para fins deste trabalho, a sigla NYBOT é igual à NYCE.

A metodologia VAR permite avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais pela decomposição da variância dos erros de previsão. Na decomposição da variância do erro de previsão da NYBOT (Tabela 4) observa-se que praticamente a totalidade das variações é explicada pela própria variável. Isto já era esperado, pois as oscilações de contratos de mercado futuro são causadas por fatores diversos, que dificilmente seriam captados na totalidade pelas séries utilizadas neste trabalho. Além disso, suas oscilações dependem fortemente das condições de oferta e demanda da pluma no mercado dos Estados Unidos.

No entanto, os resultados da Tabela 5 mostram que os valores da NYBOT explicam, em média, 3,6% das variações no preço brasileiro, sendo que a partir da quinta semana ele passa a explicar mais de 4% das variações desse preço. O valor do Cot A explica, em média, 0,9% do valor do indicador Cepea, mas a partir da sexta semana esse valor apresenta ligeira alteração, para praticamente 1%. Vale ressaltar que mesmo após 6 semanas, 94% das variações dos preços no Brasil é dado pelos seus valores passados.

Tabela 4 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o preço do algodão em pluma no mercado futuro (NYBOT)

Semanas	Desvio-padrão	Decomposição da variância devida a choques em (%)			
		NYBOT	Tx	Cepea	Cot A
1	0,031	100,000	0,000	0,000	0,000
2	0,031	99,872	0,000	0,064	0,064
3	0,032	99,733	0,044	0,140	0,083
4	0,032	99,712	0,050	0,154	0,083
5	0,032	99,710	0,052	0,154	0,083
6	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
7	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
8	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
9	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
10	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
11	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084
12	0,032	99,708	0,054	0,154	0,084

Fonte: Dados da pesquisa

Tabela 5 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o preço do algodão em pluma no Brasil (Cepea)

Semanas	Desvio-padrão	Decomposição da variância devida a choques em (%)			
		NYBOT	Tx	Cepea	Cot A
1	0,017	0,000	0,000	100,000	0,000
2	0,020	0,457	0,356	98,898	0,289
3	0,021	2,524	0,520	96,234	0,723
4	0,021	3,804	0,860	94,420	0,916
5	0,021	4,028	0,977	94,022	0,973
6	0,022	4,041	0,995	93,978	0,986
7	0,022	4,045	0,997	93,969	0,990
8	0,022	4,049	0,998	93,962	0,991
9	0,022	4,051	0,998	93,959	0,991
10	0,022	4,052	0,998	93,959	0,991
11	0,022	4,052	0,998	93,958	0,991
12	0,022	4,052	0,998	93,958	0,991

Fonte: Dados da pesquisa

Na Tabela 6, tem-se a maior dependência dos valores do Cot A em relação aos fechamentos da NYBOT, que a partir da terceira semana passa a explicar mais de 22% de suas oscilações. A participação do indicador Cepea sobre os valores do Cot A é pequena.

Apesar da análise gráfica e dos testes apontarem para uma inter-relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, a decomposição histórica da variância do erro aparentemente amenizou este fato, mas se observou uma maior influência do preço do algodão em pluma no mercado externo sobre o interno do que o contrário. A fraca dependência entre as séries pode estar relacionada ao período de dados utilizados neste trabalho, que compreende os anos de 1998 e 1999, no qual as exportações brasileiras representaram aproximadamente 0,75% da produção nacional e passaram para 4,1% no ano de 2000. Somente a partir do segundo semestre de 2001 que as exportações começaram a apresentar um crescimento mais expressivo, cujo acumulado representou 15,7% da produção daquele ano. No ano de 2002 a produção teve decréscimo, diminuindo o excedente interno e prejudicando as exportações, que também diminuíram. Nos anos seguintes as exportações ganharam força, representando 20,7% da produção em 2003 e, 25,3%, em 2004. Com isso, o Brasil passou a ser o quarto maior exportador mundial (USDA, 2005). Vale ressaltar que desde 1998 as importações foram decrescentes, deixando de representar 42,7% do consumo doméstico daquele ano, passando para 11,3% em 2004 (Companhia Nacional de Abastecimento CONAB, 2005).

