

Estratégias na composição de *blends* no mercado internacional de café: uma análise de cointegração

Strategies in the composition of blends in the international coffee market: a cointegration analysis

Paula Sarita Bigio Schnaider
Mestranda em Administração pela FEA-USP

Maria Sylvia Macchione Saes
Universidade de São Paulo (FEA-USP)

Resumo: A partir dos anos 90, o mercado internacional de café sofreu modificações impulsionadas pela inserção do Vietnã, produtor do café tipo Robusta, menos valorizado no mercado em relação aos tipos: Arábica Natural e Arábica Suave. Tais mudanças suscitaram indagações a respeito do comportamento dos compradores no que diz respeito à estratégia de composição dos cafés de diferentes origens. Esse artigo buscou analisar a relação entre os preços das três principais variedades de café comercializadas, de forma a proporcionar evidências em relação às estratégias das empresas no que diz respeito à utilização dos cafés de diferentes origens para a composição dos *blends*. Para isso, foi realizada análise de cointegração. Observou-se que o resultado é coerente com as práticas utilizadas pelo mercado, ou seja, as empresas tendem a modificar o *blend* de acordo com o diferencial de preços, quando se consideram dois tipos distintos de origens. Tal estratégia evidencia a forte concorrência de preços que tem impactos significativos sobre os produtores de café.

Palavras-chave: Agronegócio, Café, Cointegração, Estratégias, Blends.

Abstract: Since the 90's, the international coffee market has had an under gone change driven by the inclusion of Vietnam, Robusta coffee producer, which is less valued in the market place than the Natural and Mild Arabica types. These changes have raised questions about the behavior of buyers relative to the strategy of composition of coffees from different origins. This article ought to examine the relationship between prices the three main varieties of coffee commercialized in order to provide evidence relative to companies' strategies regarding the use of coffees from different origins for the composition of blends. To this end, cointegration analysis was performed. It was observed that the results consistent with the practices employed by the market, that is, companies tend to modify the blend according to the price differential, when considering two different types of origins. This strategy demonstrates the intense price competition which has significant impacts on coffee producers.

Keywords: Agribusiness, Coffee, Cointegration, Strategies, Blends.

JEL: O33, O31

Introdução

O mercado internacional de café sofreu modificações a partir dos anos 90, sobretudo na última década. Essas mudanças ocorreram inicialmente do lado da oferta, caracterizada pelo crescimento expressivo da produção mundial de café. Tal crescimento foi impulsionado pela inserção do Vietnã no mercado, o qual já constitui o segundo maior produtor e exportador de café do tipo Robusta, o qual é menos valorizado no mercado do que o Arábica.

O crescimento na produção de café Arábica, entretanto, mostrou-se bastante modesto na última década, principalmente daquele do tipo Arábica Suave, o mais valorizado no mercado, do qual a Colômbia é a maior ofertante, e cuja demanda tem sido suprida em parte pelo café Arábica Natural brasileiro.

Em adição às modificações na oferta de café, foram observadas mudanças no desenvolvimento da tecnologia de vaporização, a qual atenua o sabor característico do café Robusta, de menor qualidade e preço inferior, e permite que ele seja

incorporado aos *blends* de café Arábica, sem ocasionar alterações no sabor da bebida. Por esse motivo, as processadoras têm obtido lucros positivos ao reduzir custos por meio da incorporação do café Robusta de menor qualidade no *blend* comercializado.

Supõe-se que tais modificações na oferta e na demanda das três variedades de café tenham sido refletidas nos preços desses produtos, o que evidencia a relevância deste estudo, cujo objetivo é aquele de verificar a existência de relações estáveis e de longo prazo entre essas três séries de preços por intermédio da realização de uma análise de cointegração. Pretende-se ainda analisar a relação de longo prazo entre pares de variedades de café, utilizadas para a composição dos *blends*, de forma a testar se os *blends* poderiam ser estáveis ou se haveria substituição entre os insumos, conforme as variações nos preços; por meio da análise de cointegração entre pares de variáveis.

