

PREÇOS FUTUROS DO CAFÉ: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO ENTRE O PREÇO INTERNO E O PREÇO EXTERNO

Marcelo A. Arbex¹
Rosa Fontes²

RESUMO

O Brasil ainda é o maior produtor mundial de café, porém não ocupa mais a posição de semimonopolista no mercado internacional. Por conta de uma política de sustentação de preços no mercado mundial, o Brasil involuntariamente incentivou concorrentes e, conseqüentemente, perdeu a hegemonia que até então possuía. A convergência dos maiores produtores de café para o mercado norte-americano, grande consumidor de café, torna os mercados à vista e futuro mais atrativos nesse país. A grande presença de *hedgers* e especuladores na *CSCE*, em Nova York, faz com que o contrato futuro de café negociado nessa bolsa de mercadorias tenha uma elevada liquidez, tornando esse mercado ainda mais atrativo para os agentes que negociam tal *commodity*. Analisando o comportamento dos preços futuros internos, cotados na *BM&F*, e externos do café, é possível observar que eles possuem um comportamento semelhante no período compreendido entre agosto de 1991 e junho de 1996. Outra observação interessante é que as elevações e quedas de preço do contrato futuro de café negociado na *BM&F* ocorrem após as elevações e quedas dos preços cotados na *CSCE*. Através da análise de cointegração, é possível verificar que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços futuros de café internos e externos. A dinâmica de curto prazo entre essas duas variáveis apresenta um desequilíbrio, o qual é corrigido por mecanismo de correção de erro, de forma que o comportamento dessas séries caminhe em direção ao equilíbrio de longo prazo.

-
- 1 Professor Assistente do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.
 - 2 Professora Titular do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil ainda é o maior produtor mundial de café, porém não ocupa mais a posição de semimonopolista no mercado internacional. Por conta de uma política de sustentação de preços no mercado mundial, o Brasil incentivou concorrentes e, conseqüentemente, perdeu a hegemonia que até então possuía.

O País teve sua participação reduzida, ao longo dos anos, no mercado internacional de café. A partir da década dos 50 do atual século, as exportações brasileiras declinaram para menos de 50% do total mundialmente exportado, chegando a menos de 24% na década dos 80. A produção de café dos países africanos e da Colômbia elevou-se consideravelmente nos últimos anos, fazendo com que os mesmos ampliassem sobremaneira suas participações no comércio global.

Almeida, Mesquita (1995) realizaram um teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial. Segundo os autores, os preços externos determinaram as quantidades de café exportadas pelo Brasil, porém, as quantidades exportadas não determinaram os preços, ou seja, o Brasil foi tomador de preços no mercado mundial de café, durante o período 1965/1989.

Entretanto, o Brasil nem sempre esteve na posição de tomador de preços no mercado mundial de café, aparecendo como formador de preços no trabalho desenvolvido por Lemos (1983), que analisou o período 1821/1980. Dois fatores podem ter contribuído para essa mudança:

- i) a participação relativa do Brasil no mercado internacional do café durante os períodos estudados;
- ii) o condicionamento das exportações brasileiras de café ao sistema de preços e quotas do Acordo Internacional do Café (Almeida, Mesquita, 1995).

O preço do café é determinado basicamente pela oferta e demanda do produto. Na medida em que a demanda é razoavelmente estável, a oferta do produto é o principal determinante das alterações de curto prazo nos seus preços.

As oscilações de oferta no curto prazo são muito afetadas pelas condições climáticas. Sendo o Brasil um grande produtor de café, as condições climáticas brasileiras normalmente causam significativas oscilações nos preços dessa *commodity* no mercado mundial. Ao contrário de outros países latino-americanos, a colheita brasileira está sujeita tanto a secas como a geadas. O período de geadas (junho e julho) no Brasil é o principal fator de incerteza que afeta os preços do café.