Tabela 6 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o preço do algodão em pluma representado pelo Cot A

Semanas	Desvio-padrão	Decomposição da variância devida a choques em (%)			
		NYBOT	Tx	Cepea	Cot A
1	0,022	12,445	0,000	0,000	87,555
2	0,023	20,588	0,012	0,019	79,381
3	0,023	22,237	0,030	0,066	77,668
4	0,023	22,269	0,037	0,108	77,586
5	0,023	22,266	0,039	0,119	77,576
6	0,023	22,272	0,039	0,121	77,568
7	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562
8	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562
9	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562
10	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562
11	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562
12	0,023	22,277	0,040	0,121	77,562

Fonte: Dados da pesquisa

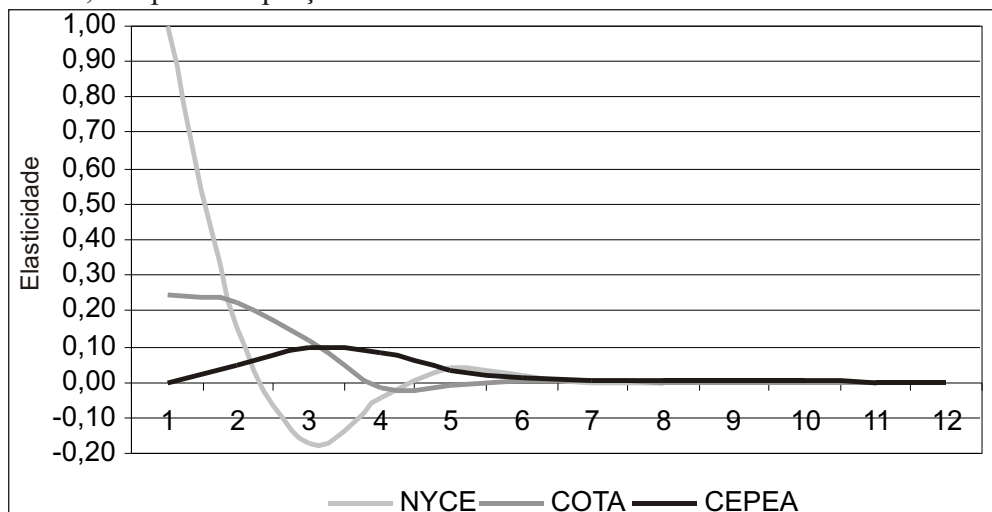
Em seguida, analisa-se o impacto que um choque em cada variável causa sobre si mesma e nas demais variáveis do modelo nos períodos seguintes ao choque. Os dados mostram que um choque no preço médio semanal da NYBOT (Figura 3) causa um aumento no preço médio do Cot A no primeiro período, que permanece no segundo período, decrescendo a partir de então.

Sobre o Cepea, esse choque apresenta os maiores impactos no terceiro e quarto períodos, diminuindo em seguida. Apesar dos impactos chegarem próximo ao valor zero a partir da quinta e sexta semanas, no acumulado de doze meses o choque de 1% na NYBOT resulta em variações positivas 0,58% no Cot A e de 0,28% na série Cepea.

Um choque no Cot A apresentou maior impacto sobre o Cepea do que sobre a NYBOT. Enquanto o impacto sobre a NYBOT ocorre somente na segunda e terceira semanas, sobre o Cepea o mesmo permanece positivo até sétima semana (Figura 4). Assim, o Cepea absorve mais os impactos do Cot A, comparativamente a NYBOT, que no acumulado do período é de 0,23% e 0,07%, respectivamente, para cada choque de 1% sobre o Cot A. Este resultado faz sentido, uma vez que ambos os indicadores Cepea e Cot A são de mercado físico, para pagamento à vista e entrega imediata, em geral variando com base nos mesmos parâmetros.

