

# **Teste da Eficiência do Mercado Futuro do Álcool Anidro no Brasil: uma análise de co-integração**

## **Janaína da Silva Alves**

- Mestre em Economia – Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
- Doutoranda em Economia – Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) – Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

## **Gisléia Sandrini Duarte**

- Mestre em Economia – Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).
- Doutoranda em Economia – PIMES-UFPE.

## **Ricardo Chaves Lima**

- Doutor em Economia Agrícola pela University of Tennessee System.
- Professor Adjunto do Departamento de Economia - PIMES/UFPE.

## **Resumo**

---

O objetivo deste artigo é testar a eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil através da análise de co-integração para preços spot e futuro, utilizando o procedimento de Johansen, para o período de 07 de julho de 2000 a 19 de maio de 2006. Os resultados obtidos mostraram que as séries de preços presente e futuro do álcool anidro são não-estacionárias e integradas de primeira ordem. O teste de Johansen confirma a existência de um vetor de co-integração no modelo analisado e o teste dos parâmetros do modelo não confirmou a hipótese nula de eficiência do mercado. Portanto, chegou-se à conclusão de que o mercado de álcool no Brasil pode não ser considerado eficiente no período estudado.

## **Palavras-chave:**

---

Eficiência; Mercado Futuro; Álcool Anidro; Johansen.

## 1 – INTRODUÇÃO

A análise de mercados futuros tem sido cada vez mais objeto de interesse de agentes que operam no mercado financeiro, pois reduz os riscos e a incerteza, tornando as relações de mercado mais estáveis. Nesse sentido, o mercado futuro é um mecanismo no qual os agentes eliminam os riscos de preços nas negociações, desde que o mercado seja eficiente.

Particularmente no caso de *commodities* agrícolas, a análise de mercados futuros aparece como um instrumento de gestão do risco de preço, pois as atividades agroindustriais sofrem influência de fatores climáticos, de sazonalidade, entre outros, que faz com que haja alterações nos preços entre o instante da tomada de decisão de produção e o período em que a venda desta se realizará. (BIGNOTTO; BAROSSO FILHO; SAMPAIO, 2006).

A Hipótese de Mercados Eficientes (HME), de acordo com Fama (1970), é aquela em que os preços dos títulos refletem completamente as informações disponíveis sobre eles. A eficiência de preços futuros tem sido investigada utilizando-se o seguinte modelo<sup>1</sup>:

$$S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_{t+1}$$

Onde:  $S_{t+1}$  é o preço presente (*spot*) no período  $t+1$ ;  $F_t$  é o preço futuro do contrato no período  $t$ ;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro com média zero e variância constante; e os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são fixados de forma que o mercado é dito eficiente se  $\alpha=0$  e  $\beta=1$ . Assim, o preço de mercado deve refletir as informações existentes, ou seja, o preço futuro de um contrato de entrega no tempo  $t+1$  pode ser considerado um estimador não-viesado do preço a vista no período posterior.

O estudo da hipótese de eficiência de mercado tem sido alvo de muitas controvérsias, devido ao fato de que as evidências empíricas apresentam resultados diferenciados, de forma que, para alguns trabalhos, a HME é confirmada e, para outros, esta não se verifica.

<sup>1</sup> Ver, por exemplo, em Elam e Dixon (1988, p. 365) e Enders (2004, p. 6).

Há várias formas de se investigar se a série de preço futuro é um bom preditor para preço a vista. Inicialmente, os estudos investigavam a relação entre as variáveis através de modelos de regressão linear simples e a comparação era feita através de teste F de hipótese conjunta. Porém tais estudos foram bastante criticados, pois, segundo Elam e Dixon (1988), eles não observavam o comportamento estacionário ou não das séries de preço. Quando uma série possui um comportamento não-estacionário, como é o caso das séries financeiras, a relação entre os preços não pode ser investigada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Com isso, estes autores utilizaram simulação de Monte Carlo e verificaram que o teste F tende a viesar incorretamente os resultados da hipótese de eficiência do mercado.

Então Shen e Wang (1990) sugerem que a técnica de co-integração desenvolvida por Engle e Granger (1987) pode ser usada para testar a eficiência de mercado. A abordagem de co-integração foi desenvolvida para ser utilizada em séries não-estacionárias, que é o caso das séries de preços. Segundo Enders (2004), teorias de equilíbrio, dentre as quais está a HME, que envolvem variáveis não-estacionárias requerem a existência de uma combinação linear de variáveis que é estacionária. O teste do equilíbrio da relação entre  $S_{t+1}$  e  $F_t$  através do método de Engle e Granger (1987) deve ser procedido estimando a equação supracitada como regressão de equilíbrio e checando seus resíduos.

Contudo, apesar de o procedimento de Engle e Granger (1987) ser facilmente aplicável, ele apresenta algumas limitações, pois, quando se tem mais de duas variáveis no sistema, não é possível identificar quais das variáveis são co-integradas.

Posteriormente, Johansen (1988) desenvolveu uma técnica que permite testar a eficiência de mercado. Este autor deriva a técnica do teste de co-integração através do método de máxima-verossimilhança. Esse processo permite estimar os parâmetros da relação de equilíbrio entre as variáveis não-estacionárias. Permite também expressar, através do vetor auto-regressivo, as possíveis interações entre preço presente e preço futuro.