Entretanto, como o café é plantado em várias partes do mundo e colhido praticamente ao longo de todo o ano, não é possível estabelecer um comportamento sazonal muito claro³. Os meses de junho e julho possuem movimentos de preços voláteis e incertos, dada a significância da produção brasileira de café e sua vulnerabilidade a geadas e secas no período de colheita abril-agosto. Mesmo rumores de geadas no Brasil e em outros países latino-americanos podem elevar os preços do café significativamente (Teweles, Jones, 1989).

Analisando os fatores que afetam a volatilidade do contrato futuro de café negociado na BM&F, Arbex (1997) conclui que esse mercado apresenta pouca sensibilidade à credibilidade das políticas econômicas implementadas no Brasil no período 1991-1996. De acordo com esse estudo, existem outras variáveis que afetam o comportamento da volatilidade do preço futuro do café, destacando-se os preços futuros externos, cotados na *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange (CSCE)*.

A convergência dos maiores produtores de café para o mercado norte-americano, grande consumidor de café, torna os mercados à vista e futuro mais atrativos nesse país. A grande presença de *hedgers* e especuladores na *CSCE*, em Nova York, faz com que o contrato futuro de café negociado nessa bolsa de mercadorias tenha uma elevada liquidez, tornando esse mercado ainda mais atrativo para os agentes que negociam tal *commodity*.

De acordo com Schouchana (1995), o preço nas bolsas de futuros dos Estados Unidos expressam as forças de oferta e demanda mundiais, uma vez que comerciantes do mundo inteiro negociam lá, formando a base do preço praticado no Brasil (e no restante do mundo) para o café, açúcar, suco de laranja, soja e seus derivados. Os produtos agrícolas que têm uma importante participação no mercado externo são influenciados pelas bolsas norte-americanas. Entretanto, apesar dessa influência, o mercado futuro de café funciona na BM&F há muito tempo com liquidez, embora menor do que aquela observada nas bolsas de futuros dos Estados Unidos.

Os contratos futuros de café começaram a ser negociados nos Estados Unidos em 1882 na *New York Coffee Exchange* que, a partir de 1979, passou a se chamar *New York Coffee, Sugar & Cocoa Exchange*. No Brasil, a negociação de café a futuro iniciou-se em 1978, na Bolsa de Mercadorias de São Paulo (BMSP). Em maio de 1991, a Bolsa Mercantil & de Futuros uniu-se à BMSP, dando origem à Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). Na BM&F, os meses de vencimento dos contratos futuros de café são março,

3 Observando as funções de autocorrelação das séries de preços futuros de café utilizadas nesse trabalho, não é possível identificar sazonalidade nas mesmas. Assim, para o período setembro/91 a junho/96, confirma-se a afirmativa acima.

maio, julho, setembro e dezembro. Os principais contratos futuros de café negociados no mundo são o contrato tipo C arábica da *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange* de Nova Iorque, o café robusta na *London Futures & Options Exchange* em Londres e o café arábica na Bolsa de Mercadorias & Futuros em São Paulo.

Cabe ressaltar que o café brasileiro, negociado na BM&F, não pode ser transacionado na CSCE, onde somente são admitidos cafés produzidos na América Central, Colômbia e Leste da África. Contudo, tal fato não impossibilita operações de arbitragem⁴.

Analisando o comportamento dos preços futuros internos e externos do café, é possível observar que eles possuem um comportamento semelhante no período compreendido entre setembro de 1991 e junho de 1996 (Figura 1). Outra observação interessante é que as elevações e quedas de preço do contrato futuro de café negociado na BM&F ocorrem após as elevações e quedas dos preços cotados na CSCE.