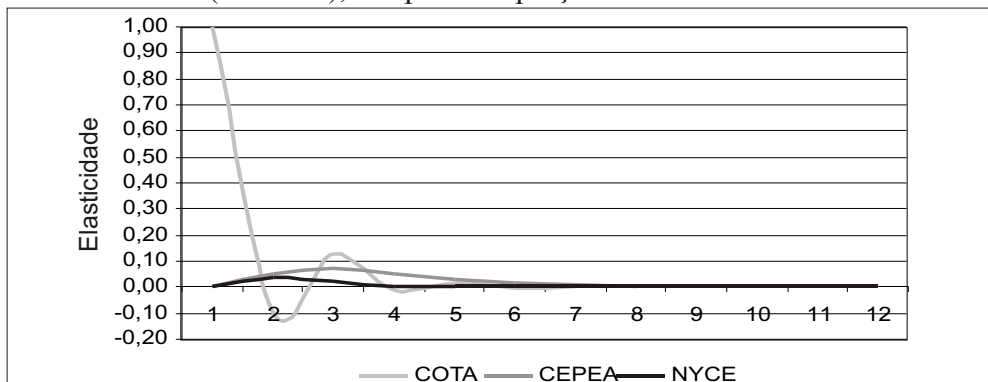
Na Figura 5, referente aos impactos nas variáveis devido a choque no Cepea, observa-se que os preços respondem positivamente com dois períodos de defasagens. Mais especificamente, os impacto sobre os preços do algodão na NYBOT só ocorrem entre a segunda e a quarta semana. Sobre o Cot A, o impacto permanece até a quinta semana. No acumulado do período, os impactos são ligeiramente maiores na NYBOT do que no Cot A, com 0,13% e 0,10%, respectivamente, quando o Cepea varia 1%.

Figura 3 - Função de resposta dos preços do algodão no Brasil (Cepea) e do Cot A, a impulso no preço futuro da NYBOT



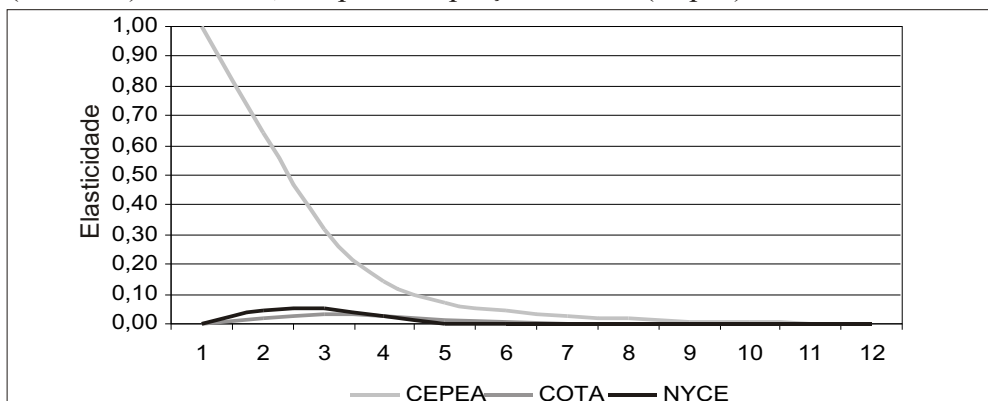
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 4 - Função de resposta dos preços do algodão no Brasil (Cepea) e do mercado futuro (NYBOT), a impulso no preço do Cot A



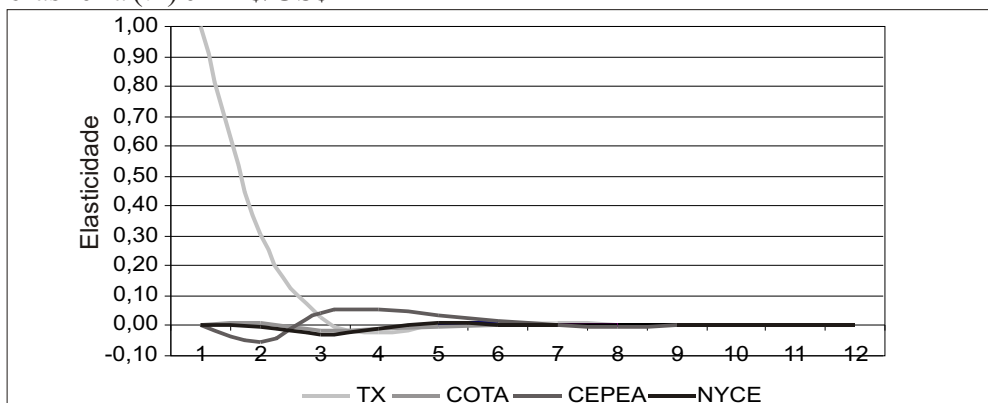
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 5 - Função de resposta dos preços do algodão no mercado futuro (NYBOT) e do Cot A, a impulso no preço do Brasil (Cepea)