Este trabalho está estruturado em 5 partes. Primeiramente, serão expostas as mudanças que ocorreram no mercado internacional de café nos últimos anos. Na sequência, serão apresentados os métodos utilizados no estudo e a análise dos resultados obtidos, juntamente com a imposição de restrições destinadas a análise de cointegração entre pares de variáveis. Por fim, serão expostas as considerações finais.

2. O Mercado Internacional de Café

O café é uma cultura perene cultivada principalmente em países em desenvolvimento da África, da Ásia e da América Latina. Embora existam mais de 500 gêneros e 6000 espécies de café, das quais 25 são mais relevantes; existem basicamente duas espécies de grande relevância econômica: Arábica e Robusta (ICO, 2010).

A espécie Arábica, valorizada no mercado devido ao seu aroma agradável e pela pequena quantidade de cafeína (1,2% a 1,3% mv), pode ainda ser segmentada de acordo com o beneficiamento do grão pós-colheita, realizado por intermédio de dois procedimentos distintos. (ICO, 2010)

O café Arábica do tipo Natural, do qual o Brasil é o maior ofertante, é beneficiado por via seca; isto é, é submetido ao processo de beneficiamento seco ao sol. O café Arábica Suave, produzido principalmente pela Colômbia, é processado em via úmida, o que requer equipamentos específicos e grande quantidade de água; porém gera um produto considerado de maior qualidade do que aquele beneficiado no Brasil, e portanto, é comercializado a preços mais elevados (ICO, 2010).

Já o café Robusta, que é cultivado em maior escala no Vietnã, tem sabor mais amargo e forte do que o Arábica, e possui uma alta concentração de cafeína (2,2% a 2,5% mv). Entretanto, é mais resistente a pragas e é mais produtivo, o que reduz custos de produção. Essa espécie de café é menos valorizada pelo mercado, tanto devido aos custos de produção quanto à qualidade inferior do produto (ICO, 2010).

As participações dessas três variedades de café têm se modificado ao longo do tempo no mercado internacional, principalmente devido ao forte crescimento apresentado pela participação do café Robusta no mercado, que representava cerca de 19% na década de 60, e passou a responder por 40% da produção a partir dos anos 90, sobretudo na última década (ICO, 2010).

O Gráfico 01, a seguir, apresenta o crescimento das produções de café Arábica e Robusta no mercado internacional.

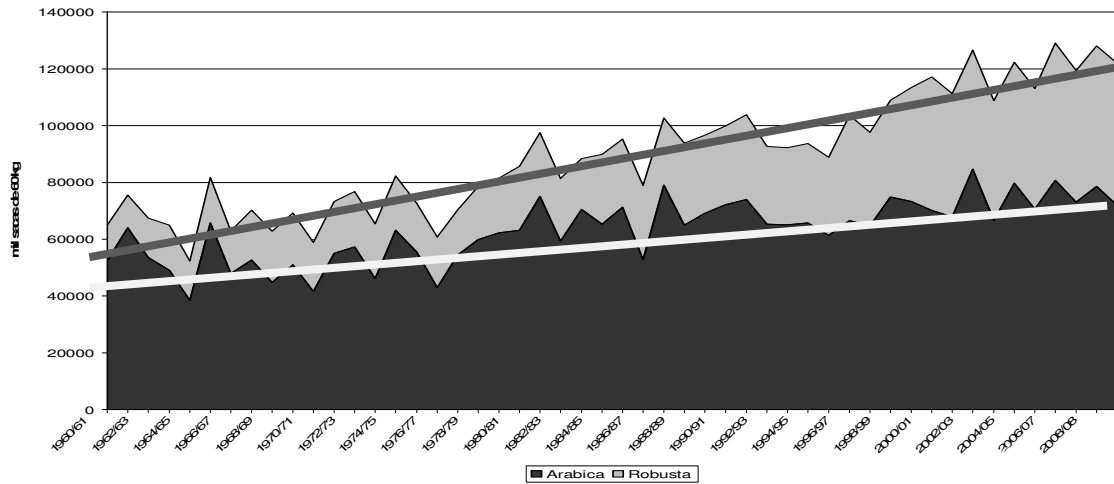


Gráfico 01 – Produção mundial de café Arábica e de Robusta (mil sacas de 60 kg)
Fonte: ICO, 2010.

