

# Análise sobre eficiência em mercados futuros: uma comparação entre os contratos de algodão em pluma da BM&F e da NYBOT\*

Fabiana Salgueiro Perobelli<sup>§</sup>  
Pedro de Carvalho Mello<sup>□</sup>

## RESUMO

A cotonicultura, sempre importante para a economia brasileira, perdeu relevância no final da década de 1980 quando o País passou a importador da fibra. O setor se reestruturou, passando de um modelo “tradicional” (pequena propriedade, mão-de-obra intensiva) para o “empresarial” (grande propriedade, mecanizada), inserido num sistema competitivo, sem barreiras para produtos e capitais. Neste cenário ganham importância os mercados futuros, posto que nas últimas décadas ocorreram eventos que deram maior volatilidade aos preços e taxas de juro, resultando num ambiente de incertezas quando da tomada de decisão. No Brasil, os contratos futuros tornaram-se fundamentais graças à desintermediação governamental do setor, sendo necessário usar instrumentos de gerenciamento de risco que independam da participação do Estado. O artigo analisou se a opção de *hedge* da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) era mais eficiente para o setor, se comparada à da *New York Board of Trade* (NYBOT).

**PALAVRAS-CHAVE:** algodão, bolsa de mercadorias, eficiência em mercados futuros.

## ABSTRACT

In the end of the 1980s the cotton system lost importance and Brazil became a net importer. After that, some changes occurred at the production structure and this system evaluated to a model based on big producers. That sector is in a competitive market, where there aren't barriers to products and capitals. During the 1990s some events occur, so that the volatility of prices became high and the agents took their decisions with a high degree of uncertainty. The present research has the aim of analyze which option of hedge could be more efficient for Brazilian members of cotton system, if it was the cotton contract of Brazilian Mercantile and Futures Markets (BM&F) or the contract of New York Board of Trade (NYBOT).

**KEY WORDS:** cotton, mercantile exchange, efficiency in futures markets.

**JEL classification:** C22, O16.

---

\* Artigo baseado na dissertação de mestrado da primeira autora e orientada pelo segundo autor. Os autores agradecem os comentários e sugestões dos dois pareceristas anônimos desta revista.

§ Economista da BM&F e Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail [fabianap@bmf.com.br](mailto:fabianap@bmf.com.br).

□ Professor Doutor do Departamento de Economia Aplicada da ESALQ/USP.

Recebido em julho de 2001. Aceito em fevereiro de 2001.

## 1 Introdução

A cotonicultura passou, nos últimos anos, em toda a sua extensão, por um processo ímpar de reestruturação, resultado da política de abertura comercial implementada no começo da década de 1990. Tal processo implicou ações por parte dos agentes, objetivando torná-los competitivos diante do avanço da concorrência com os produtos importados.

Uma característica marcante deste setor foi a existência, até o início da década de 1990, de um protecionismo de mercado, tanto no nível agrícola quanto no industrial, relativamente aos produtos importados, e que resultou em ciclos descontínuos de investimento. Assim, quando da abertura comercial, o setor encontrava-se defasado tecnologicamente e sem condições de competitividade com aqueles produtos.

A importância deste setor para a economia brasileira sempre foi evidente, quer pelo nível de emprego gerado, quer pela participação no Produto Interno Bruto (PIB). No entanto, desde o final da década de 1980 tal relevância se deteriorava, e o setor perdia espaço no cenário nacional, como na produção de algodão, em que o País passou de exportador a importador da fibra.

O setor se reestruturou e passou de um modelo “tradicional” (pequena propriedade, intensivo em mão-de-obra) para “empresarial” (grande propriedade, mecanizada). O segmento industrial avançou para um sistema caracterizado por um número menor de empresas, integrado e de uso intensivo de capital.

O processo de reestruturação conduziu o setor a um sistema competitivo e integrado com a nova perspectiva mundial: a de mercados interligados. A idéia da globalização é a da inexistência de barreiras, tanto para a entrada de produtos quanto de capitais. Assim, neste novo cenário ganha importância a negociação em mercados futuros, posto que tais contratos passaram a ter notoriedade nas últimas décadas com a explosão de eventos na economia que proporcionaram maior volatilidade aos preços e taxas de juro, resultando num ambiente de incertezas quando da tomada de decisão. (Leuthold *et al.*, 1989)

No caso brasileiro, é fundamental o bom funcionamento dos mercados futuros, principalmente dos agropecuários, dada a desintermediação governamental no setor. Sendo assim, faz-se necessário, aos produtores, o uso de instrumentos de gerenciamento de risco que independam da participação do Estado. (Martits, 1998)

Acredita-se que alguns eventos podem contribuir para a consolidação deste cenário, como o processo de desintermediação governamental do setor agrícola e o fim das medidas restritivas

que impediam que investidores estrangeiros operassem nos mercados futuros agropecuários brasileiros.

Quanto ao mercado futuro de algodão, pode-se dizer que este nunca foi capaz de acompanhar a dinâmica do setor, tendo apenas seu período áureo de 1920 a 1956. Depois entrou em declínio, tendo uma ligeira recuperação no final da década de 1970. (Martits, 1998) O contrato foi relançado pela BM&F no final de 1996, e alterado em 1999, quando da internacionalização dos contratos agropecuários.

O mercado futuro de algodão sempre foi marcado, ao longo de sua história, por constantes intervenções governamentais que prejudicaram seu desempenho. No entanto, tem-se agora uma perspectiva de saída do governo, de não intervenção na comercialização e no setor produtivo (produtor e usuário da fibra de algodão), liberação para a participação de investidores estrangeiros neste mercado e da reestruturação produtiva da cotonicultura em bases competitivas.

Com este novo cenário, é de se esperar que sejam criadas as bases para o desenvolvimento pleno do contrato futuro de algodão, para que este cumpra uma de suas principais funções: a de servir como um instrumento de gerenciamento de risco aos produtores de algodão e às indústrias de fiação.

O instrumento de proteção natural para os agentes nacionais é o da BM&F, pois acredita-se que a utilização do contrato futuro de algodão oferecido pela NYBOT não seja eficiente para aqueles agentes, devido às políticas de subsídio norte-americanas para a produção de algodão, aos períodos distintos de safra e entressafra dos dois países e à pouca participação do Brasil no comércio internacional.

A relevância do tema está na percepção de um novo cenário, com a globalização dos mercados e a entrada de investidores estrangeiros. Tais eventos podem afetar positivamente o desenvolvimento dos mercados futuros agropecuários, transformando-os em instrumentos eficientes para o gerenciamento de riscos. A escolha pelo algodão deve-se ao fato de o setor ter passado, na década de 1990, por um processo de reestruturação que o está conduzindo a um patamar de competitividade, tanto em nível agrícola quanto industrial. Além disso, a literatura sobre mercados futuros agropecuários no Brasil ainda é pequena, especialmente sobre o algodão.<sup>1</sup>

---

1 Rochelle e Ferreira Filho (2000). Neste trabalho os autores estudaram as influências do mercado externo no interno e constataram a existência de defasagens nesta transmissão.