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 6 - Função de resposta dos preços do algodão no mercado futuro (NYBOT), do Cot A e do Brasil (Cepea), a impulso na taxa de câmbio brasileira (tx) em R\$/US\$



Fonte: Dados da pesquisa

Se houver uma desvalorização do real frente ao dólar, observa-se um pequeno impacto sobre os preços de mercado externo, mas resultados positivos sobre os preços do mercado interno entre a terceira e a sétima semanas após o choque, indicando que a desvalorização poderá fazer com que mais algodão em pluma sejam exportados pelo Brasil, o qual terá impactos positivos sobre os preços de mercado interno (Figura 6). A possibilidade de acréscimo nas exportações, favorecida por uma desvalorização de 1%, causa impacto acumulado sobre os preços do Cepea de aproximadamente 0,10%.

## 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em termos gerais, os resultados mostraram que há relações de longo prazo entre os preços dos mercados interno e externo de algodão em pluma, como apontado pelo teste de co-integração. Este resultado é justificado pelo acréscimo expressivo da produção brasileira, assim como do maior acesso ao mercado externo, através das exportações em anos recentes.

Ao testar a hipótese da influência das variações dos primeiros vencimentos da NYBOT sobre o Cot A na matriz de relações contemporâneas do modelo VEC, obteve-se o coeficiente significativo e expressivo, conforme o esperado. Pelas decomposições das variâncias dos erros, observou-se que praticamente a totalidade das variações da NYBOT é explicada por ela mesma. Esta variável é a que mais influencia as variações do preço brasileiro e do Cot A, mas com maior pressão sobre os preços da segunda variável. A decomposição da variância dos preços do Cepea mostrou uma pequena importância das variáveis de mercado externo em explicar suas variações.

Pela função de impulso-resposta, os resultados mostraram que o Cot A responde rapidamente à variação na NYBOT, e que no Brasil a resposta ocorre com maior intensidade somente após a terceira semana. Entre o Cot A e o Cepea, observou-se que o primeiro tem maior impacto sobre o segundo, assim como permanece por mais tempo.

A taxa de câmbio mostrou impactos importantes sobre o preço de mercado interno, principalmente após a terceira semana. Este resultado pode estar sinalizando que a desvalorização cambial favorece as vendas ao mercado externo, reduzindo a oferta no mercado interno e em seguida há recuperação das cotações neste mercado. Entretanto, vale ressaltar a permanência do choque do Cepea sobre si mesmo, cujo valor é expressivo até a quinta semana. Isto indica que há maior rigidez nos preços internos, a partir do momento, por exemplo, de alteração de tendência, ou seja, caso as cotações comecem a subir, não há inversão para queda nas primeiras semanas.

Em termos gerais, os testes efetuados afirmaram a relação de longo prazo entre os preços considerados neste trabalho. Contudo, as análises de mais curto prazo, como a decomposição da variância do erro e a função de impulso resposta, não indicaram uma forte dependência das cotações interna e externa.

Alguns fatores podem justificar estes resultados.

Inicialmente, destaca-se o fato de que as cotações internas oscilam num intervalo determinado pelo preço de exportação (Free on Board FOB) e de importação (Cost, Insurance and Freight CIF). O limite superior de oscilação dos preços internos é dado pelo preço CIF, uma vez que preços acima deste valor no mercado interno farão com que os compradores negociem no mercado externo. Já o preço FOB, que é o valor recebido pelos exportadores, determina o limite inferior dos preços internos. Se o preço interno estiver abaixo deste valor, vendedores terão incentivo para destinar seu produto para o mercado externo.

Contudo, se os preços internos não estiverem relativamente próximos a esses limites, variações das cotações externas podem não ter impacto no curto prazo sobre estes preços. Isto também pode ocorrer quanto maior for a diferença entre os limites inferiores e superiores, dados pelos preços CIF e FOB, respectivamente. Da mesma forma, se os limites sofrerem um choque conjunto e se deslocarem paralelamente, na mesma proporção, dependendo dos patamares de preços interno estes podem não reagir às cotações externas. Estes parecem ser os principais fatores que justificam a pouca expressividade determinada nas relações de curto prazo neste trabalho, mas estes resultados precisam ser melhor analisados.