Nota-se que a taxa de crescimento do café Robusta superou aquela do Arábica, sobretudo na última década, fato o qual pode ser verificado pela inclinação apresentada pela sua linha de tendência projetada. Esse crescimento foi impulsionado pela inserção do Vietnã no mercado de café Robusta, que tornou-se o segundo maior produtor e exportador do produto, responsável por 17% da produção total de café (ICO, 2010).

No que diz respeito ao crescimento da produção de café Arábica, pode-se verificar que sua linha de tendência projetada é praticamente horizontal, o que revela crescimento pouco acentuado da produção, da qual o Brasil, que produz café do tipo Arábica Natural, responde por cerca de 30% e constitui o principal produtor e exportador mundial do produto. Já a Colômbia, que tradicionalmente constituía o segundo maior produtor mundial de café passou a ocupar a terceira posição ao deter 11% do mercado e apresentar taxas de crescimento praticamente constantes (ICO, 2010).

Ou seja, o crescimento da oferta de café foi impulsionado pelo aumento expressivo na produção de café Robusta nos últimos anos, enquanto a contribuição do café do tipo Arábica para o aumento na produção mundial de café foi bastante modesta.

Soma-se a isso o fato de que a demanda tem apresentado taxas constantes de crescimento próximas de 1,3% ao ano (ICO, 2010), superando o crescimento apresentado pela oferta de café Arábica colombiano, que tem se mantido estável.

Por esse motivo, verificou-se no mercado uma escassez de café Arábica Suave, de boa qualidade, a qual tem sido suprida pelo café Arábica Natural brasileiro, embora de qualidade inferior ao colombiano. Tal fato pode ser evidenciado pela admissão do café brasileiro na Bolsa de Nova York em 2010, uma vez que seus estoques de café Arábica colombiano estavam muito abaixo do nível ideal (CAFEPPOINT, 2010).

Ou seja, nos últimos anos, o mercado internacional de café presenciou alterações ocasionadas principalmente por mudanças na oferta do produto, das quais se destacam o acentuado crescimento da produção de café Robusta e a respectiva emergência do Vietnã como importante produtor e exportador de café e o crescimento modesto da produção de café Arábica, principalmente do tipo Suave colombiano.

Para aproveitar o crescimento da oferta de café Robusta, as grandes processadoras desenvolveram a tecnologia de vaporização¹, que neutraliza o impacto do sabor dessa espécie de café sobre a bebida e permite que ela seja incorporada ao *blend* sem que ocasione alterações no sabor (SAES e FARINA, 1999); na medida em que o preço do café Robusta no mercado internacional é inferior ao do Arábica. As séries de preços referentes ao café Arábica Natural Brasileiro, Arábica Suave Colombiano e Robusta encontram-se no Gráfico 02.

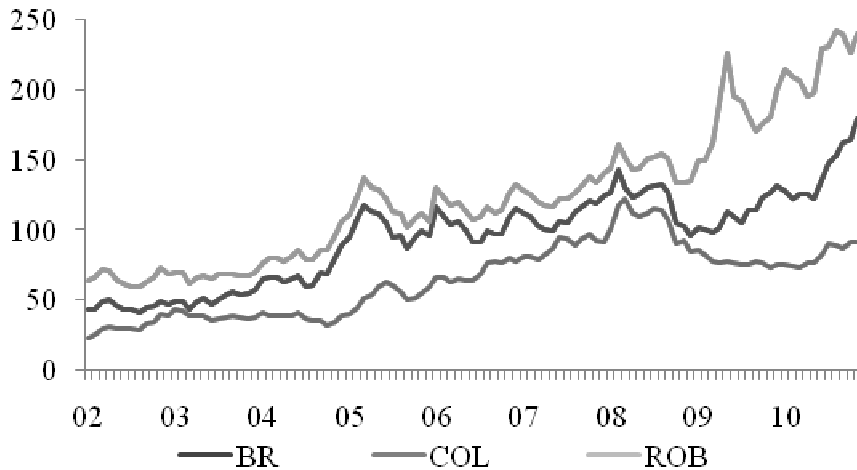


Gráfico 02 - Preços de café - 1992-2010

Fonte: ICO (2010).