O objetivo do artigo é analisar que opção de *hedge* é mais eficiente para o mercado de algodão: se o contrato negociado na BM&F ou na NYBOT. Para tanto, além desta parte introdutória, as seções 2 e 3 discutem o conceito de eficiência em mercados futuros e os procedimentos econométricos para testá-la. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos nos testes implementados e as conclusões.

## 2 Eficiência em mercados futuros

Esta seção discutirá o conceito de eficiência em mercados futuros a fim de se verificar se durante o tempo em que o contrato de algodão em pluma da BM&F foi negociado o mesmo era ou não um instrumento efetivo de seguro de preços. Procurar-se-á, também, apurar o resultado para a opção alternativa: o contrato da NYBOT.

Os mercados futuros são utilizados para possibilitar aos *hedgers* de um determinado produto uma proteção contra futuras variações adversas de preços. Por meio do *hedge* “é possível transferir o risco de perdas inesperadas de capital para outro agente disposto a carregá-lo, o qual pode ou não estar envolvido diretamente no processo de produção e de comercialização da mercadoria.” (Arbex, 1999, p. 98)

Além de ser usado como um instrumento de seguro de preços, também se atribui aos mercados futuros a função de sinalização de preços. Se determinado mercado futuro for eficiente, então suas cotações refletirão as informações disponíveis de oferta e demanda e as opiniões dos agentes, sendo, assim, um bom previsor dos preços que irão vigorar no mercado a vista na data do vencimento do contrato.

A importância de o mercado ser um sinalizador dos preços que irão vigorar no mercado a vista está na precisão do processo de alocação intertemporal dos recursos entre os ativos, possibilitando aos agentes uma tomada de decisão sobre a alocação eficiente. Deve-se ressaltar que “o conteúdo informacional embutido nas cotações de dado mercado futuro tem importante impacto alocacional para a economia como um todo.” (Arbex, 1999, p. 102)

Os *hedgers* buscam proteção no mercado futuro e tentam se resguardar de variações adversas nos preços de seu produto. No caso de uma fiação, por exemplo, o objetivo é se proteger de uma alta no preço de seu insumo - o algodão em pluma. Já o especulador é um tomador de riscos.

Os agentes são racionais e tomam suas decisões baseadas no conjunto das informações disponíveis e são neutros ao risco. Um mercado futuro será eficiente se contiver toda aquela informação, e se a expectativa futura do preço a vista da *commodity* na data de vencimento do contrato for igual ao preço futuro corrente, ou seja:

$$E_{t-1}S_t = F_{t-1} \quad (1)$$

Onde:

$E_{t-1}S_t$  é a expectativa futura do preço a vista em t-1

$F_{t-1}$  é o preço futuro em t-1, para o vencimento do contrato em t

Assumindo expectativas racionais, então:

$$S_t = E_{t-1}(S_t / \Omega_{t-1}) + u_t \quad (2)$$

Onde:

$(\Omega_{t-1})$  denota o conjunto de informações disponíveis no período t-1

$u_t$  é a expectativa racional do erro

De (2) pode-se rearranjar (1) da seguinte forma:

$$S_t = \alpha + \delta F_{t-1} + u_t^2 \quad (3)$$

Assume-se  $S_t$  como o preço a vista no vencimento e  $F_{t-1}$  o preço futuro no período anterior. O termo  $\delta F_{t-1}$  representa a carga de informação acumulada até aquele período (isto é,  $E_{t-1}(S_t / \Omega_{t-1})$ ) e  $u_t$  é o erro, ou o que não for plenamente identificado pelo agente e capaz de influenciar o preço a vista no vencimento.

---

2 Para mais detalhes sobre metodologias complementares sobre eficiência de mercado a partir da cointegração entre duas séries consultar Hakkio e Rush (1989).

Para se verificar a hipótese conjunta de eficiência de mercado e estimativas não-viesadas testam-se as seguintes restrições da equação (3):

$$a = 0, d = 1 \quad (3.1)$$

Ao substituir as restrições na equação (3) o resultado será  $S_t$  igual a  $F_{t-1}$ . O preço futuro,  $F_{t-1}$ , terá contido todas as informações relevantes para prever o preço a vista do período seguinte  $S_p$ , como a definição de eficiência de mercado implica. Então,  $F_{t-1}$  pode ser considerado um previsor não-viesado do futuro preço a vista. (Crowder e Hamed, 1993, p. 933)

Mckenzie e Holt (1998, p. 2) ressaltam que a rejeição das hipóteses listadas em (3.1) implicará os seguintes resultados:

- a) Mercado ineficiente.
- b) Um prêmio de risco constante poderá existir, o que torna as previsões de mercado viesadas, mas possivelmente eficientes.
- c) É possível que a variação temporal do risco de prêmio seja inerente ao mercado, prevenindo os preços futuros, isoladamente, de gerar previsões não-viesadas do preço a vista futuro.

Crowder e Hamed (1993, p. 934) discutiram a questão da violação das restrições de (3.1), cuja explicação, segundo a literatura, diz respeito à existência de um prêmio de risco, variante no tempo. Este prêmio pode ser considerado uma explicação satisfatória acerca da existência de retornos especulativos diferentes de zero em mercados futuros. Os autores ainda ressaltam que a existência destes retornos não implica ineficiência dos mercados, mas apenas que os investidores estariam exigindo uma compensação pelo risco que assumem.

### 3 Procedimentos econométricos

Nesta seção serão discutidos os procedimentos econométricos utilizados para mensurar a eficiência de mercado. Segundo Mckenzie e Holt (1998, p. 2), a literatura baseia-se na estacionariedade dos dados para realizar testes apropriados sobre eficiência de mercado e estimadores não-viesados.

Uma série é dita estacionária se a média e a variância são constantes ao longo do tempo, e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende somente da distância entre aqueles períodos de tempo, e não do valor atual (corrente) em que a covariância é computada.

Assim:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (4)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (5)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (6)$$

onde  $Y_t$  é uma série econômica que poderia ser exemplificada pelo PIB ou, no caso do trabalho, pelo preço a vista ou futuro do algodão;  $\mu$  representa a média da série;  $\sigma^2$  é a variância e  $\gamma$  a covariância.

A importância da estacionariedade das séries é permitir o uso da média, variância e das autocorrelações da amostra para estimar os atuais parâmetros dos dados geradores do processo. (Enders, 1995, p. 86)

Se as séries de preços forem não-estacionárias, os testes de hipóteses baseados na equação (3) fornecerão resultados viesados. “*A regressão de uma variável não-estacionária, que só se tornará estacionária pela diferença numa tendência determinística, geralmente conduz a problemas de regressão espúria, envolvendo inferências inválidas baseados nos testes t e F.*” (Mckenzie e Holt, 1998, p. 2)

A regressão espúria<sup>3</sup> é uma possibilidade comum nas regressões que envolvem dados em séries temporais. O problema surge porque as duas séries exibem ou são caracterizadas por uma tendência (sustentada por movimentos de alta ou baixa). O coeficiente de determinação da regressão, o  $R^2$  observado, se deve à presença da tendência, e não à existência de uma relação entre as duas variáveis.