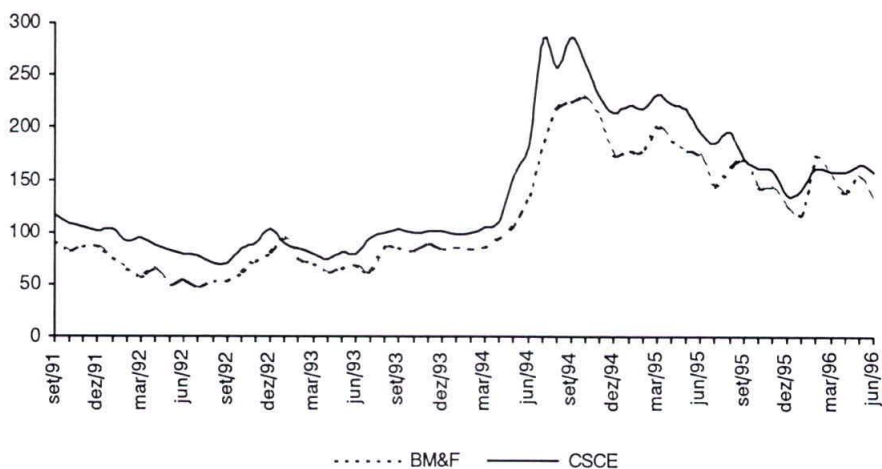


Figura 1: PREÇOS FUTUROS DE CAFÉ NEGOCIADOS NA BOLSA DE MERCADORIAS & FUTUROS E NA *COFFEE, SUGAR & COCOA EXCHANGE*, NO PERÍODO 1991-1996

4 Segundo Corrêa (1995), arbitragem é uma operação simultânea de compra em um mercado futuro e venda em outro mercado futuro, objetivando um ganho no preço ou no diferencial entre ambos.

Motivado por essas observações, o presente trabalho pretende analisar as relações de equilíbrio de longo e de curto prazo entre o preço do contrato futuro de café, negociado na Bolsa de Mercadorias & Futuros, e o preço de seu similar internacional, cotado na *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange*, através da análise de cointegração. Os dados utilizados nesse trabalho são os preços médios mensais, expressos em US\$ por saca de 60kg, negociados na BM&F e CSCE.

2 METODOLOGIA

Os modelos de séries temporais utilizados para fazer previsões de variáveis econômicas são baseados na pressuposição de que, para uma série ser passível de previsão, ela deve ser gerada por um processo estocástico. Em outras palavras, a análise de séries de tempo deve fornecer uma descrição da natureza aleatória do processo (estocástico) gerador da amostra de observações sob estudo.

A descrição desse processo não é dada em termos de uma relação de causa-efeito, como no caso de um modelo de regressão tradicional, mas em termos de como essa aleatoriedade está incorporada ao processo. A modelagem de tal processo assume então que cada valor Y_1, Y_2, \dots, Y_T de uma série é descrito aleatoriamente a partir de uma distribuição de probabilidade conjunta bem caracterizada.

Assim, a primeira etapa da análise de séries temporais é verificar como o processo estocástico gerador da série em estudo se comporta ao longo do tempo. Se as características do processo estocástico mudam com o tempo, o processo é denominado não-estacionário, sendo difícil a modelagem de seu comportamento. Por outro lado, se o processo estocástico é constante no tempo, a série é dita estacionária, podendo ser modelada por uma equação de coeficientes fixos, estimados a partir de dados passados (Pindyck, Rubinfeld, 1991).

Considera-se que um processo estocástico é estacionário se sua média e variância são constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende somente da distância ou defasagem entre dois períodos de tempo, e não do período atual, no qual a covariância é calculada.

Apesar de desejáveis, poucas são as séries estacionárias encontradas na prática. Muitas das séries temporais são não-estacionárias, contudo, podem ser diferenciadas uma ou mais vezes, de modo que a série resultante se torna estacionária. A série não-estacionária que possui tal propriedade é conhecida como homogênea. O número de vezes que a série

original deve ser diferenciada para que a série resultante seja estacionária e chamado de ordem de homogeneidade (ou ordem de integração).

Em geral, se uma série temporal tem que ser diferenciada d vezes, diz-se que ela é integrada de ordem d ou $I(d)$. Assim, qualquer série cuja ordem de integração é maior ou igual a 1 é uma série não estacionária. Por convenção, se $d = 0$, o processo $I(0)$ resultante representa uma série estacionária no próprio nível da série e não nas diferenças.

De acordo com Griffiths *et al.* (1993), na análise de regressão de duas séries temporais econômicas, normalmente se observa um elevado R^2 e um baixo Durbin-Watson, embora não exista uma relação verdadeira entre as duas variáveis. Esta situação é conhecida na literatura como **regressão espúria**. Nesse caso, se as duas séries envolvidas exibem uma forte tendência, o alto R^2 observado é devido à presença de tendência, e não devido a uma relação verdadeira entre as duas séries.