Assim, o menor preço do café Robusta no mercado internacional, juntamente com o desenvolvimento da tecnologia de vaporização, constituíram uma oportunidade para as processadoras, às quais substituíram café Arábica por Robusta na composição do *blend*, na medida em que este apresenta preços inferiores, permitindo a maximização dos lucros. Portanto, tem-se como hipótese que a composição do *blend* seja determinada pela relação entre os preços dos segmentos de café utilizados para a sua composição.

Tem-se como hipótese que as modificações ocorridas no mercado internacional de café na última década tenham apresentado reflexos nos preços dos três segmentos de produtos e na respectiva relação entre eles, o que motivou a realização do presente estudo.

A seguir, pretende-se avaliar a existência de relações estáveis e de longo prazo entre os preços dos três segmentos de café supracitados, a fim de determinar como eles se relacionariam no longo prazo, em vista das recentes modificações que ocorreram no mercado.

Pretende-se ainda realizar análise semelhante em relação a pares de tipologias de café, às quais poderiam ser consideradas substitutas na composição do *blend*, caso não apresentassem relação estável de longo prazo entre seus preços.

3. Materiais e Métodos

O presente estudo, de natureza quantitativa, será baseado na aplicação de testes de raiz unitária e na realização da análise de cointegração. A fundamentação

¹ Trata-se de uma inovação tecnológica que reduz a aspereza de paladar do Robusta permitindo assim maior aceitação na composição dos *blends*.

teórica em relação às ferramentas econométricas utilizadas se baseou em Enders (1995) e Maddala e Kim (2004), além dos trabalhos de Dickey (1976), Dickey; Fuller (1979, 1981), Elliot; Stock (1996), Engle; Granger (1987), Engle; Hendry; Richard (1983), Fuller (1976), Granger; Newbold (1974), Kwiatkowski; Phillips; Schmidt; Shin (1992), Mackinnon (1996), Murray (1994); Nabeya; Tanaka (1990), Ng; Perron (2001), Perron; Ng (1996), Phillips, (1986), Phillips; Perron (1988), Osterwald-Lenum, (1992). A análise dos dados foi realizada por intermédio do *software* EVIEWS 5.0. A seguir, será exposta a lógica da análise de cointegração, metodologia a qual foi utilizada para a composição do presente estudo.

3.1 Análise de Cointegração

A lógica da análise de cointegração consiste da obtenção de relações estáveis de longo prazo (estacionária) entre variáveis que apresentam tendência estocástica (não estacionárias). A relevância da análise de cointegração relaciona-se com o conceito das regressões espúrias, expostas por Granger e Newbold (1974). Tal fenômeno é observado ao regressar duas variáveis não estacionárias e que não apresentam relação de longo prazo entre si, e entretanto, obter uma significância estatística devido à forte correlação das séries utilizadas para a composição da regressão com a variável tempo². Isto é, para Phillips (1986), os resultados apresentados por uma regressão espúria são “distorcidos”.

O conceito de análise de cointegração torna-se especialmente relevante, na medida em que visa à verificação de relações estáveis (estacionárias) de longo prazo entre variáveis não estacionárias, constituindo uma solução consistente para o problema das regressões espúrias.

O procedimento de Johansen é adequado para a análise de cointegração na medida em que permite que seja analisada a relação entre mais de duas variáveis ao possibilitar a obtenção de mais de um vetor de cointegração, não requerer a classificação endógenas/exógena e ser dinâmico; diferentemente do procedimento de Engle e Granger (1987). A lógica de Johansen baseia-se na tese de que séries cointegradas apresentariam desequilíbrios de curto prazo, os quais distanciarão as séries de seu equilíbrio de longo prazo.