---

3 O termo espúrio, segundo Gujarati (1995, p. 709, 724 e 725) refere-se à regressão de uma variável em outra, e cujo  $R^2$  será elevado, mas sem representatividade ou significado.

Um dos testes utilizados para se verificar a estacionariedade da série é o de raiz unitária (Dickey e Fuller, 1979). Considere-se o seguinte modelo:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

onde  $u_t$  é o termo de erro estocástico que segue as hipóteses clássicas de média zero, variância constante  $\sigma^2$ , e não autocorrelação.

A equação (7) é um processo autoregressivo de primeira ordem - AR (1).<sup>4</sup> Se o coeficiente de  $Y_{t-1}$  é, de fato, igual a 1, tem-se um problema de raiz unitária, ou seja, uma situação de não-estacionariedade.

Considere-se a seguinte regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

se, de fato,  $\rho=1$ , então se diz que a variável estocástica  $Y_t$  tem uma raiz unitária.

Pode-se expressar a equação (8) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$= \delta Y_{t-1} + u_t \quad (9.1)$$

onde  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador da primeira diferença.

Se  $\delta$  for de fato zero, pode-se reescrever (9.1) como segue:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = u_t \quad (10)$$

---

4 Processo auto-regressivo é uma regressão na qual se regride o valor de  $Y$  em  $t$ , em relação a seu valor em  $(t-1)$ .

Em econometria, uma série que contém uma raiz unitária é um passeio aleatório. A equação (10) mostra que a primeira diferença de um passeio aleatório ( $= u_t$ ) é uma série estacionária pois, por hipótese,  $u_t$  é puramente randômica.<sup>5</sup>

Duas variáveis não-estacionárias poderão caminhar juntas e com movimentos paralelos, e apresentar no longo prazo uma relação de equilíbrio. Mesmo que  $S_t$  e  $F_{t-1}$  sejam não-estacionários, pelo fato de terem os mesmos movimentos não poderão distanciar-se, pois sua diferença é estacionária.

O conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger (1987). Para explicitar tal conceito considere um conjunto de variáveis econômicas num equilíbrio de longo prazo:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (11)$$

Se  $\beta$  e  $x_t$  denotarem os vetores  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  e  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ , o sistema está em equilíbrio de longo prazo quando  $\beta x_t = 0$ . O desvio da relação de equilíbrio de longo prazo - o chamado erro de equilíbrio -  $e_t$  é tal que

$$e_t = \beta x_t \quad (12)$$

Se o equilíbrio for significativo, pode ser o caso de um erro de equilíbrio cujo processo é estacionário. Engle e Granger (1987) estabeleceram, então, a seguinte definição para cointegração:

Os componentes de um vetor  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$  são ditos cointegrados de ordem  $d, b$ , e denotados por  $x_t \sim CI(d, b)$  se

1 - todos os componentes de  $x_t$  são integrados de ordem  $d$ ;

2 - Se existir um vetor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  cuja combinação linear  $\beta x_t = (\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots, \beta_n x_{nt})$  é integrada de ordem  $(d - b)$ , onde  $b > 0$ . O vetor  $\beta$  é chamado de vetor cointegrante.

5 Se uma série tem que ser diferenciada uma vez para se tornar estacionária, diz-se que a original é integrada de ordem 1, cuja notação é  $I(1)$ . Se forem necessárias duas diferenciações, então será integrada de ordem 2. A diferenciação das séries é um dos métodos mais utilizados para se obter a estacionariedade dos dados. No entanto, Hamilton (1994) faz uma ressalva quanto à regressão das variáveis diferenciadas. De acordo com o autor, se a regressão for feita na forma diferenciada pode-se estar perdendo uma valiosa relação de longo prazo entre as variáveis dadas ou expressa com as mesmas em nível.

Assim, se os preços futuros e a vista são não estacionários e requerem a diferenciação para torná-los estacionários, então a maioria das combinações entre aquelas séries será não-estacionária. No entanto, pode existir um vetor de cointegração que torne a combinação linear específica das duas séries estacionárias.

Mckenzie e Holt (1998), por sua vez, afirmam que se a expressão abaixo é uma série estacionária,  $\alpha$  e  $\delta$  são os termos cointegrantes e a regressão  $S_t = \alpha + \delta F_{t-1} + u_t$  é cointegrada ou de equilíbrio.

$$u_t = S_t - \alpha - \delta F_{t-1} \quad (13)$$

Arbex e Rotatori (2000, p. 13), citando Hakkio e Rush (1989), ressaltam a importância de  $S_t$  e  $F_{t-1}$  serem cointegrados e o termo de erro ( $u_t$ ) estacionário. “*Se essas variáveis são cointegradas com um vetor de cointegração igual a 1, então essas séries não podem se distanciar porque a diferença  $S_t - F_{t-1}$  é estacionária, e igual a  $u_t$ .*”

### 3.1 Justificativa para a utilização dos procedimentos econométricos no cálculo da eficiência de mercado

Com relação à cointegração entre as séries de preço a vista e futura, Lien (1996, p. 779) conclui que a não consideração desta relação de longo prazo entre as séries, expressa pela cointegração, pode conduzir à determinação de uma posição *hedged* em futuros menor do que a razão de *hedge*<sup>6</sup> ótima, implicando uma performance de *hedge* não ótima.

A cointegração entre duas séries é condição necessária, mas não suficiente, para eficiência de mercado. O preço a vista e futuro são determinados pelos mesmos fundamentos; então, eficiência irá implicar o não distanciamento entre eles.

Entretanto, a cointegração não afasta as ineficiências de mercado de curto prazo, nos quais as informações passadas podem implementar ou incrementar as previsões futuras do preço a vista. Assim, segundo Arbex (1999, p. 104), a eficiência requer o parâmetro  $\delta$  igual a 1. Há ainda uma ressalva, apresentada por Arbex & Rotatori (2000, p. 14), de que num mercado

6 A razão de *hedge* refere-se ao número de contratos futuros que devem ser mantidos a fim de *hedgear* uma determinada quantidade no físico.

eficiente pressupõe-se o termo de erro como sendo um ruído branco,<sup>7</sup> e a cointegração exige apenas a sua estacionariedade.

O objetivo do artigo é verificar as relações entre o mercado a vista brasileiro de algodão e as possibilidades de *hedge* que podem ser realizadas nas bolsas BM&F e NYBOT. Para tanto, primeiro será calculada a eficiência de *hedge* em cada uma das bolsas, utilizando a análise de cointegração.