A verificação de regressão espúria compromete e invalida as conclusões a respeito do comportamento das variáveis, bem como as previsões a partir de dados passados. Isso pode ocorrer quando um modelo de regressão é especificado da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde Y_t e X_t são séries temporais geradas por processos estocásticos não-estacionários. Entretanto, tal observação não impede que haja uma regressão entre essas duas variáveis nos níveis, mesmo que ambas sejam **passeios aleatórios**⁵.

Em alguns casos, duas variáveis seguem um **passeio aleatório**, mas a combinação linear entre elas é estacionária. Por exemplo, é possível que Y_t e X_t sejam **passeios aleatórios**, mas que a variável $Z_t = X_t - \lambda Y_t$ seja estacionária. Nesse caso, diz-se que Y_t e X_t são cointegradas e que λ é o parâmetro de cointegração. Se Y e X são séries cointegradas, então os resultados da equação (1) podem não ser espúrios e os Testes t e F usuais são válidos.

Entretanto, a importância da teoria de cointegração não se limita apenas em testar a veracidade dos resultados obtidos por análise de regressão. Em muitos casos, a teoria econômica afirma que duas variáveis devem ser cointegradas, e um teste de cointegração entre essas variáveis implica num teste da própria teoria. Assim, segundo Bacchi (1995), o conceito

5 Em análise de séries temporais, uma série que tenha **raiz unitária** é conhecida como um **passeio aleatório**. E **passeios aleatórios** são exemplos de séries temporais não-estacionárias.

de cointegração significa que variáveis não-estacionárias podem caminhar em bloco (ter caminhos temporais relacionados), de forma que, no longo prazo, essas variáveis apresentem uma relação de equilíbrio.

2.1 Teste de raiz unitária e cointegração

Diversos são os métodos propostos na literatura para se testar a estacionariedade ou não de séries temporais. Um teste simples de estacionariedade, amplamente difundido na literatura, é o teste da **raiz unitária** introduzido por Dickey e Fuller. Considera-se inicialmente o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que ε_t é o termo de erro estocástico com as pressuposições clássicas de média zero, variância constante e não-autocorrelacionado. Tal termo de erro é também conhecido como termo de erro **ruído branco**. O modelo considerado acima implica numa regressão de Y no tempo t em relação ao seu valor no período $(t-1)$.

A forma mais simples de verificar a existência de **raiz unitária** em uma série temporal é testar em (2) a hipótese $H_0 : \rho = 1$ (série tem **raiz unitária**) contra $H_1 : \rho < 1$. Se o coeficiente de Y_{t-1} for igual a 1 ($\rho = 1$), isso caracteriza um problema de **raiz unitária**, ou seja, uma situação de não-estacionariedade.

A equação (2) é normalmente expressa na forma alternativa como:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $\delta = (\rho - 1)$ e onde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$. A hipótese nula testada nesse caso é $H_0 : \delta = 0$ (ou $H_0 : \rho - 1 = 0$) contra $H_1 : \delta < 0$. Se de fato δ é igual a 0, é possível reescrever (4) como:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (5)$$

o que significa que as primeiras diferenças de uma série temporal **passaio aleatório** ($= \varepsilon_t$) são séries estacionárias, devido à pressuposição de que o termo de erro é puramente aleatório.

O teste de estacionariedade de uma série de tempo Y_t implica testar se o ρ estimado é estatisticamente igual a um, para a equação (2) ou, de forma equivalente para a equação (4), se o ρ estimado é estatisticamente igual a zero com base na estatística t . O valor de t obtido não segue a distribuição de t de *Student*, mesmo para grandes amostras. Para se testar a hipótese nula de que $\rho = 1$, a estatística t calculada é conhecida como estatística τ (*tau*), cujos valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller com base em simulações de Monte Carlo. Na literatura, o teste τ é conhecido como Teste Dickey-Fuller. Essas tabulações foram ampliadas por MacKinnon através de novas simulações de Monte Carlo, sendo que os programas econométricos geralmente apresentam os valores críticos de MacKinnon para o Teste de Dickey-Fuller (Mackinnon, 1991).