Outro ponto que merece destaque é o fato de que, apesar da produção brasileira ter apresentado um crescimento expressivo no período sob análise, as dificuldades de acesso ao mercado externo, via exportação e/ou importação, não permitiam a transmissão imediata e direta de preços entre os mercados em alguns períodos. Neste caso, citam-se, entre outros fatores, as dificuldades de crédito externo, para importação, e de contêineres, para exportação.

Desta forma, os resultados apresentados e as discussões acima ressaltam que apenas observações diárias das oscilações e dos patamares de preços dos mercados interno e externo podem não ser suficientes para uma tomada de decisão correta por parte dos agentes, em relação às vendas nos mercados interno e externo, assim como do período de efetivação e cumprimento de contratos, necessitando da análise de outros fatores micro e macroeconômicos, como condições de oferta e demanda nos mercados interno e externo, e custos de comercialização. Mesmo assim, é necessário o conhecimento dos intervalos nos quais os preços internos podem e/ou estão oscilando. Desta forma, o acompanhamento da paridade de exportação (que diz quanto se pode receber caso se efetue a exportação) parece ser um bom indicador.

E, finalmente, os resultados sugerem que a evolução de curto prazo dos preços domésticos em relação aos externos podem estar sendo muito influenciados pelas condições domésticas de comercialização. De fato, novos estudos que buscam levar em consideração explicitamente o papel dos custos de comercialização domésticos no processo já estão sendo conduzidos. Além disso, parece haver ainda a necessidade de se estudar as relações dos preços dos mercados interno e externo num período ainda mais recente, englobando apenas os anos em que o Brasil se consolidou como exportador líquido de pluma de algodão, ou seja, após o segundo semestre de 2001.



## REFERÊNCIAS

AGUIAR, D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e feijão no Estado de São Paulo**: análise dinâmica e testes de modelos alternativos. 1994. Tese (Doutorado) Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 9-33, 2004.

BACCHI, M. R. P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. 1994. 172 f. Tese (Doutorado) Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

BACCHI, M. R. P.; ALVES, L. R. A. Formação de preço do açúcar cristal empacotado ao varejo da região Centro-sul do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 52, n. 1, p. 5-22, 2004.

BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Transmissão de preços entre os segmentos produtivos da pecuária de corte brasileira. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., 1999, Foz de Iguaçu. **Anais...** Brasília, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Câmbio e capitais estrangeiros**. Taxas de câmbio. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?TXCAMBIO>>. Acesso em: abr. 2005.

BARROS, G. S. A. de C.; BITTENCOURT, M. V. L. Formação de preços sob oligopsonia: o mercado de frango em São Paulo. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 51, n. 2, p. 181-199, 1997.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.

BURNQUIST, H. L. (coord). BACCHI, M. R. P.; FIGUEIREDO, N. M. S. de; VIEIRA, W. da C. Liberalização comercial: um fator de desenvolvimento do setor agrícola brasileiro. **Estudos de Política Agrícola**, n. 14, mar. 1994. 216 p.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA  
CEPEA. **Indicadores de preços**. Algodão. Disponível em:  
<<http://www.cepea.esalq.usp.br/indicador/algodao>>. Acesso em: abr. 2005.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB).  
**Indicadores Agropecuários**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>.  
Acesso em: abr. 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-  
regressive time series with a unit root. **Jornal of the American Statistical  
Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, Jun. 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive  
time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072,  
Jul. 1981.

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

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. **The effects of additive outliers on tests for  
unit roots and cointegration**. Florence: European University Institute, 24 p.  
1993 (EUI Working Paper ECO, n.93/16).

FRANSES, P. H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for  
unit roots and cointegration. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.  
12, p. 471-480, 1994.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John  
Willer, 1976.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princenton University Press.  
Princenton: New Jersey. 1994.

HARVEY, A. The econometric analysis of time series. MIT Press. Cambridge,  
Massachusetts. 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of  
Economic Dynamics and Control**, v. 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, p. 169-219, 1990.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Springer-Verlag. Berlin. 1991.