Dessa forma, o objetivo deste artigo é testar a eficiência do mercado futuro do álcool anidro combustível (etanol) no Brasil através da análise de co-integração, mais precisamente pelo procedimento de Johansen (1988). O trabalho está dividido em cinco partes: além desta introdução, tem-se uma seção com a revisão da literatura sobre a hipótese de eficiência de mercados futuros. A seção três traz os procedimentos metodológicos da pesquisa; a quarta seção mostra os resultados obtidos e, na quinta seção, as considerações finais.

## 2 – REVISÃO DA LITERATURA

De acordo com Fama (1970), um mercado é dito eficiente quando os preços sempre refletem completamente as informações disponíveis e nenhuma oportunidade de lucro deixa de ser explorada. Dessa forma, mudanças nos preços resultam apenas de nova informação. Segundo Lima e Ohashi (1999), o mercado é eficiente se todos os preços refletem completamente todas as informações conhecidas do mercado e não há poder de monopólio de informações por parte dos agentes. Esta, portanto, é a chamada hipótese de mercados eficientes (HME).

Conforme Bodie; Kane e Marcus (2000), é comum distinguir três versões da HME, as quais diferem no que diz respeito à compreensão sobre todas as informações disponíveis. Assim, a forma fraca da HME diz que os preços já refletem todas as informações contidas no histórico de negociações passadas. Já a forma semiforte da HME pressupõe que os preços refletem todas as informações publicamente disponíveis, e a forma forte implica que os preços refletem todas as informações relevantes, incluindo informações internas à empresa ou ao setor. (BODIE; KANE; MARCUS, 2000).

A equação a seguir demonstra o conceito de HME, de acordo com a definição inicial de Fama (teste na forma fraca):

$$S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

Onde:  $S_{t+1}$  é o preço *spot* (à vista) no tempo  $t+1$ ,  $F_t$  é o preço futuro corrente,  $\alpha$  e  $\beta$  são parâmetros e  $\varepsilon_{t+1}$  é um termo de erro independente e identicamente distribuído com média zero e variância constante  $\sigma^2$ .

Rearranjando a equação (1):

$$S_{t+1} - \beta F_t = \alpha + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

Se  $\beta = 1$  e  $\alpha = 0$ , então,

$$S_{t+1} - F_t = \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

Aplicando a esperança matemática nesta equação, tem-se:

$$E_t(S_{t+1} - F_t) = 0 \quad (4)$$

Nesse caso, a hipótese de mercado eficiente é mantida. Segundo Enders (2004), os mercados futuro e a vista estão em equilíbrio de longo prazo quando  $\varepsilon_{t+1} = 0$  e sempre que  $S_{t+1}$  diferir de  $F_t$ , algum ajustamento deve ocorrer para que o equilíbrio no período subsequente seja restaurado.

Para a hipótese de mercados eficientes, Fama (1970) assume um ambiente de concorrência perfeita e não são considerados custos de transação ou de informação. Assim, caso haja custos de transação e assimetria de informações, empiricamente viola-se esta hipótese. Na presença de custos de transação, a eficiência de mercado é avaliada de outra forma, ou seja, de acordo com Zulauf e Irwin (1997), um mercado será eficiente se o retorno bruto não exceder os custos de transação. Dessa forma, dadas as imperfeições do mercado, e além disso admitindo-se que as informações são custosas e que há assimetria de informações, a HME, segundo a definição de Fama, é invalidada, pois, nestas circunstâncias, o beta da equação (1) pode ser diferente da unidade. Os mesmos autores afirmam que o beta pode não ser igual a um porque o mercado adquire e analisa a informação menos rapidamente e os agentes possuem acesso superior às informações e/ou habilidade analítica, de forma que são pioneiros na aquisição de informação.

Uma alteração feita com respeito à hipótese inicial de Fama é a existência de um prêmio ao risco. Zulauf e Irwin (1997) constataram empiricamente que o mercado futuro pode ser eficiente de acordo com a definição de Fama (1970), entretanto, pode ter um viés de preços. A existência do viés de preços implica que  $\alpha \neq 0$ , isto é, uma compensação que o agente recebe pelo risco. Portanto, a definição de Fama sobre HME pode ser dividida em duas versões.

Uma ocorre quando  $\alpha \neq 0$  e  $\beta = 1$  e outra quando  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ . (ZULAUF; IRWIN, 1997)

Na literatura sobre mercados futuros, há vários estudos realizados no sentido de testar sua eficiência; no entanto, os resultados encontrados são diferenciados no sentido de que, em alguns mercados, a HME se verifica e em outros não. Canarella e Pollard (1985) afirmam que diversos estudos sobre a hipótese de eficiência de mercado em *commodities* agrícolas não são uniformes; assim, eles testam a HME dentro do arcabouço teórico da hipótese de expectativas racionais e utilizam a análise de auto-regressão vetorial (VAR).