Espera-se que não exista uma relação de longo prazo entre o mercado a vista de algodão e o contrato da NYBOT, em razão dos seguintes fatores: a) a formação do preço do algodão é doméstica (não sendo influenciada por aspectos referentes à oferta e demanda mundial); b) o Brasil não tem representatividade no quadro de oferta e demanda mundial (as cotações da NYBOT não irão refletir, portanto, as variações ocorridas no mercado brasileiro); c) diferenças existentes nos períodos de safra e entressafra específicos para cada país; d) o comércio internacional de pluma realizado pelo Brasil é restrito; e) a cotonicultura se caracteriza pela intervenção governamental (por meio dos leilões de Prêmio pelo Escoamento do Produto).

Se o *hedger* nacional for operar em Nova Iorque, não terá refletido nas cotações daquela Bolsa as características do mercado interno, dada a pouca representatividade do Brasil no mercado internacional - o que poderá prejudicar a operação de *hedge*.

#### 4 Resultados e discussões<sup>8</sup>

A discussão sobre eficiência de mercado será dividida em duas partes. Na primeira será utilizado o procedimento de Engle e Granger (1987) para verificar se as duas séries (preços a vista e futuro) cointegram, e obter, portanto, uma primeira resposta quanto à relação de longo prazo entre as variáveis.

Tal constatação é importante pelo fato de se ter por hipótese a não existência de uma relação de longo prazo entre o preço a vista do algodão em pluma no Brasil e o preço futuro do contrato de algodão negociado na NYBOT.

---

7 Segundo Enders (1995, p. 65), um termo de erro  $u_t$  será um ruído branco se cada valor na série tiver uma média zero, variância constante, e não apresentar correlação serial.

8 Foi utilizado o pacote estatístico *Econometric Views – Eviews 3.1* como programa para a resolução dos testes propostos na metodologia deste artigo.

No entanto, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis não implica um contrato futuro eficiente para aquele preço a vista. Para tanto se faz necessário testar o parâmetro  $\delta$  igual a 1. Em tal verificação será utilizado o procedimento de Johansen (1988), que permite a inclusão de restrições na matriz, a fim de testar as restrições especificadas em (3.1).

#### 4.1 Procedimento de Engle e Granger

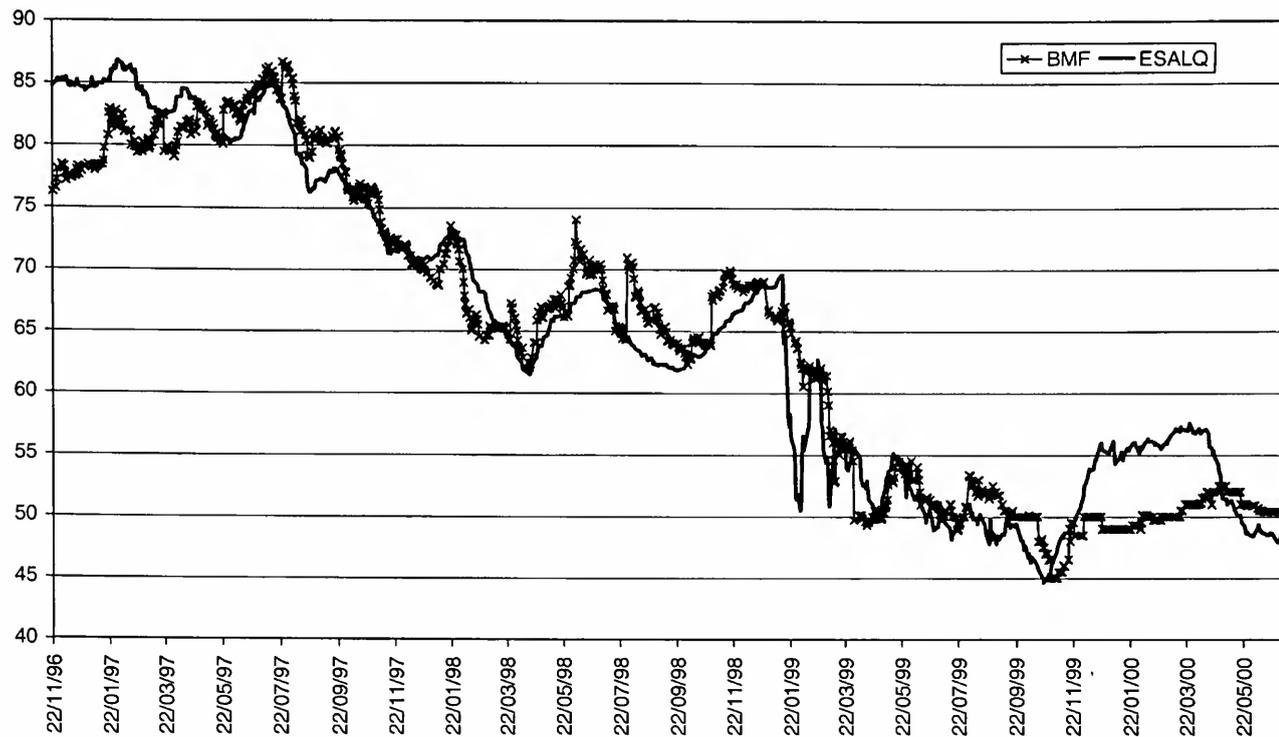
Para testar a eficiência dos contratos futuros de algodão das bolsas BM&F e NYBOT foi utilizado para representar o preço no mercado a vista brasileiro o Indicador de Preços do Algodão em Pluma ESALQ/BM&F. No caso dos preços futuros foram utilizados os dados de 1º vencimento da BM&F e NYBOT,<sup>9</sup> os quais foram convertidos para logaritmos naturais e expressos em centavos de dólar por libra-peso. A análise dos dados compreende o período 2/1/1997 a 1/7/2000.<sup>10</sup>

É interessante observar nas figuras a seguir que ESALQ e BM&F (Figura 1) se comportam, no tempo, de forma muito próxima, enquanto que ESALQ e NYBOT (Figura 2) apresentam a mesma movimentação no tempo, mas com alguns descolamentos de curto prazo, que podem comprometer a operação de *hedge*. É importante lembrar que para o *hedge* ser eficiente é necessário que no vencimento do contrato o preço futuro e a vista convirjam, o que não ocorre em determinados momentos entre o preço a vista nacional e o contrato da NYBOT. A observação isolada do gráfico poderia conduzir a resultados equivocados quanto à verdadeira relação entre aquelas variáveis.