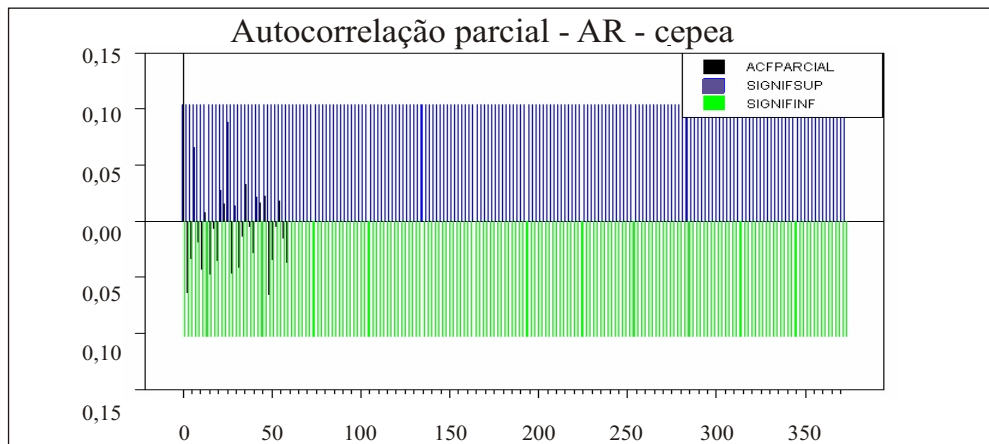
MYERS, R. J.; PIGGOTT, R. R.; TOMEK, W. G. Estimating sources of fluctuations in the australian wool market: an application of VAR methods. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 34, p. 242-262, 1990.

NEW YORK BOARD OF TRADE NYBOT. **Cotton**. Futures. Disponível em: <<http://www.nybot.com>>. Acesso em: abr. 2005.

UNITED DEPARTMENT OF AGRICULTURE USDA. **Foreign agriculture service**. Commodities and products. Cotton. World markets and trade publications. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/cots/cotton.asp>>. Acesso em: abr. 2005.

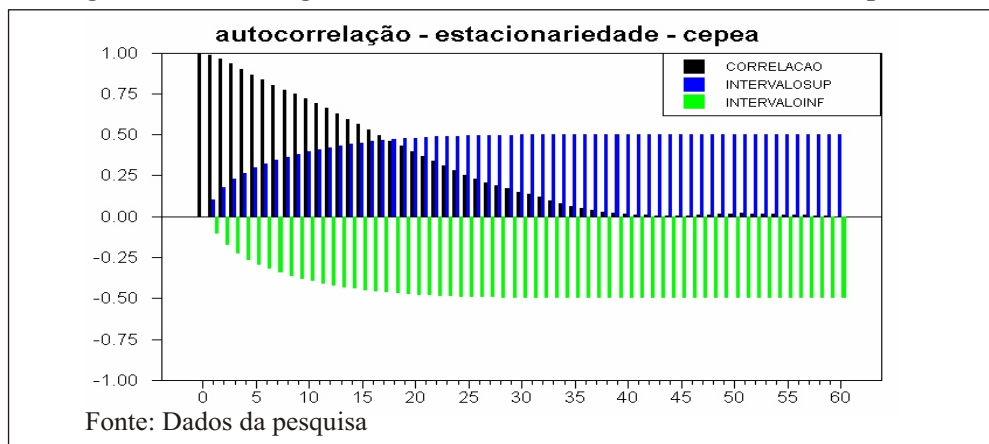
## ANEXO

Figura 7 - Análise gráfica da função autocorrelação parcial da série Cepea



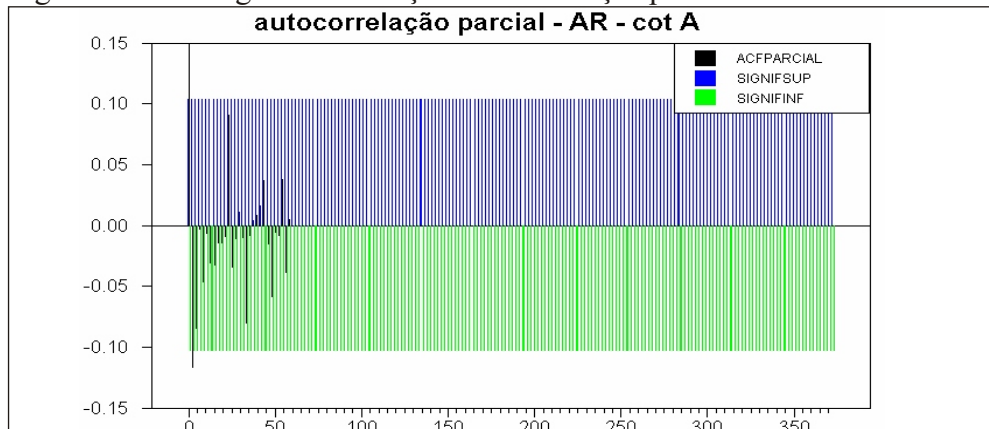
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 8 - Análise gráfica da função autocorrelação da série Cepea