A diversidade de resultados pode decorrer do tipo de produto, período analisado e método escolhido para teste. (KELLARD *et al.*, 1999). Segundo Newbold *et al.* (1999), as diferenças dos resultados do teste da hipótese da eficiência de mercado se devem também à falta de atenção atribuída a fatores institucionais e intervenção governamental. Outra fonte de divergência de resultados pode ser atribuída ao tipo de procedimento estatístico utilizado para o teste da HME.

Newbold *et al.* (1999) ressaltam que alguns estudos sobre a eficiência do mercado futuro não atribuem importância a fatores como a sazonalidade e espaçamento das observações dos contratos. No caso de se terem observações contratuais desigualmente espaçadas, torna-se necessário utilizar um instrumental econométrico adequado para esta situação. É importante frisar que conclusões feitas sobre a HME podem ser equivocadas, caso não se levem em conta os fatores mencionados acima.

Vários trabalhos, segundo Beck (1994), rejeitam a HME, sendo que isto se deve principalmente ao teste ou modelo aplicado para eficiência na forma fraca de Fama, que desconsidera a possibilidade de existência de um prêmio ao risco. Beck (1994); Pizzi e Just (1998); Chu; Hsieh e Tse (1999) e Jumah e Martin (1999) encontraram evidência consistente de eficiência do mercado futuro. Mas há trabalhos em que a HME é confirmada apenas para um determinado período do ano e para alguns produtos específicos.

Nos estudos de Bessler e Covey (1991) e Naik e Leithold (1988), os resultados mostram fraca re-

lação de co-integração entre preço presente e futuro (com contrato de vencimento próximo) e ausência de co-integração entre preço presente e futuro para contratos com vencimento distante. Dessa forma, a hipótese de eficiência de mercado futuro é rejeitada, quando se tem contratos de longa terminação.

Conforme Lai e Lai (1991), a existência do viés de preços pode ser consistente com a hipótese de que o mercado está aprendendo a processar racionalmente as informações existentes. Essa conclusão provém do trabalho destes autores, nos quais testam a HME para o mercado financeiro nos Estados Unidos, utilizando o procedimento estatístico de Johansen (1988) e constatam evidências não-favoráveis com respeito à hipótese conjunta de eficiência de mercado e não-prêmio ao risco.

Kenourgios e Samitas (2004), utilizando o método de cointegração de Johansen, testam a eficiência no mercado de cobre e chegam à conclusão de que este mercado não é eficiente. Em trabalho posterior, Kenourgios (2005) aplica o teste para ações atenienses e também, com o procedimento de Johansen (1988), verifica ineficiência neste mercado.

No Brasil, Melo; Lima e Moraes (2006) testam a eficiência nos mercados do boi gordo, açúcar cristal, milho e café utilizando a técnica de co-integração de Engle e Granger, e chegaram à conclusão de que os mercados das três primeiras *commodities* citadas se mostraram eficientes.

Na literatura sobre a HME, em geral, há diversos estudos para *commodities* agrícolas tais como açúcar, milho, café, boi gordo, soja entre outros, porém não se identificaram estudos sobre a hipótese de eficiência do mercado futuro do álcool anidro nem internacionalmente nem nacionalmente. Devido à relativa importância que essa *commodity* vem adquirindo<sup>2</sup> nos mercados interno e externo, pois se trata de uma alternativa de combustível renovável e limpo em relação à gasolina, este trabalho pretende dar uma contribuição na análise sobre esse mercado,

2 De acordo com Bignotto; Barossi Filho e Sampaio (2006), o álcool é um dos principais contratos futuros agropecuários negociados na BM & F, estando em terceiro lugar na participação do total de contratos nos anos de 2000 e 2002.

no sentido de testar a HME para o caso do álcool anidro no Brasil entre 2000 e 2006.

### 3 – PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 – Descrição dos Dados

Utilizaram-se neste trabalho dados semanais sobre preços presente e futuro de álcool anidro carburante no período de 07 de julho de 2000 a 19 de maio de 2006, totalizando um número de 307 observações. Os dados semanais de preço *spot* foram obtidos junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Escola Superior Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP)<sup>3</sup>, cuja unidade de medida encontra-se em Reais por litro (R\$/l). Os dados dos preços futuros do álcool anidro, por sua vez, foram obtidos no sistema de recuperação de informações da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), cuja série é diária e a cotação é feita em Real por metro cúbico (R\$/1.000 litros) com duas casas decimais, livres de quaisquer encargos tributários ou não-tributários. Dessa forma, a série de preços futuros foi transformada em semanal, cotada em R\$/l. O vencimento dos contratos futuros ocorre em todos os meses do ano, sendo que a data de vencimento dos contratos ocorre no sexto dia útil do mês de seu vencimento. (BM & F, 2006). Utilizou-se como critério para a construção da série de preços futuros contratos com vencimentos mais próximos.

#### 3.2 – Teste de Raiz Unitária

Para testar se um mercado é eficiente, a condição necessária é que as variáveis preço *spot* e preço futuro sejam co-integradas de mesma ordem. Assim, é necessário que cada uma dessas séries de preço seja não-estacionária, ou seja, que contenham raiz unitária. Utilizou-se para tanto o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que se baseia na seguinte equação, de acordo com Enders (2004):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde:

$$\gamma = -\left(-1 - \sum_{i=1}^p a_i\right) e$$

3 Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>.

$$\beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$$

, sendo p a ordem de defasagem do modelo auto-regressivo que descreve o comportamento de uma determinada série temporal.