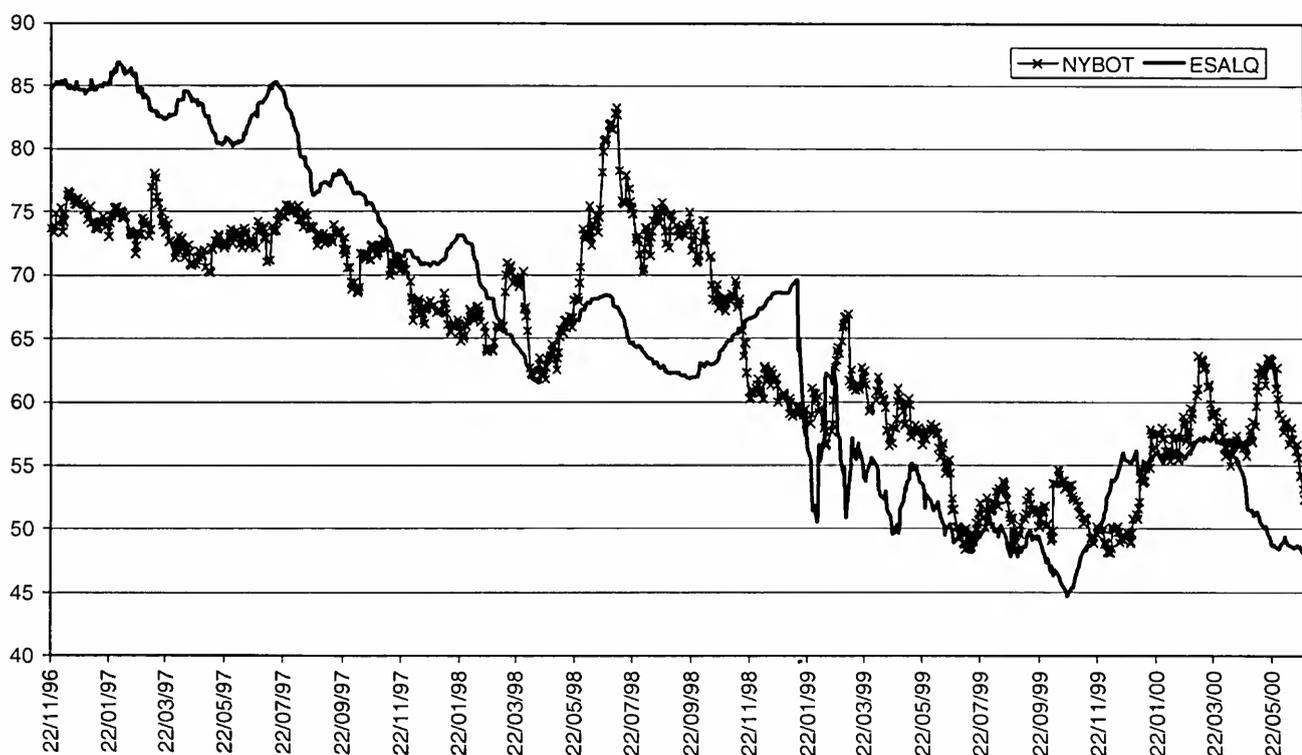
9 Os contratos de algodão das bolsas BM&F e NYBOT têm os seguintes vencimentos: março, maio, julho, setembro e dezembro. A série de primeiro vencimento refere-se ao vencimento mais próximo em aberto, e é a melhor *proxy* do preço a vista. A transição de um vencimento para o outro é realizada quando do início do aviso de entrega.

10 Depois desta data não houve mais negócios no contrato futuro de algodão da BM&F.

**Figura 1**  
**Evolução do Indicador ESALQ/BM&F e do 1º Vencimento do Contrato Futuro de Algodão da Bolsa BM&F (1996 a 2000)**



**Figura 2**  
**Evolução do Indicador ESALQ/BM&F e do 1º Vencimento do Contrato Futuro de Algodão da Bolsa NYBOT (1996 a 2000)**



O procedimento para se testar a hipótese de eficiência dos mercados é o de cointegração, que segue a seguinte rotina:

As variáveis preço a vista ( $S_t$ ) e futuro ( $F_{t-1}$ ) são integradas de ordem 1.  $I(1)$ , e deseja-se determinar a existência de uma relação de equilíbrio entre elas.<sup>11</sup>

1. São realizados testes nas variáveis para verificar qual a ordem de integração das mesmas. Por definição, a cointegração pressupõe que as variáveis sejam integradas na mesma ordem. Então, deve-se primeiro testar cada variável a fim de determinar sua ordem de integração. Os testes Dickey-Fuller Aumentado - ADF (Dickey e Fuller, 1979), Phillips-Perron (Phillips e Perron, 1988) e KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992) podem ser utilizados para inferir o número de raízes unitárias (se houver) de cada uma das variáveis. Se as variáveis são integradas de diferente ordem, é possível concluir que elas não são cointegradas.<sup>12</sup>

Neste artigo, para verificar a existência de uma raiz unitária, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado. O teste é implementado em etapas, partindo-se primeiro de um modelo completo como o especificado em (14), com constante ( $\alpha$ ), tendência ( $\beta$ ) e defasagens.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Os procedimentos de análise adotados têm o intuito de verificar a significância dos parâmetros ( $\alpha$  e  $\beta$ ). Se estes não forem significantes, são implementadas as outras etapas do teste, considerando um modelo sem tendência. Se o parâmetro referente à tendência não for significativo, é implementado um outro teste considerando o modelo sem tendência e sem intercepto.<sup>13</sup>

Então, utilizando-se a equação (14) testa-se a significância individual dos parâmetros. Tem-se a seguinte hipótese nula:

11 Baseado em Enders (1995, p. 355 a 421), Cointegration and error-correction models. In: *Applied econometric time series*.

12 Segundo Charemza e Deadman, é possível aceitar os resultados mesmo que as variáveis sejam integradas de ordem diferente. Para mais detalhes, ver Charemza e Deadman (1992, p. 116-171).

13 Tal procedimento está relacionado a questões de poder do teste.

$$H_0. (\beta) = (0)$$

$$H_a. \beta \neq 0$$

$$|\tau_{\beta\tau}| < |\tau_{\beta\tau T}|^{14}$$

Se o  $\tau_{\beta}$  crítico for menor do que o  $\tau_{\beta T}$ , rejeita-se a hipótese alternativa de significância do parâmetro  $\beta$ .

Para a constante, o procedimento é similar:

$$H_0. (\alpha) = (0)$$

$$H_a. \alpha \neq 0$$

$$|\tau_{\alpha\tau}| < |\tau_{\alpha\tau T}|$$

Se o  $\tau_{\alpha}$  crítico for menor do que o  $\tau_{\alpha T}$ , rejeita-se a hipótese alternativa de significância do parâmetro  $\alpha$ . Os valores críticos tabelados para os testes de significância dos parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  encontram-se na Tabela 1.