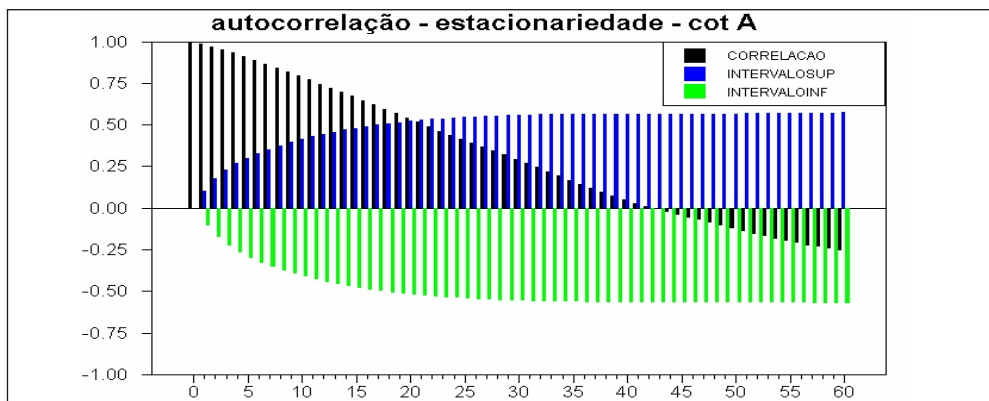
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 9 - Análise gráfica da função autocorrelação parcial da série Cot A



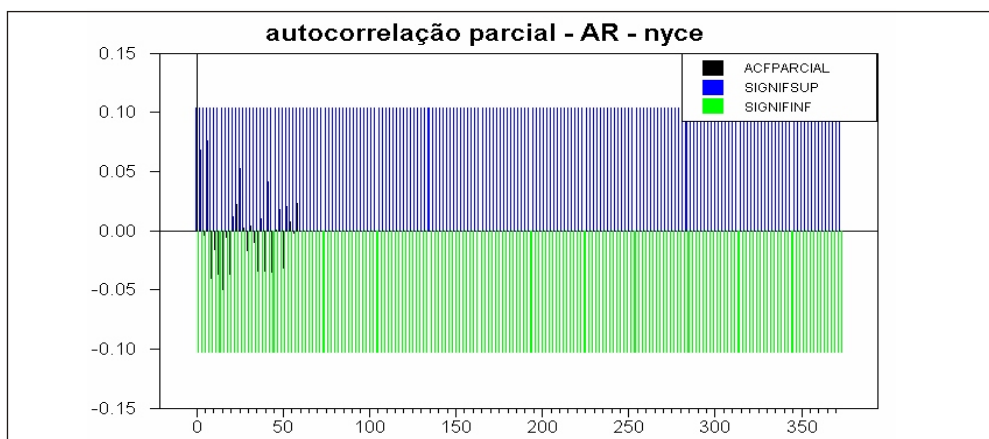
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 10 - Análise gráfica da função autocorrelação da série Cot A