Esses desequilíbrios de curto prazo necessitariam de um mecanismo de correção, que evitasse o distanciamento permanente das séries em relação ao equilíbrio de longo prazo, o qual é denominado mecanismo de correção de erro (MURRAY, 1994). Formalmente, um mecanismo de correção de erro pode ser expresso no modelo de correlação de erro apresentado a seguir:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^k A_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

Em que: X_t é um vetor $N \times 1 \sim I(1)$, β é uma matriz que contém em suas colunas os vetores de cointegração, α é uma matriz que contém em suas colunas os coeficientes das velocidades de ajustamento e u_t é um vetor de termos aleatórios.

O teorema da representação de Granger postula que se $X_t \sim CI(1,1)$, ele pode ser representado por um vetor de correção de erro (VEC). Dessa forma, o procedimento de Johansen tem como base tal teorema e o modelo de correção de

² Ressalta-se, portanto, a relevância da aplicação prévia dos testes de raiz unitária: se as séries não foram estacionárias, os resultados da regressão poderiam ser espúrios, o que requer a realização da análise de cointegração, conforme será exposto mais adiante.

erro: se X_t puder ser representado por um VEC, haverá cointegração. O procedimento de Johansen inicia-se com a estimação de um vetor autorregressivo irrestrito (VAR):

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$$

Em que: X_t é um vetor ($N \times 1$), Π é uma matriz $N \times N$ e ε_t é um vetor $N \times 1$ de ruídos brancos. $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$, $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ contém na diagonal principal as variâncias e na outra diagonal, as covariâncias contemporâneas. Ou seja, o procedimento de Johansen inicia-se com a estimação de um modelo VAR irrestrito, juntamente com a hipótese de normalidade da matriz Ω não característica de um VAR tradicional. Formalmente:

$$\Delta X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \Pi_k + \Pi_{k-1} + \dots + \Pi_1 - I$$

Em que: I é uma matriz identidade. Logo: $\gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$

Assim, o modelo pode ser comparado com a equação do VEC: $\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^k A_i \Delta X_{t-i} + u_t$, conforme a seguinte relação: $\Pi = \alpha \beta'$. Para tanto, Johansen propõe a análise do posto da matriz Π , conforme a relação apresentada a seguir:

a) Posto (Π) = 0; $\Pi = \alpha \beta' = 0$, ou seja, não existe mecanismo de correção de erro e, portanto, não existe cointegração.

b) Posto (Π) = N (posto completo); $\Pi_1 X_{t-1} \sim I(1)$. Essa relação não faz sentido e, portanto, a análise de cointegração também não o faz.

c) Posto (Π) = r , $0 < r < N$; Π será uma matriz singular fatorada em 2 matrizes. Nesse caso, $\Pi = \alpha \beta'$, em que α e β são matrizes $N \times r$ de posto completo. Em adição à constatação de que existe cointegração, verifica-se a existência de r vetores de cointegração.

Tendo em vista que para que exista cointegração é necessário que o posto seja incompleto, Johansen propõe o cálculo do posto por meio de uma função de verossimilhança sujeita à restrição de posto incompleto, ou seja, de que $\Pi = \alpha \beta'$. A partir de então, realiza um desenvolvimento algébrico e uma série de simplificações em relação à função de verossimilhança, o que lhe permite obter os autovetores e os autovalores da matriz Π . Se pelo menos um autovalor for diferente de zero, haverá cointegração. Essa verificação é realizada por meio de 2 testes propostos pelo autor: o teste do traço e o teste do máximo autovalor.

a) Teste do traço: H_0 : Existem no máximo r vetores de cointegração: $\hat{\lambda}_{r+1} = \hat{\lambda}_{r+2} = \dots = \hat{\lambda}_N = 0$

A estatística do teste é: $\eta(r) = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

$$\eta(r) \Rightarrow \text{tr} \left\{ \int_0^1 dw(r) w(r)' \left[\int_0^1 w(r) w(r)' dr \right]^{-1} \int_0^1 w(r) dw(r)' \right\}$$

Por esse motivo, os valores críticos devem seguir uma distribuição simulada, como aquelas obtidas por Osterwald-Lenum (1992) e por MacKinnon (1996). A regra de decisão é de que se $\eta(r) >$ Valores críticos, se rejeita H_0 . A seqüência para a realização do teste do traço é iniciada com $r=0$, ou seja, sob a hipótese nula de que não existe cointegração. A rejeição de H_0 requer que r seja aumentado, até que H_0 não seja rejeitada. O valor máximo de r é $N-1$, revelando o número máximo de vetores de cointegração.