Por razões teóricas e práticas, o teste DF é aplicado às regressões que assumem as seguintes formas:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que t é a variável tempo ou tendência. Em cada caso, a hipótese nula é de que $\delta = 0$, isto é, existe uma **raiz unitária**. A diferença entre a equação (6) e as duas últimas é que estas incluem o termo constante (intercepto) e a tendência.

Se, entretanto, o termo de erro é autocorrelacionado, inclui-se nas alternativas acima termos diferenciados defasados, ΔY_{t-1} com $i = 1, 2, \dots, m$, onde, por exemplo, $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, etc. O número de termos diferenciados defasados incluídos no modelo é determinado de modo que o termo de erro seja serialmente independente. A hipótese nula neste caso é a mesma, de que $\delta = 0$ ou $\rho = 1$, isto é, existe uma **raiz unitária** em Y (Y é não estacionária). O Teste DF aplicado a modelos descritos pelas equações (6), (7) e (8), acrescidos de termos diferenciados defasados, é conhecido como teste DF Aumentado (DFA), para o qual utilizam-se os mesmos valores críticos tabulados por MacKinnon.

Para se testar a hipótese de não-cointegração entre duas variáveis, propõe-se o Teste de Engle-Granger (EG) ou Engle-Granger Aumentado (EGA), o qual implica em estimar a regressão especificada pela equação (1), obtendo-se os resíduos e submetendo-os aos Testes Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller Aumentado.

Admite-se que, usando o Teste Dickey-Fuller, Y_t e X_t são passeios aleatórios, mas que ΔX_t e ΔY_t são estacionárias. Testar se Y_t e X_t são cointegradas implica inicialmente em rodar um regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (chamada de regressão de cointegração), com especificação dada pela equação (1). O parâmetro β_1 é denominado parâmetro de cointegração.

Testa-se, então, se os resíduos dessa regressão, ε_t , são estacionários⁶. Se Y_t e X_t não são cointegradas, qualquer combinação linear entre elas será não-estacionária e, portanto, os resíduos também serão não-estacionários. Especificamente, testa-se a hipótese de que ε_t é não-estacionário, ou seja, a hipótese de não-cointegração entre as séries (Gujarati, 1995).

2.2 Mecanismo de correção de erro

A partir dos testes de cointegração entre duas variáveis, é possível afirmar que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Entretanto, tal constatação não elimina a possibilidade de desequilíbrios no curto prazo. De acordo com Griffiths *et al.* (1993), o termo de erro da equação (1) representaria o erro de equilíbrio. Através do Mecanismo de Correção de Erro (MCE) é possível corrigir esse desequilíbrio, de forma que o comportamento das variáveis caminhe em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Sendo Y_t e X_t $I(1)$, ΔY_t e ΔX_t são $I(0)$, e rejeitando-se a hipótese de que as variáveis não são cointegradas, passa-se a estimar o modelo de correção de erro, definido como

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta X_t + \alpha_3 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (9)$$

onde ε_{t-1} é o resíduo estimado a partir da equação (1) de cointegração. A equação (9) somente é válida se ε_t for $I(0)$, ou seja, estacionário.

A regressão (9) relaciona as mudanças em Y a mudanças em X e “equilibra” o erro no período anterior. Neste modelo, ΔX_t capta os distúrbios de curto prazo em X_t , enquanto o termo de correção de erro ε_{t-1} capta o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo. Se α_3 é estatisticamente significativo, esse coeficiente representa qual a proporção do desequilíbrio em Y em um período, corrigida no período seguinte. Durante o período de desequilíbrio, este termo é diferente de zero e mede a distância do sistema em relação ao ponto de equilíbrio. Assim, uma estimativa de α_3 fornece informações da velocidade de ajustamento, isto é, como a variável Y_t altera-se

6 Observe que ε_t é uma combinação linear de Y_t e X_t , dada por $\varepsilon_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$.