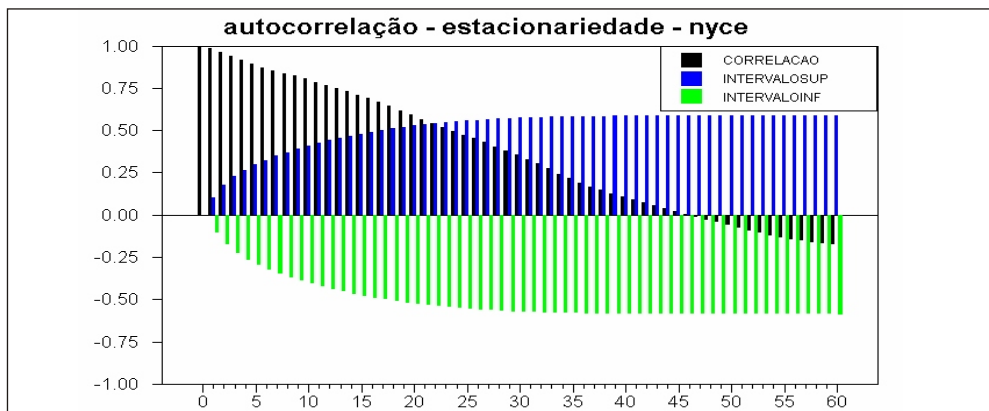
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 11 - Análise gráfica da função autocorrelação parcial da série NYBOT



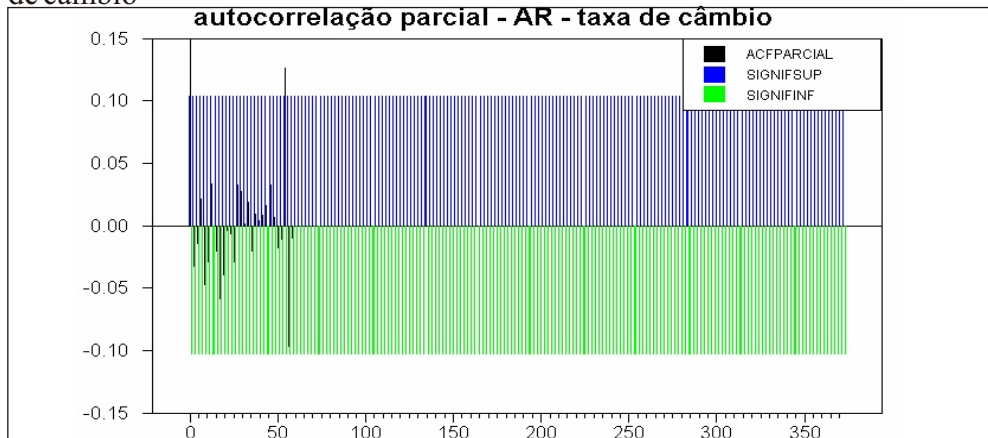
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 12 - Análise gráfica da função autocorrelação da série NYBOT



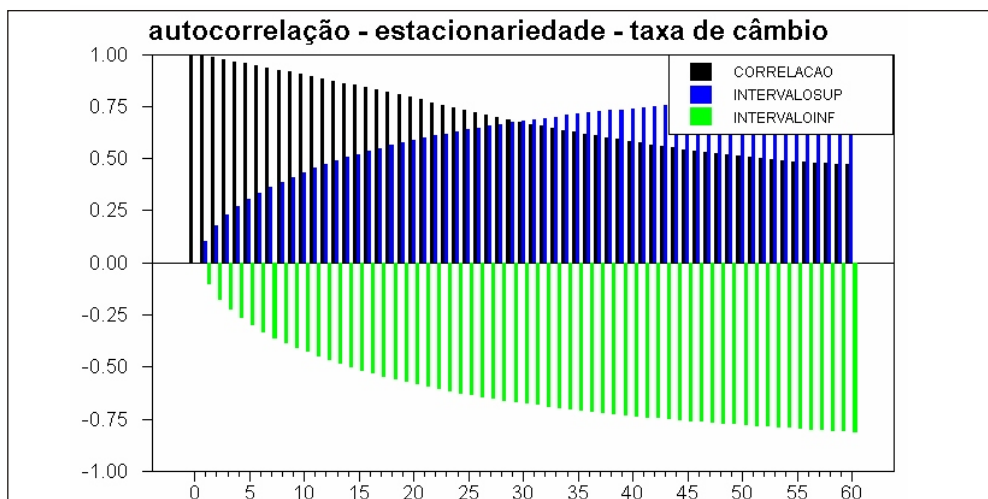
Fonte: Dados da pesquisa

Figura 13 - Análise gráfica da função autocorrelação parcial da série taxa de câmbio



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 14 - Análise gráfica da função autocorrelação da série taxa de câmbio



Fonte: Dados da pesquisa