Tem-se que, na equação (5), o coeficiente de interesse é gama ( $\gamma$ ), pois, se este coeficiente é igual a zero, a equação é inteiramente em primeira diferença e então contém uma raiz unitária. A estatística apropriada para testar a presença de raiz unitária depende das versões do modelo explicitado na equação (5), ou seja: i) sem constante e sem tendência; ii) apenas com constante; e iii) com constante e tendência, utilizando-se assim as estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\tau$ , respectivamente, conforme se encontra em Enders (2004). Em seguida, é necessário selecionar o número de defasagens (p) da equação (5), começando de um número maior para menor destas e empregando os critérios de Akaike e Schwarz (AIC e SC) para a escolha do melhor modelo. E por fim, são analisados os resíduos do modelo, o que pode ser feito através do teste Box-Pierce-Ljung.

#### 3.3 – Teste de Co-integração

Após o teste de raiz unitária, pode-se testar se as variáveis em questão são co-integradas. Uma série é integrada de ordem d, denotada por I(d), se esta mesma série foi diferenciada d vezes. Dessa forma, uma série I(0) é dita estacionária, enquanto uma série I(1) contém uma raiz unitária, ou seja, é não-estacionária. Quando a série do preço presente ( $S_{t+1}$ ) e de preço futuro ( $F_t$ ) são ambas I(1), a combinação linear entre as duas ( $Z_t$ ) será I(0), isto é,  $Z_{t+1} = S_{t+1} - \alpha - \beta F_t$ , então existe um  $\alpha$  e  $\beta$  tal que  $Z_{t+1}$  é estacionária ou I(0), e, portanto,  $S_{t+1}$  e  $F_t$  são ditas co-integradas.

Como foi afirmado anteriormente, a co-integração entre  $S_{t+1}$  e  $F_t$  é condição necessária para eficiência de mercado. A hipótese de eficiência de mercado indica que, na média,  $F_t$  é um preditor não-viesado de  $S_{t+1}$ . Dessa forma, mesmo que as séries sejam co-integradas, para que a HME seja confirmada, é preciso testar restrições sobre os coeficientes, ou seja, testar se  $\alpha$  é igual a zero e  $\beta$  igual a um na equação (1).

Caso se detecte que as séries são co-integradas e a restrição imposta sobre  $\alpha$  não seja aceita, ainda é possível que a HME seja válida, desde que  $\beta$  seja igual à unidade. Se estas condições forem atendidas, testa-se a hipótese de que a diferença entre preço a vista e o preço futuro no longo prazo é devido a uma média constante.

A técnica de co-integração foi originalmente implementada por Engle e Granger (1987), que propõem um procedimento para determinar se duas variáveis  $I(1)$  são co-integradas de ordem  $CI(1,1)$ . Uma das limitações de se trabalhar com essa técnica ocorre quando se tem mais do que duas variáveis no sistema, pois o método de Granger não possibilita identificar quais são os vetores que estão co-integrados (ENDERS, 2004). Posteriormente, Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia para testar a co-integração entre duas ou mais variáveis através do método de máxima verossimilhança. O procedimento de Johansen se baseia em maior parte na relação entre o posto (*rank*) da matriz e suas raízes características, em que o *rank* refere-se ao número de vetores de co-integração. Segundo Enders (2004), intuitivamente, o procedimento de Johansen não é nada mais que uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller.

A fim de descrever brevemente o procedimento de Johansen (1988), de acordo com Dennis *et al.* (2005), considere o modelo VAR de dimensão  $p$  e erros gaussianos:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Onde  $X_0, \dots, X_{-k+1}$  são fixados,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$  seguem distribuição normal com média zero e variância  $\Omega$  e  $D_t$  é um vetor de variáveis determinísticas, tais como constante, tendência linear e *dummies* sazonais ou de intervenção.

O objetivo da análise de co-integração, conforme Dennis *et al.* (2005) é distinguir entre a estacionariedade criada por combinação linear e estacionariedade criada por diferenciação; assim, o modelo da equação (6) é reformulado na forma de correção de erros,

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde:  $\Pi X_{t-1}$  é o vetor de correção de erros;  $X_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que deve ser testado por meio de co-integração, e  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ;  $\Gamma$  é a matriz que contém os coeficientes que medem a velocidade de ajustamento do modelo no curto prazo, e  $\Pi$ , por sua vez, contém os coeficientes que medem o ajustamento de longo prazo.