Após a realização dos testes de significância individuais, testa-se a significância conjunta, a fim de corroborar os resultados anteriores. Assim:

$$H_0. (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$$

$$H_a. \text{ pelo menos 1 diferente de zero}$$

$$\Phi_2 < \Phi_{2T}$$

Se o  $\Phi_2$  crítico for menor do que o  $\Phi_{2T}$ , que é o tabelado, rejeita-se a hipótese alternativa de pelo menos um parâmetro ser diferente de zero. Depois de especificado o modelo deve-se verificar se a estrutura final admite a existência de raiz unitária.

$$H_0. \text{ Existe raiz unitária}$$

$$H_a. \text{ Não existe raiz unitária}$$

$$\tau_{\mu} < \tau_{\mu T}$$

---

14 T tabelado.

Se o valor crítico for menor do que o tabelado, não se rejeita a hipótese nula de existência de raiz unitária

Os procedimentos devem ser feitos para cada variável. Após a realização dessas rotinas para cada variável em estudo - ESALQ, BM&F e NYBOT -, chegou-se aos seguintes resultados:

**Tabela 1**  
**Valores Críticos Tabelados para os Parâmetros e Resumo dos Testes Implementados**

Parâmetro	Teste	5% de significância	Esalq	BM&F	NYBOT
Constante	$\tau_{\alpha T}$	3,38	2,7644	2,5853	2,2054
Tendência	$\tau_{\beta T}$	3,11	2,5643	2,5213	1,7727
Significância conjunta	$\Phi_{2T}$	4,68			
Raiz unitária	$\tau_{\mu T}$	1,94	-1,4652	-1,4703	-1,6037

Para a série ESALQ, admitiu-se a existência de uma raiz unitária e o modelo final não incluiu a constante e a tendência, e foram admitidas cinco defasagens. Para se corroborar o número de defasagens a serem incluídas no modelo foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwartz (SC),<sup>15</sup> cujos resultados são verificados visualmente por correlogramas.

Para a série NYBOT, admitiu-se a existência de uma raiz unitária e o modelo final também não incluiu a constante e a tendência, e foram consideradas treze defasagens. Para a série BM&F, também se concluiu pela existência de uma raiz unitária e o modelo final não incluiu a constante e a tendência, e foram consideradas quinze defasagens.

A hipótese  $H_0$  era da existência de raiz unitária e, como notado na Tabela 1, todas as variáveis apresentaram seus valores críticos -1.465247 (ESALQ), -1.603724 (NYBOT) e

<sup>15</sup>  $AIC = -2l/n + 2k/n$

$SC = -2l/n + k \log n/n$

onde  $k$  é o número de parâmetros estimados,  $n$  é o número de observações e  $l$  é o valor da função  $\log likelihood$  usando  $k$  parâmetros estimados. Como regra geral na determinação do número de defasagens deve-se optar pelo modelo com o menor critério de informação.

-1.470369 (BM&F) na área de não rejeição da hipótese nula a 1%. Os testes permitiram concluir que todas as variáveis são integradas de ordem 1, e assim podem ser cointegradas.

Dando prosseguimento à implementação do teste de cointegração tem-se que:

2. Caso  $S_t$  e  $F_{t-1}$  sejam integradas de mesma ordem, o próximo passo será estimar a relação de equilíbrio de longo prazo. Como se concluiu que as séries são integradas de mesma ordem, pode-se realizar o procedimento de cointegração.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Se as variáveis são cointegradas, uma regressão de mínimos quadrados ordinários (OLS) fornece um estimador “superconsistente” dos parâmetros  $\beta_0$  e  $\beta_1$ . Para determinar se de fato as variáveis são cointegradas, realiza-se a classificação dos resíduos ( $u_t$ ), que é a série de resíduos estimados da relação de longo prazo. Se estes desvios de equilíbrio de longo prazo são estacionários, as seqüências  $S_t$  e  $F_{t-1}$  são cointegradas de ordem (1,1). Assim sendo, é conveniente realizar um teste de Dickey-Fuller Aumentado nestes resíduos para determinar a sua ordem de integração. Considere-se a seguinte auto-regressão dos resíduos:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (16)$$

Uma vez que a seqüência  $u_t$  é o resíduo de uma equação de regressão, não há necessidade de incluir um termo de intercepto; o parâmetro de interesse em (16) é  $\delta$ . Se não for rejeitada a hipótese nula ( $H_0: \delta = 0$ ), pode-se concluir que a série contém uma raiz unitária. Assim, as seqüências  $S_t$  e  $F_{t-1}$  não são cointegradas.

Ou, alternativamente, a rejeição da hipótese nula implica que a seqüência de resíduos é estacionária. Dado que tanto  $S_t$  e  $F_{t-1}$  são I(1) e os resíduos são estacionários, conclui-se que as séries são cointegradas de ordem (1,1)

A não rejeição da hipótese nula implicará a não existência de cointegração. O teste de cointegração para ESALQ e BM&F apresenta valor crítico na área de rejeição, ou seja, há cointegração das variáveis ao nível de 1% (Tabela 2). Diferentemente do teste realizado para ESALQ e NYBOT, em que a hipótese nula não é rejeitada a 1%; portanto, as séries não apresentam relação de longo prazo.

O teste de cointegração de dois estágios de Engle-Granger (1987), baseado nas estatísticas aumentadas de Dickey-Fuller, indicou a existência de cointegração entre as séries ESALQ e BM&F; assim, elas apresentam uma relação de longo prazo, ou seja, há convergência dos preços. No que tange às séries ESALQ e NYBOT, não houve convergência, o que permite inferir que a operação de *hedge* naquela Bolsa pode ser arriscada, no sentido de que as séries não apresentam uma relação de longo prazo. Isto é, a operação de *hedge* implica convergência entre os preços a vista e futuro, de tal forma que os ganhos em um mercado compensarão as perdas em outro. Assim, se isso não ocorrer, a operação pode ficar comprometida, no sentido de que as perdas poderão não ser compensadas por ganhos. Esta hipótese é, portanto, a que se verifica entre Brasil e Nova Iorque.

**Tabela 2**  
**Teste de Cointegração para BM&F e ESALQ**

<b>CRADF Test Statistic</b>	<b>-3.637929</b>	<b>1% Critical Value*</b>	<b>-3.4416</b>	
		<b>5% Critical Value</b>	<b>-2.8657</b>	
		<b>10% Critical Value</b>	<b>-2.5690</b>	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTBOLSA(-1)	-0.036311	0.009981	-3.637929	0.0003
D(COINTBOLSA(-1))	0.007155	0.034244	0.208928	0.8346
D(COINTBOLSA(-2))	0.024681	0.033864	0.728843	0.4663
D(COINTBOLSA(-3))	0.058836	0.033837	1.738817	0.0824
D(COINTBOLSA(-4))	-0.047047	0.033883	-1.388521	0.1653
D(COINTBOLSA(-5))	-0.030239	0.033933	-0.891130	0.3731
D(COINTBOLSA(-6))	0.111197	0.033872	3.282900	0.0011
D(COINTBOLSA(-7))	-0.031715	0.033963	-0.933793	0.3507
D(COINTBOLSA(-8))	0.064928	0.033903	1.915132	0.0558
D(COINTBOLSA(-9))	0.032987	0.033869	0.973934	0.3304
D(COINTBOLSA(-10))	-0.010255	0.033873	-0.302761	0.7621
D(COINTBOLSA(-11))	-0.115736	0.033884	-3.415663	0.0007
D(COINTBOLSA(-12))	-0.109253	0.034106	-3.203338	0.0014
R-squared	0.070480	Mean dependent var	-0.000143	
Adjusted R-squared	0.057311	S.D. dependent var	0.013633	
S.E. of regression	0.013237	Akaike info criterion	-5.796613	
Sum squared resid	0.148408	Schwarz criterion	-5.724706	
Log likelihood	2505.544	F-statistic	5.351923	
Durbin-Watson stat	2.013437	Prob(F-statistic)	0.000000	