b) Teste do Máximo Autovalor: H_0 : Existem exatamente r vetores de cointegração: $\lambda_{r+1} = 0$

A estatística do teste é: $\tau(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$

$$\tau(r) \Rightarrow \left\{ \int_0^1 dw(r)w(r)' \left[\int_0^1 w(r)w(r)' dr \right]^{-1} \int_0^1 w(r)dw(r)' \right\}$$

Assim como no caso do teste do traço, devem ser utilizados os valores simulados por MacKinnon(1996) ou por Osterwald-Lenum (1992). Se o valor obtido para a estatística do teste foi maior do que o valor crítico, se rejeita H_0 . De forma análoga ao teste do Traço, deve-se iniciar o teste do Máximo Autovalor com $r=0$ e aumentar o valor de r , na medida em que H_0 é rejeitada, até $N-1$. Ressalta-se, entretanto, que no caso de divergência, o teste do Traço é mais potente pois é conjunto.

Na prática, o procedimento de Johansen deve ser iniciado pela estimação do VAR irrestrito, conforme já exposto³. É necessário, entretanto, determinar a ordem do modelo VAR, procedimento o qual é realizado pela análise comparativa dos critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn; além do critério Final PredictionError (FPE). Há ainda a opção pelo teste da significância da maior defasagem, do tipo LR, cuja hipótese nula é: $\Pi_K = 0$.

Uma vez determinada a ordem do VAR, deve-se escolher um dos 5 modelos de VEC propostos por Johansen, os quais diferem quanto à presença de componentes determinísticos dentro e fora do vetor de cointegração, ou seja, quanto à presença de diferenças no intercepto e tendência. Os 5 modelos variam desde a ausência de componentes deterministas, até a apresentação de tendência quadrática; combinando tendências lineares deterministas com tendências estocásticas no vetor de cointegração, além das combinações de mudanças no nível.

A determinação do melhor modelo deve ser realizada por meio do exame visual das séries, a qual permite geralmente eliminar os modelos 1 e 5, os quais respectivamente, admitem que as variáveis estão todas no mesmo nível (coladas) ou apresentam tendência quadrática. Os demais modelos devem ser selecionados conforme a intuição do pesquisador, e posteriormente, testados, conforme os pressupostos do procedimento de Johansen (por exemplo: determinação do número de vetores de cointegração, ausência de autocorrelação de resíduos, normalidade dos resíduos, análise dos sinais do vetor de cointegração e das velocidades de ajustamento, conforme será exposto mais adiante).

Após a seleção do modelo mais adequado de VEC, deve-se estimá-lo, utilizando uma ordem inferior em relação àquela obtida no VAR: se tivermos um VAR(k) teremos um VEC (k-1). Em seguida, devem ser realizados os testes do Traço e do Máximo Autovalor, a fim de determinar o número de vetores de cointegração. Na sequência, reestima-se o VEC (k-1), informando o número de vetores de cointegração desejados.

A análise do modelo obtido deve ser iniciada com a análise dos coeficientes da significância estatística, da magnitude e dos sinais dos coeficientes que compõe o vetor de cointegração e das velocidades de ajustamento (β e α). Na sequência, deve ser testada a autocorrelação de resíduos por meio da análise do correlograma e do teste de Ljung-Box; e a normalidade dos resíduos, por meio do teste de Jarque-Bera, tanto individualmente quanto de forma multivariada.

Assim, se o modelo obtido for satisfatório, obtém-se a relação de longo prazo estável e estacionária entre as séries não estacionárias, satisfazendo ao objetivo da

³ Como o objetivo da análise de cointegração é obter relações estacionárias de longo prazo entre séries não estacionárias, supõe-se a aplicação prévia de testes de raiz unitária.

aplicação da técnica. Convém salientar que o procedimento de Johansen permite ainda que sejam impostas restrições sobre o vetor de cointegração, destinadas ao teste da cointegração entre pares de variáveis (restrições sobre β).