Em relação ao vetor de correção de erros  $\Pi X_{t-1}$ ,  $\Pi$  pode ser escrita como  $\Pi = \alpha \beta'$ ; então quando o *rank* é igual a um ( $r=1$ ), tem-se que:

$$\Pi X_{t-1} = \alpha \beta' X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} (\beta_1 \dots \beta_n) \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ \vdots \\ X_{nt-1} \end{pmatrix}$$

É conveniente então normalizar pelo coeficiente de uma das variáveis, de  $X_1$  por exemplo:

$$\Pi X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} (\beta_1 X_{1t-1} + \dots + \beta_n X_{nt-1}) \beta_1 / \beta_1$$

$$\Pi X_{t-1} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{pmatrix} \beta_1 (X_{1t-1} + \dots + \frac{\beta_n}{\beta_1} X_{nt-1})$$

$$= \begin{pmatrix} \alpha_1 \cdot \beta_1 \\ \vdots \\ \alpha_n \cdot \beta_1 \end{pmatrix} (X_{1t-1} + \dots + \frac{\beta_n}{\beta_1} X_{nt-1})$$

$$= \begin{pmatrix} \tilde{\alpha}_1 \\ \vdots \\ \tilde{\alpha}_n \end{pmatrix} (VC), \text{ que mede os impactos de longo prazo.}$$

Onde VC representa o vetor de co-integração do sistema e o vetor  $(\tilde{\alpha}_1, \dots, \tilde{\alpha}_n)$  mede a velocidade de ajustamento de longo prazo das variáveis do sistema.

Segundo Enders (1996) e Enders (2004), o número de vetores de co-integração é determinado pela análise do *rank* da matriz  $\Pi$ , que pode ser obtido checando-se a significância das raízes características de  $\Pi$ , em que o *rank* da matriz é igual ao número de suas raízes características que são diferentes de zero. O teste para o número de raízes características que são insignificamente

diferentes de 1 (um) pode ser feito utilizando-se as seguintes estatísticas:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Onde  $\hat{\lambda}_i$  é o valor estimado das raízes características obtidas da matriz  $\Pi$  estimada, e  $T$  é o número de observações utilizadas.

A primeira estatística, na equação (8), é chamada de teste do traço ( $\lambda_{trace}$ ), usado para testar a hipótese nula de que existem no máximo  $r$  vetores de co-integração. A segunda estatística de teste, chamada de teste do máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ), tem por objetivo verificar a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores de co-integração. De acordo com Enders (2004), os valores críticos de  $\lambda_{trace}$  e  $\lambda_{max}$  são obtidos através da abordagem de Monte Carlo.

No presente estudo do teste da eficiência do mercado futuro do álcool anidro, tem-se duas variáveis que são os seus preços presente e futuro, ou seja,  $n=2$ . Assim, a hipótese nula será testada para  $r = 0$  e  $r \leq 1$ . Se  $r = 0$ , não se deve rejeitar a hipótese nula, isto é, não há vetor co-integrado. Por outro

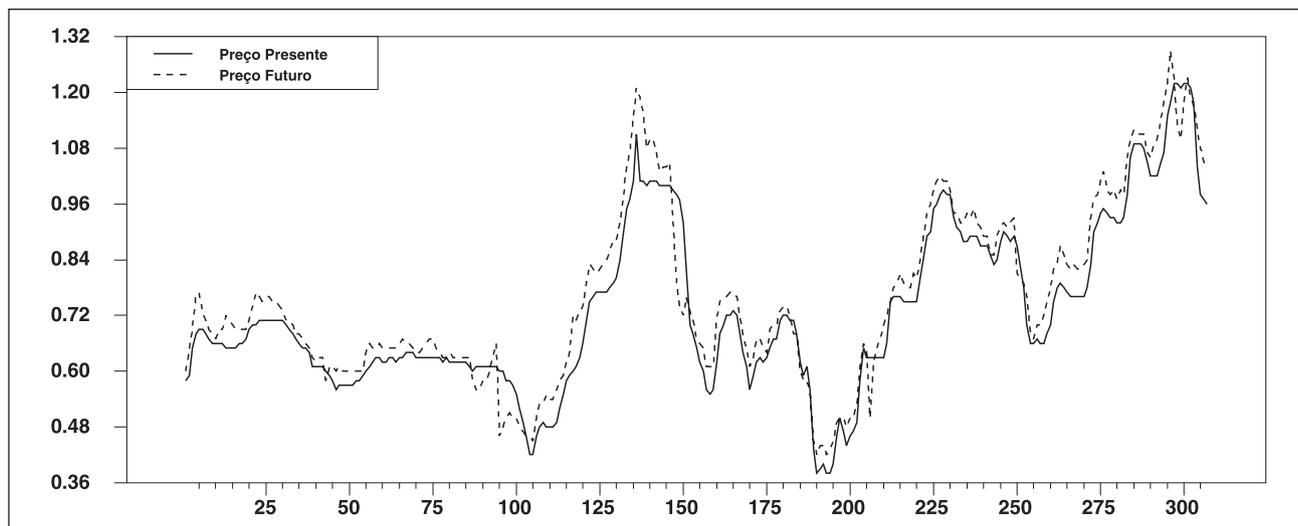
lado, se  $r = 0$ , é rejeitado e  $r \leq 1$  não pode ser rejeitado; conclui-se que há um vetor de co-integração.

Caso os vetores de preço futuro e de preço presente sejam co-integrados, podem-se testar restrições sobre os coeficientes da equação (1). Como mencionado anteriormente, é necessário impor restrições sobre o vetor  $\beta$  do vetor de correção de erros para testar a hipótese de que  $\alpha = 0$  e  $\beta = 1$ .