em resposta ao desequilíbrio (Harris, 1995). Enfim, a equação (9) descreve a dinâmica de curto prazo entre as variáveis Y e X, enquanto a equação (1) é considerada uma relação de longo prazo entre essas variáveis.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise de cointegração entre os preços futuros de café cotados no mercado interno e externo procedeu-se em quatro etapas. Estimou-se, inicialmente, uma regressão onde o preço interno é a variável dependente e o preço externo é a variável explicativa. A seguir, procurou-se identificar em que níveis as séries são estacionárias. Testou-se a hipótese de cointegração entre as duas variáveis em estudo e, finalmente, identificou-se o mecanismo de correção de erro para desequilíbrios de curto prazo.

A primeira etapa da análise de cointegração consiste em verificar se a regressão dessas duas variáveis apresenta resultados espúrios que invalidem as análises e conclusões acerca de suas relações. Assim, assume-se a seguinte especificação para a análise de regressão simples entre as duas séries

$$PFB_t = \beta_0 + \beta_1 PFN_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que PFB é o logaritmo natural do preço do contrato futuro de café, primeiro vencimento, cotado na Bolsa de Mercadorias & Futuros, denominados em dólar, e PFN é o logaritmo natural do preço futuro de café negociado na *Coffee, Sugar & Cocoa Exchange*. Os resultados da estimação da equação (10) são apresentados no Quadro 1.

Quadro 1

RESULTADOS DA ESTIMATIVAÇÃO DA EQUAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO

β_0	β_1
-0,55	1,07
(-2,94)*	(27,79)*

Obs.: () estatística t; R^2 ajustado = 0,93;

t significativo a 1%; F = 772,6 e DW = 1,18.

Observa-se que a variável independente, PFN, explica 93% das variações na variável dependente, preços futuros internos (PFB). Pelo Teste t, tem-se que o coeficiente β_1 é significativo a 1%. Tais resultados não repre-

sentam necessariamente uma relação verdadeira entre as variáveis, podendo, ao contrário, demonstrar uma relação espúria entre as mesmas. Com o objetivo de eliminar tal dúvida, procedeu-se à análise de cointegração, identificando-se inicialmente se as séries são estacionárias. Caso se verifique séries não-estacionárias, deve-se então identificar qual a ordem de integração de cada uma delas.

Para testar a existência de **raiz unitária** no processo gerador das séries selecionadas, utilizou-se o Teste Dickey-Fuller Aumentado. Verificou-se que as séries preço futuro do café interno (PFB) e preço futuro do café externo (PFN) são não-estacionárias nos níveis. Procedeu-se, então, o mesmo teste para a primeira diferença dessas séries, com uma defasagem, sem intercepto e sem tendência. Nesse caso, os testes estatísticos permitiram rejeitar a hipótese de **raiz unitária**.

Assim, a partir dos testes desenvolvidos, pode-se concluir que ambas as variáveis não são estacionárias em seus níveis, mas sim nas primeiras diferenças, ou seja, é necessária uma diferença para torná-las estacionárias.

O fato das duas séries em análise serem integradas de mesma ordem permite testar a hipótese de cointegração entre as mesmas. Ou, de outra forma, testar se a relação entre PFB e PFN tende ao equilíbrio no longo prazo.

Procedeu-se o Teste Engle-Granger Aumentado para os resíduos da regressão (10), ε_t , no nível, sem defasagens ($i = 0$), sem intercepto e sem tendência, observando-se que os mesmos são estacionários, ou seja, se ε_t é $I(0)$. Pelos testes estatísticos apropriados, rejeita-se a hipótese de **raiz unitária** para os resíduos, rejeitando-se a hipótese de não-cointegração entre as séries PFB e PFN. Ou seja, as séries são cointegradas.

Apesar dessa conclusão, há a possibilidade de, no curto prazo, existir um desequilíbrio na relação entre essas duas variáveis. Sendo que os preços futuros do café cotados na BM&F e na CSCE não são estacionários nos níveis, mas sim nas primeiras diferenças, propõe-se estimar o modelo de correção de erro, para verificar a verdadeira dinâmica de curto prazo desses preços.