3.2 Procedimentos

A fim de verificar a estacionariedade das séries supracitadas, foram realizados os seguintes testes de raiz unitária: a. Teste DP – Dickey-Pantula; b. Teste ADF – Dickey-Fuller Aumentado; c. Teste DF-GLS-ERS – Elliot, Rothenberg e Stock; d. Teste PP – Phillips e Perron; e. Teste MZ-GLS- NG e Perron; e f. Teste KPSS – Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin⁴. A análise de cointegração foi realizada pelo procedimento de Johansen⁵.

Para a análise foram coletados dados mensais relativos aos preços de café do tipo Arábica Colombiano, Arábica Brasileiro e Robusta, entre Janeiro de 2002 e Novembro de 2010, em centavos de Dólar por libra, conforme transacionados na Bolsa de Nova York, e fornecidos pela International Coffee Organization (ICO), 2010.

Para corrigir o problema da heterocedasticidade⁶, optou-se por trabalhar com as séries em seu logaritmo natural. Assim, os nomes das variáveis foram alterados para:

- a) Logaritmo natural do preço do café do tipo Arábica Suave Colombiano: lcol
- b) Logaritmo natural do preço do café do tipo Arábica Natural Brasileiro: lbr
- c) Logaritmo natural do preço do café do tipo Robusta: lrob

4. Análise dos Resultados

4.1 Testes de Raiz Unitária

Inicialmente foram realizados os testes de raiz unitária, conforme citado anteriormente, para cada uma das séries – lcol, lbr e lrob – com o objetivo de verificar se as séries de preço apresentariam comportamento estacionário. No caso séries lbr e lrob foi possível concluir que a não rejeição da raiz unitária é robusta. No que se refere à série lcol apesar das discrepâncias observadas quanto à inclusão de termos determinísticos e à presença de raiz unitária, pode-se considerar que a série apresenta raiz unitária⁷. Isso significa que as três séries são $I(1)$ ⁸. As Tabelas 06, 07 e 08, no anexo, apresentam o resumo dos testes de raiz unitária.

⁴ Em adição aos testes de raiz unitária, foram impostas restrições ao vetor de cointegração destinadas à verificação da estacionariedade das séries, as quais confirmaram os resultados obtidos.

⁵ Embora se tenha testado a possibilidade de cointegração entre pares de variáveis pela imposição de restrições ao vetor de cointegração, resultados os quais foram confrontados de forma consistente com aqueles que seriam obtidos por intermédio do procedimento de Engle e Granger (1987).

⁶ Em adição ao testada heterocedasticidade, foram analisados os correlogramas das séries a fim de detectar eventuais indícios de sazonalidade. Não houve evidência de sazonalidade nas séries selecionadas.

⁷ Ainda que a série fosse estacionária, buscar-se-ia relacioná-la com outras duas séries que apresentam tendência estocástica, o que requer a realização de uma análise de cointegração, ao invés de uma eventual regressão espúria.

⁸ Considerando os resultados apresentados pelo teste de Dickey-Pantula em relação às três séries, para um máximo de três raízes unitárias.

4.2 Análise de Cointegração- Procedimento de Johansen

Nesta seção, será verificada a existência de cointegração entre as séries referentes aos preços dos cafés das variedades Arábica Brasileiro, Arábica Colombiano e Robusta. Neste caso, a estimação inicial do vetor autorregressivo (VAR) foi realizada utilizando a ordem padrão do EVIEWS de defasagens: 12. Na seqüência, foi necessário determinar o número de defasagens adequado, tanto pelos critérios de informação quanto pelo teste da significância da maior defasagem.

Como três dos indicadores apontaram duas defasagens (teste LR, Final Prediction Error e Critério de Akaike) e dois apontaram uma defasagem (Critérios de Schwarz e de Hannan-Quinn) foi mantido o VAR já estimado com duas defasagens.