Estimado o vetor de co-integração, o próximo passo é normalizar com respeito ao coeficiente de  $Ft$  e então se calcula o valor do teste de razão de máxima verossimilhança, que possui uma distribuição  $\chi^2$  com  $(n-r)$  graus de liberdade.

#### 4 – APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Os resultados encontrados neste trabalho foram obtidos através dos *softwares* RATS 6.2 e CATS 2.0. O primeiro foi utilizado para realizar os testes de raiz unitária e o segundo para as análises de co-integração. Primeiramente, tem-se o gráfico (1), que mostra o comportamento das séries semanais de preço presente e preço futuro do álcool anidro carburante, de 07 de julho de 2000 a 19 de maio de 2006, ou seja, 307 observações.



**Gráfico 1 – Comportamento das Séries Semanais de Preço Presente e Preço Futuro do Álcool Anidro - Brasil**

Fonte: Dados da Pesquisa.

Para um panorama geral da série de preço presente e preço futuro do álcool anidro, a Tabela 1, traz algumas estatísticas descritivas. O preço presente médio foi de R\$ 0,73 por litro de álcool e o preço futuro médio de R\$ 0,76 por litro e o desvio padrão foi, respectivamente, 0,18 e 0,19. O valor mínimo do preço *spot* apresentou um valor de R\$ 0,38 por litro, que corresponde à semana de 12 de março de 2004, e o maior valor para a mesma série foi R\$ 1,22 por litro, correspondente a 17 de março de 2006. Para o preço futuro, o valor mínimo foi de R\$ 0,42 por litro e o máximo de R\$ 1,29 por litro.

A partir destas séries originais de preços, realizou-se o teste para examinar a presença de raiz unitária nestas e posteriormente para as séries com diferenciação. Através do teste de Dikey-Fuller aumentado (ADF), foi possível identificar o número de raízes unitárias presentes ou não nas séries de preços. Para a escolha do número de defasagens presentes no modelo, foi utilizado o critério de informação de Akaike (AIC). Os resultados do teste de Dickey-Fuller são apresentados na Tabela 2, onde se tem o resultado de que tanto para preço presente quanto preço futuro, a hipótese nula de presença de raiz unitária não foi rejeitada. Já no caso das séries diferenciadas, rejeitou-se a hipótese de raiz unitária.

Pode-se afirmar que as séries de preço presente e de preço futuro do álcool anidro carburante possuem uma raiz unitária e, como na primeira diferença, as séries não são estacionárias, tem-se que as variáveis são ditas  $I(1)$ . A não-estacionariedade das séries, nesse caso, na primeira diferença, indica que é possível realizar o teste de co-integração através do procedimento de Johansen.

Através do teste de Johansen, obteve-se primeiramente o número de vetores de co-integração e, para isso, são utilizados os testes do traço e do máximo autovalor, cujos resultados podem ser observados na Tabela 3.

O resultado da Tabela 3 mostra que ambos os testes indicam a existência de apenas um vetor de co-integração, o que era esperado, pois o modelo possui apenas duas variáveis.

Para verificar a robustez e o ajustamento do modelo que foi utilizado no procedimento de Johansen, fez-se a análise dos resíduos, sendo o modelo mais adequado aquele em que seus resíduos não estão autocorrelacionados. (ENDERS, 2004). De acordo com teste do multiplicador de Lagrange (LM), o modelo utilizado para o teste de co-integração possui quatro defasagens (4 *lags*), sem tendência

**Tabela 1 – Estatísticas Descritivas das Séries de Preço *Spot* (S) e Preço Futuro (F) – Álcool Anidro**

Séries	N	Média	Desvio-padrão	Valor mínimo	Valor máximo
S	307	0.73033	0.181219	0.38	1.22
F	307	0.76186	0.190732	0.42	1.29

Fonte: Dados da Pesquisa.

**Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária: Álcool Anidro**

Série	Critério do modelo	Defasagens	Estatística	Valor crítico (5%)	Valor estimado
S	Akaike (AIC)	1	$\tau$	-2.87	-2.44
F	Akaike (AIC)	1	$\tau$	-2.87	-1.89
DS*	Akaike (AIC)	0	$\tau$	-2.87	-9.70
DF*	Akaike (AIC)	0	$\tau$	-2.87	-13.32

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota: \* Séries diferenciadas.

**Tabela 3 – Testes de Co-integração- Procedimento de Johansen**

Rank = r	Autovalor	Teste do Traço	Valor crítico (95%)	P- value
r = 0	0,145	47,395*	12,282	0,000
r ≤ 1	0,000	0,006	4,071	0,967

Fonte: Dados da Pesquisa.

Notas: \* Rejeição da hipótese nula no nível de significância de 5%.

**Tabela 4 – Teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para Auto-correlação dos Resíduos**

Teste	Valor calculado*	P-Valor
LM(1)	1.007	0.909
LM(2)	1.085	0.897

Fonte: Dados da Pesquisa.

Notas: \* Segue distribuição  $\chi^2$  com 4 graus de liberdade.

e sem constante, pois não possui autocorrelação dos resíduos, conforme a tabela a seguir.