**Tabela 3**  
**Teste de Cointegração para NYBOT e ESALQ**

<b>CRADF Test Statistic</b>	<b>-2.389714</b>	<b>1% Critical Value*</b>	<b>-3.4416</b>	
		<b>5% Critical Value</b>	<b>-2.8657</b>	
		<b>10% Critical Value</b>	<b>-2.5690</b>	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTBOLSANYCE(-1)	-0.016280	0.006813	-2.389714	0.0171
D(COINTBOLSANYCE(-1))	0.067607	0.039130	1.727760	0.0845
D(COINTBOLSANYCE(-2))	0.028841	0.039957	0.721799	0.4707
D(COINTBOLSANYCE(-3))	0.005686	0.040076	0.141871	0.8872
D(COINTBOLSANYCE(-4))	0.005875	0.039713	0.147925	0.8824
D(COINTBOLSANYCE(-5))	-0.001649	0.039897	-0.041337	0.9670
D(COINTBOLSANYCE(-6))	-0.014606	0.039491	-0.369859	0.7116
D(COINTBOLSANYCE(-7))	0.038339	0.039459	0.971599	0.3316
D(COINTBOLSANYCE(-8))	0.019492	0.039726	0.490657	0.6238
D(COINTBOLSANYCE(-9))	0.001007	0.039490	0.025492	0.9797
D(COINTBOLSANYCE(-10))	-0.012997	0.039235	-0.331264	0.7406
D(COINTBOLSANYCE(-11))	0.027021	0.038275	0.705952	0.4805
D(COINTBOLSANYCE(-12))	-0.056149	0.037790	-1.485822	0.1378
R-squared	0.019269	Mean dependent var	0.000264	
Adjusted R-squared	0.001107	S.D. dependent var	0.017799	
S.E. of regression	0.017789	Akaike info criterion	-5.201035	
Sum squared resid	0.205052	Schwarz criterion	-5.112656	
Log likelihood	1731.942	F-statistic	1.060980	
Durbin-Watson stat	2.021717	Prob(F-statistic)	0.390823	

## 4.2 Procedimento de Johansen

Como apontado na seção 2, a cointegração entre preços futuro e a vista é condição necessária, mas não suficiente, para a aceitação de eficiência de determinado mercado. A hipótese de eficiência necessita que o parâmetro  $\delta$  seja igual a 1 - equação (3).

Para se testar a hipótese de eficiência do mercado McKenzie e Holt (1998, p. 4) propõem o uso do procedimento multivariado de cointegração de Johansen (1988, 1992). Se as restrições  $\alpha = 0$  e  $\delta = 1$  não puderem ser rejeitadas, então poder-se-á inferir sobre a existência de eficiência de mercado e previsões não-viesadas. Neste caso, a equação (3) reduz-se para:

$$u_t = S_t - \delta F_{t-1} \quad (17)$$

A representação de Granger implica que qualquer sistema de cointegração deverá ser reescrito por um modelo de correção de erro<sup>16</sup>

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde  $X_t$  é um vetor ( $p \times 1$ ) de  $I(1)$  variáveis e  $\Pi$  é uma matriz ( $p \times p$ ) que tem um *rank* reduzido quando as variáveis em  $X_t$  são cointegradas. A matriz  $\Pi$  pode ser decomposta em duas matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de ( $p \times r$ ), tal que  $\alpha\beta' = \Pi$ .

As colunas de  $\beta$  representam a combinação linear  $r$  dos  $x_t$  que são estacionários ou cointegrados. As correspondentes colunas de  $\alpha$  representam os correspondentes coeficientes de correção de erro que podem ser interpretados como a velocidade de ajustamento dos parâmetros. Johansen (1988) desenvolveu testes estatísticos para examinar a hipótese nula dos vetores cointegrantes  $r$ .

O termo  $\mu$  contém todos os componentes determinísticos do sistema  $X_t$  como uma constante ou um termo de tendência determinística. Se  $\mu$  contém somente uma tendência, então  $X_t$  tem uma tendência quadrática no seu processo gerador. Se  $\mu$  contém uma constante, então  $X_t$  tem uma tendência determinística linear. Se  $\mu = 0$ , é ainda possível incluir uma constante no vetor de cointegração adicionando uma constante ao vetor  $X_t$ .

Duas são as razões para se testar as propriedades do termo  $\mu$ . A primeira é que a distribuição assintótica dos testes estatísticos da cointegração dependem da presença de tendências e/ou constantes em  $\mu$ . A segunda, é a de que a hipótese de eficiência especulativa requer o termo de constante igual a zero, que representa uma hipótese testável do parâmetro  $\mu$

Portanto, a utilização do procedimento de Johansen (1988) a fim de se obter as condições necessárias para a hipótese de eficiência em mercados futuros está no fato de que tal procedimento permite a incorporação de restrições a serem testadas.

<sup>16</sup> Baseado em Crowder e Hamed (1993, p. 935 e 936)

**Tabela 4**  
**Resultados do Procedimento de Johansen**

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. Of CE(s)
0.023419	21.17592	15.41	20.04	None **
0.000587	0.512000	3.76	6.65	At most 1
*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level				
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level				
Unnormalized Cointegrating Coefficients:				
LESALQ	LBMF			
-0.722414	0.694196			
0.021155	0.156980			
Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)				
LESALQ	LBMF	C		
1.000000	-0.960940 (0.05367)	-0.167052		
Log likelihood	5671.072			

Os termos  $\alpha$  [c] e  $\delta$  [LBMF], mostrados na Tabela 4, são os coeficientes do intercepto e do preço futuro normalizados das regressões cointegrantes. Mais uma vez os coeficientes parecem estar próximos das restrições de não viés (0,1). Testes formais para testar a hipótese de não viés foram realizados usando os testes de razão de verossimilhança de Johansen (1995), no qual são testadas as restrições para os parâmetros  $\alpha$  e  $\delta$ . Os resultados, como mostrado na Tabela 4, indicam que a hipótese nula testada individualmente de  $\alpha = 0$  e  $\delta = 1$  não podem ser rejeitadas a 1% de significância. Este resultado sugere que o preço futuro do algodão em pluma fornece uma previsão não-viesada do futuro preço a vista na data de vencimento do contrato.