Assim, tem-se:

$$\Delta PFB_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta PFN_t + \alpha_3 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (11)$$

onde ε_{t-1} é o valor do resíduo defasado de um período da regressão (10), ou seja $\Delta PFB_t = PFB_t - PFB_{t-1}$ e $\Delta PFN_t = PFN_t - PFN_{t-1}$. Os resultados da estimação da equação (11) são apresentados no Quadro 2.

Quadro 2

RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERRO

α_1	α_2	α_3
0,003	0,61	-0,60
(0,23)	(5,04)*	(-5,43)*

Obs.: () estatística t; R^2 ajustado = 0,492; *t significativo a 1%;
F = 28,19*; DW = 1,96.

Os resultados mostram que as mudanças de curto prazo no preço futuro do café cotado na CSCE (PFN) têm um efeito positivo sobre o preço futuro do café cotado na BM&F (PFB). Além disso, observa-se que cerca de 0,59 da discrepância entre o valor do PFB atual e de longo prazo é eliminada ou corrigida a cada mês. Tal constatação é relevante, já que esse coeficiente é significativo a 1%.

Observando-se a regressão de cointegração, nota-se que o coeficiente de longo prazo para a variável PFN (β_1) é de 1,07. Pelo Teste de Wald, rejeita-se a hipótese nula conjunta de que o coeficiente β_0 é igual a zero e o coeficiente β_1 é igual a um ($H_0 : \beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$). Ou seja, β_1 não é estatisticamente igual a um. Com relação à elasticidade de longo prazo entre as duas variáveis em questão, observa-se que esta é unitária, sugerindo que existe praticamente uma relação de um para um entre PFB e PFN.

4 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos nesse trabalho permitem concluir que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços futuros do café internos e externos. A dinâmica de curto prazo entre essas duas variáveis apresenta um desequilíbrio, o qual pode ser corrigido por mecanismo de correção de erro, de forma que o comportamento dessas séries caminhe em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Dessa forma, verificou-se que, no longo prazo, os preços futuros do café, cotados na BM&F, e os preços futuros de café, cotados na CSCE, estão em equilíbrio. Em outras palavras, o comportamento dos preços futuros internos estão intimamente relacionados com o comportamento dos preços futuros cotados externamente. Tal constatação pode ser justificada tanto pelo fato do café ser uma *commodity* transacionada no mundo inteiro e, por isso, sujeita a fatores de oferta e demanda internacionais, como também pelas possibilidades de arbitragem entre os mercados futuros brasileiro e americano.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALMEIDA, C. O., MESQUITA, T. C. Causalidade entre preços externos e quantidade exportada de café do Brasil no mercado internacional – 1965/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25, n. 3, p. 527-540, 1995.
- ARBEX, M. A. *Credibilidade das políticas econômicas e relações com o mercado futuro no Brasil*. Viçosa: UFV, 1997. 116p. (Tese de Mestrado).
- BACCHI, M. R. P. *Integração, cointegração e modelo de correção de erro: uma introdução*. Viçosa: 1995. (mimeo.).
- CORRÊA, A. L. *Curso de mercado futuro e de opções de café*. São Paulo: BM&F, 1995. 60p.
- GRIFFITHS, W. E. *et al. Learning and practicing econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1993. 866p.
- GUJARATI, D. *Basic econometrics*. 3 ed. New York: McGraw-Hill, 1995. 755p.
- HARRIS, R. I. D. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall, 1995. 176p.
- LEMOS, J. J. *Análise espectral de ciclos de comércio agrícola do Brasil*. Viçosa: UFV, 1983. (Tese de Doutorado).
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 1991. 301p.
- PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. *Econometric models & economic forecasts*. New York: McGraw-Hill. 1991. 586p.
- SCHOUGHANA, F. *Mercados futuros e de opções agropecuários: teoria e prática*. São Paulo: BM&F, 1995. 50p.
- TEWELES, J. *Futures games: who win, loses, why?*, New York: McGrawHill, 1989. 486p.