O resultado do teste de co-integração indica que há uma relação de equilíbrio entre as séries de preço presente e de preço futuro do álcool anidro e, assim,  $S_{t+1}$  e  $F_t$  se movem de maneira próxima uma da outra, apesar de ambas individualmente não serem estacionárias.

Detectada então a co-integração entre as séries de preço a vista e preço futuro, tem-se então a condição necessária da hipótese de eficiência de mercado. Resta testar, então, se de fato o mercado do álcool anidro é eficiente e, para isso, é necessário testar se os coeficientes da equação (1) são respectivamente, iguais a zero e a um.

Num primeiro momento, aplicou-se o teste de co-integração para um modelo com a presença de uma constante e, através do teste de autocorrelação dos resíduos, verificou-se que o sistema estava mal especificado. Então retirou-se a constante, melhorando, assim, a especificação do modelo. Também nesse tipo de especificação sem a constante, os resíduos se mostraram não autocorrelacionados; logo, é possível afirmar que  $\alpha = 0$  na equação (1), ou seja, a hipótese da presença de prêmio ao risco é rejeitada.

Por fim, testou-se a hipótese de que  $\beta = 1$ . Para isso, fez-se a normalização do vetor  $\beta$ , e o resultado encontrado para o teste do coeficiente de  $Ft$  por ser

igual à unidade segue uma distribuição  $\chi^2$  com um grau de liberdade. O valor calculado foi de 47,345 e o p-valor igual a zero, indicando que a hipótese nula de que  $\beta = 1$  é rejeitada. Assim, chega-se à conclusão de que o mercado do álcool anidro no período de 07 de julho de 2000 a 19 de maio de 2006 não atende à hipótese de eficiência de mercado.

Neste caso, de acordo com Zalauf e Irwin (1997), a hipótese de eficiência de Fama é violada, pois existe um custo de transação para adquirir as informações e, portanto, os preços já não refletem toda a informação disponível.

## 5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo testar a eficiência do mercado futuro do álcool anidro no Brasil através da análise de co-integração no período de 07 de julho de 2000 a 19 de maio de 2006. Para tanto, utilizou-se o procedimento de Johansen (1988), que possui maior robustez que o teste de Engle e Granger (1987).

Os resultados encontrados mostraram que as séries de preços presente e futuro do álcool anidro se mostraram não-estacionárias, segundo o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), justificando, assim, a aplicação da metodologia de co-integração para testar a hipótese de eficiência desse mercado. Detectada a presença de raiz unitária em ambas as séries, o próximo passo foi diferenciá-las para determinar a ordem de integração. Como as variáveis na primeira

diferença se mostraram estacionárias, diz-se que tanto o preço presente como o futuro são  $I(1)$ . Com isso, foi possível realizar o teste de co-integração através do procedimento de Johansen. E chegou-se ao resultado de que há um vetor de co-integração no modelo de HME para o álcool anidro.

O resultado de que as variáveis são co-integradas se constitui em uma condição necessária, mas não suficiente, para que um mercado seja dito eficiente. Dessa forma, procedeu-se ao teste de os parâmetros do modelo serem iguais a zero e a um, respectivamente. A hipótese de que  $\alpha = 0$  pôde ser confirmada, ou seja, não há presença de prêmio ao risco no modelo, porém com relação ao  $\beta$  ser igual a 1, isso não se confirmou na análise. Portanto, chegou-se à conclusão de que o mercado de álcool no Brasil no período estudado não se mostrou eficiente, ou seja, não se pode dizer que  $F_t$  seja um preditor não viesado de  $S_{t+1}$ .

Esse resultado para o mercado futuro do álcool não surpreende, pois a literatura sobre HME, como se viu na seção 2, é muito controversa e diversos estudos chegam à conclusão de que alguns mercados são eficientes e outros não, dependendo de outros fatores, tais como prazo de vencimento do contrato, tipo de produto e período estudado.

No caso específico do álcool anidro, razões de ordem prática podem justificar o resultado de não-eficiência de seu mercado futuro, pois, apesar de os preços dessa *commodity* terem sido liberados a partir de maio de 1997, o governo eventualmente intervém nesse mercado. Como exemplo dessa intervenção, tem-se que, em janeiro de 2006, o governo estabeleceu um limite para o álcool anidro em R\$ 1,05 por litro, sem impostos, a fim de reverter a tendência de aumento de preço desta *commodity*. (BURNQUIST, 2006).

Como o álcool anidro combustível é utilizado para mistura à gasolina, o governo tem a preocupação de diminuir o impacto da alta de combustíveis na inflação. Portanto, como afirmam Newbold *et al.* (1999), as diferenças dos resultados do teste da HME devem-se também a fatores institucionais e intervenção governamental. Outra razão que pode justificar o

fato de que a HME não se verifica no caso do álcool anidro está ligada à questão da sazonalidade.

Portanto, conclui-se que é necessária a realização de novas investigações para que se tenham mais explicações sobre o mercado do álcool anidro. Uma sugestão de pesquisa posterior pode ser a de testar se a sazonalidade da produção afeta os resultados do teste da hipótese da eficiência do mercado dessa *commodity*; porém, nesse caso, é necessário que se utilizem dados com uma periodicidade maior, tais como dados trimestrais.