A hipótese nula de nenhum vetor de cointegração é rejeitada a níveis altos de significância, mas a hipótese de mais de um vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Ademais, os parâmetros estimados para o preço futuro são não significativamente diferente da unidade, o estimado para a constante é não significativamente diferente de zero, e os resíduos não são significativamente diferentes de um ruído branco. As restrições impostas pela hipótese de eficiência de mercado não puderam ser rejeitadas.

A corroboração da hipótese de eficiência de mercado conduz a algumas implicações. Primeiro, a de que o preço futuro BM&F foi um previsor não-viesado do correspondente preço a vista. Segundo, que não houve evidência de um prêmio de risco e nenhuma evidência de que os erros de previsão passados fossem usados para prever o futuro preço a vista.

Inferências sobre a relação de causalidade entre os preços a vista e futuro do algodão em pluma podem ser feitas pela análise dos coeficientes de erro. O termo de correção de erro do preço a vista é estatisticamente não significativo, implicando que os erros passados não Granger causam mudanças no preço a vista. Mas o coeficiente de correção de erro do preço futuro é significativo, o que implica que em equilíbrio os erros passados Granger causam os preços futuros. Isto significa dizer que os erros de previsão passados afetam as previsões atuais do preço a vista, e não o preço a vista - que é determinado pelos fundamentos de oferta e demanda.

### Considerações finais

O artigo teve por objetivo verificar qual a opção de *hedge* foi mais eficiente para o *hedger* (produtor e indústria de fiação) no período de 2/1/1997 a 1/7/2000. Analisaram-se duas possibilidades: na BM&F e na NYBOT.

A metodologia para apuração da hipótese de eficiência de mercado seguiu o procedimento de cointegração, e procurou verificar se as séries de preço a vista e futuro cointegravam, isto é, mantinham uma relação de longo prazo. Se tal fato fosse comprovado, seriam testadas as restrições concernentes à eficiência de mercado.

No caso da análise da opção de *hedge* feita na BM&F verificou-se a cointegração das séries por meio do procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987). No entanto, a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis não implica um contrato futuro eficiente para aquele preço a vista. Para tanto, testou-se o parâmetro  $\delta$  igual a 1, por meio do procedimento de Johansen (1988), procedimento este que permite a inclusão de restrições na matriz a fim de testar as restrições especificadas em (3.1)

No período analisado, o contrato de algodão em pluma da BM&F foi um instrumento de seguro de preços eficiente para o *hedger* nacional, no sentido de que o preço futuro do algodão em pluma forneceu uma previsão não-viesada do futuro preço a vista na data de vencimento do contrato. Outra conclusão é a de que não houve evidência de um prêmio de risco e qualquer evidência de que os erros de previsão passados fossem usados para prever o futuro preço a vista.

Quanto ao *hedge* realizado na NYBOT, tem-se que a hipótese da não relação entre o mercado a vista brasileiro de algodão e a NYBOT foi comprovada por meio do procedimento de cálculo da eficiência de *hedge*. Como as séries ESALQ e NYBOT não cointegram, a opção por *hedge* NYBOT mostrou-se arriscada. Este resultado já era esperado, pois a NYBOT reflete o comportamento do mercado norte-americano e mundial de algodão. O Brasil, por possuir uma formação de preços distinta e pelo fato de não ter importância significativa no mercado internacional, não terá seu comportamento interno absorvido pelas cotações da NYBOT. Assim, para o produtor nacional e para as indústrias de fiação o melhor instrumento de *hedge* é o da BM&F

Apesar da BM&F ter proporcionado, durante o período analisado para o *hedger*, um instrumento de seguro de preços eficiente, desde julho de 2000 não há negociações, sendo que desde 1998 o volume já era decrescente. Assim, os *hedgers* nacionais estão órfãos de um instrumento de seguro de preços. A fim de entender por que o instrumento não tem sido utilizado, apesar de ter cumprido a função de sinalização de preços, é preciso atentar para algumas hipóteses levantadas na Introdução, que decorrem especialmente da questão da intervenção governamental.

Outro fator levantado por Perobelli e Mello (2001) diz respeito à concentração tanto na parte agrícola como na industrial e ao fato da indústria já estar *hedgeada*. Como a possibilidade de diferenciação de produtos finais pela indústria é grande (como, por exemplo, os de cama, mesa, banho, artigos hospitalares, malhas, roupas íntimas, moda praia, jeans, tecidos), não importará o preço ao qual irão adquirir a pluma, pois terão condições de repassá-lo ao consumidor.

## Referências bibliográficas

- Arbex, M. A., Carvalho, V. D. Eficiência do mercado futuro de café brasileiro, no período de 1992 a 1998. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 37, n. 1, p. 97-113, 1999.
- Arbex, M. A., Rotatori, W. L. Eficiência em mercados futuros, prêmio de risco e bandas de câmbio no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 525-547, out./dez. 2000.
- Charemsa, W. W., Deadman, D. F. *New direction in econometric practice: general to specific modeling, cointegration and vector auto-regression*. Londres: Edward Elgar, 1992.
- Crowder, W. J., Hamed, A. A cointegration test for oil futures market efficiency. *Journal of Futures Markets*, v. 13, n. 8, p. 933-941, 1993.

- Dickey, D. A., Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979
- Enders, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley. 1995. 433p.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 35, n. 1, p. 251-276, 1987
- Gujarati, H. *Basic econometrics*. 2. ed. Local Editora, 1995. 780p.
- Hamilton, J. D. *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- \_\_\_\_\_. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, v. 52, n. 3, p. 389-402, 1992.
- \_\_\_\_\_. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P.; Shin, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-187, 1992.
- Leuthold, R. M., Junkus, J. C., Cordier, J. E. *The theory and practice of futures markets*. Lexington Books, 1989 410p.
- Lien, D. D. The effect of the cointegration relationship on futures hedging: a note. *Journal of Futures Markets*, v. 16, n. 7, p. 773-780, 1996.
- Martits, L. A. *Avaliação do uso de derivativos agrícolas no Brasil: os fatores que determinam o sucesso ou fracasso dos contratos negociados na BM&F* 1998. 208p. Dissertação (Mestrado) - Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.
- Mckenzie, A. M; Holt, M. T. *Market efficiency in agricultural futures markets*. In: 1998 American Agricultural Economics Association Annual Meeting in Salt Lake City. 1998. 14p.
- Perobelli, F. S; Mello, P. C. *Análise sobre eficiência em mercados futuros: uma comparação entre os contratos de algodão em pluma da BM&F e da NYBOT*. 2001. 72p. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Economia, Administração e Sociologia Rural, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba.

Phillips, P. C. B.; Perron, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.

Rochelle, T. C. P. Ferreira Filho, J. B. S. *Relações de preço no mercado de algodão em pluma e desenvolvimento do mercado futuro de algodão no Brasil*. 2000. Tese (Doutorado) - Departamento de Economia, Administração e Sociologia Rural, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Piracicaba.