## Abstract

---

The aim of this paper is to test the efficiency of the ethanol future market in Brazil through co-integration analysis for spot and future prices, using Johansen procedure, for the period of July 2000 to May 2006. The results showed that ethanol's spot and future prices are non stationary of first order integration. Johansen tests confirmed the existence of one co-integration vector in the analyzed model and the parameters test did not confirm the null hypothesis market efficiency. The paper thus concluded that ethanol's market in Brazil could not be regarded as efficient for the period considered.

## Key words:

---

Efficiency; Future Market; Ethanol; Johansen.

## REFERÊNCIAS

- BECK, S. E. Cointegration and market efficiency in commodity futures markets. **Applied Economics**, v. 26, p. 249-257, 1994.
- BESSLER, D. A.; COVEY, T. Cointegration: some results on U.S. cattle prices. **Journal of Futures Markets**, v. 11, p. 461-474, 1991.
- BIGNOTTO, E. C.; BAROSSO FILHO, M.; SAMPAIO, R. **Gestão do risco de mercado em organizações do agronegócio**. Disponível em: <<http://shopping.bmfcead.com.br/pages/instituto/>

publicacoes/resenha/arquivos/161/artigoTec-02.pdf>. Acesso em: 27 set. 2006.

BODIE, Z.; KANE, A.; MARCUS, A. J. **Fundamentos de investimento**. 3. ed. Porto Alegre: Bookman, 2000.

BM & F. **Contratos de derivativos agropecuários**. Disponível em: <[http://www.bmf.com.br/2004/pages/contratos1/contratos\\_agro\\_tabelas.asp](http://www.bmf.com.br/2004/pages/contratos1/contratos_agro_tabelas.asp)>. Acesso em: 27 set. 2006.

BURNQUIST, H. L. **Pensando no futuro do álcool na matriz energética brasileira**. Piracicaba: Cepea, 2006.

CANARELLA, G.; POLLARD, S. K. Efficiency of commodity futures: a vector autoregression analysis. **The Journal of Futures Markets**, v. 5, n. 1, p. 57-76, 1985.

CHU, Q. C.; HSIEH, W. G.; TSE, Y. Price discovery on the S & P 500 index markets: an analysis of spot index, index futures, and SPDRs. **International Review of Financial Analysis**, v. 8, n. 1, p. 21-34, 1999.

DENNIS, J. G. *et al.* **Cats in rats**: version 2. [S.l.]: Estima, 2005.

ELAM, E.; DIXON, B. Examining the validity of a test of futures market efficiency. **The Journal of Futures Markets**, v. 8, n. 3, p. 365-372, 1988.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. 2. ed. Hoboken: Wiley, 2004.

\_\_\_\_\_. **Rats handbook for econometric time series**. Hoboken: Wiley, 1996.

ENGLE, R.; GRANGER, C. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

\_\_\_\_\_. **Rats handbook for econometric time series**. Hoboken: Wiley, 1996.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, p. 383-417, 1970.

\_\_\_\_\_. Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v. 14, p. 319-338, 1984.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, p. 213-228, 1986.

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. 169-210, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vector. **Journal of Econometric Dynamic and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JUMAH, K.; MARTIN, W. C. Temporal relationship among prices on commodities futures Markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 4, p. 987-989, 1999.

KELLARD, N. et al. The relative efficiency of commodity futures markets. **Journal of Futures Market**, v. 19, p. 413-432, 1999.

KENOURGIOS, D. F.; SAMITAS, A. G. Testing efficiency of the copper futures market: new evidence from London Metal Exchange. **Global Business and Economics Review**, p. 261-271, 2004.

KENOURGIOS, D. F. Testing efficiency and the unbiasedness hypothesis of the emerging Greek futures market. **European Review of Economics and Finance**, v. 4, n. 1, p. 3-20, abr. 2005.

LAI, K. S.; LAI, M. A cointegration test for market efficiency. **Journal of Futures Markets**, v. 11, p. 567-575, 1991.

LIMA, R. C.; OHASHI, A. The efficient market hypothesis and the dynamic behavior of sugar

future prices. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.30, p. 484-493, dez. 1999. Número especial

MELO, A. S.; LIMA, R. C.; MORAES, A. S. Análise da eficiência dos mercados futuros de commodities agrícolas brasileiras utilizando co-integração. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2006.

NAIK, G.; LEUTHOLD, R. M. Cash and future price and relationships for non-storable commodities: an empirical analyses using a general theory. **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 13, n. 2, p. 327-338, 1988.

NEWBOLD, P. et al. **Testing seasonality and efficiency in commodity futures markets**. Nottingham: University of Nottingham, 1999. (School of Economics Discussion Paper, 33).

PIZZI, J.; JUST, A. Efficiency of commodity futures. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 80, p. 347-359, May 1998.

SHEN, C. H.; WANG, L. R. Examining the validity of a test of futures markets efficiency: a comment. **Journal of Futures Markets**, v. 10, p. 185-196, 1990.

ZULAUF, C. R.; IRWIN, S. H. **Market efficiency and marketing to enhance income of crop producers**. [S.l.: s.n.], 1997. (OFOR Economic Paper Series, 97-04).

---

Recebido para publicação em 06.07.2007