Como a estimação do vetor de correção de erros (VEC) deve conter uma defasagem a menos em relação à do VAR, foi estimado um VEC inicial com 1 defasagem, embora não se tenha, neste estágio, determinado o modelo correto, dentre as 5 opções expostas por Johansen. Convém ressaltar que essa estimação viabilizou a realização dos testes de cointegração, em que foi solicitado o resumo de todos os modelos, utilizando os valores críticos de Osterwald-Lenum (1992).

A escolha de tal modelo deve basear-se no exame visual do gráfico das séries (Gráfico 02, já exposto) e na intuição do pesquisador. Assim, foi possível eliminar facilmente o modelo 5, uma vez que não houve indícios de tendência quadrática. Considerou-se que as séries apresentariam diferenças no nível e, portanto, o modelo 1 também foi considerado inadequado. Como aparentemente existe tendência nas séries, optou-se por utilizar o modelo 4.

Conforme revelado pelo resultado do teste de cointegração, tanto o teste de Traço quanto o do Máximo Autovalor revelaram a presença de 1 vetor de cointegração, o qual foi considerado para análise. Dessa forma, reestimou-se o VEC, com 1 defasagem, assumindo 1 vetor de cointegração e o modelo 4 como correto. A Tabela 01, a seguir, apresenta os resultados da estimação dos coeficientes β , os quais representam as relações de longo prazo:

Tabela 01 – Vetor de cointegração: 1 defasagem, 1 vetor, modelo 4

Arábica Brasileiro	Arábica Colombiano	Robusta	Tendência	Constante
1,000000	-2,828280* (0,35767)	-0,918614* (0,17326)	0,036076* (0,00540)	10,74187

Fonte: Resultado da pesquisa.

*Significantes a 5%. Desvio- Padrão entre parênteses.

O vetor de cointegração apresentado acima foi normalizado em relação ao logaritmo natural da série de preços do café Arábica Natural Brasileiro. As estatísticas t para os componentes do vetor indicam que todos os termos são estatisticamente significantes e diferentes de zero, a 5%. Os sinais dos coeficientes mostraram-se coerentes, na medida em que se espera que no longo prazo os preços das três variedades de café analisadas caminhem na mesma direção. Soma-se a esse fato a constatação de que a tendência no vetor de cointegração exibiu significância estatística, o que proporcionaria indícios de que o modelo selecionado foi adequado.

Em adição à relação de longo prazo, convém expor a análise do vetor α , relativo aos coeficientes de ajustamento aos desequilíbrios de curto prazo, conforme expostos na Tabela 2, a seguir.

Tabela 2 – Vetor de ajustamento de curto prazo: 1 defasagem, 1 vetor, modelo 4

Arábica Brasileiro	Arábica Colombiano	Robusta
0,105582** (0,03114)	0,149816** (0,02696)	0,041371* (0,03032)

Fonte: Resultado da pesquisa.

**Significantes a 5%;

** Não significativa Desvio-Padrão entre parênteses.

É possível verificar que apenas o coeficiente referente ao preço do café robusta não se mostrou estatisticamente significativo. Tal resultado evidenciou a existência do mecanismo de ajustamento no curto prazo, em que os coeficientes α referentes ao café Arábica Brasileiro e ao Colombiano contribuem para a correção dos desequilíbrios de curto prazo, de forma a impedir o distanciamento definitivo das séries de preço das três variedades de café analisadas. Nesse sentido, verificou-se que a série que mais contribui para a correção de tais desequilíbrios foi aquela referente ao preço do café Arábica Colombiano. Quanto aos sinais dos α , foi possível notar que ambos os estimadores significativos apresentam sinal oposto ao dos coeficientes estimados em relação a essas séries pelo vetor de cointegração. Tal constatação se mostrou coerente, na medida em que sinais equivalentes aos do vetor de cointegração apenas intensificariam os desequilíbrios de curto prazo e distanciariam mais as séries em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Como o procedimento de Johansen assume ausência de autocorrelações entre os resíduos e a sua normalidade, não característica da matriz de variância e covariância de um VAR irrestrito, foram realizados os testes de autocorrelação e de normalidade individual e conjunta dos resíduos. Por meio de tal procedimento, foi possível constatar que poucos resíduos apresentaram autocorrelação estatisticamente significativa, porém, em magnitude ligeiramente superior ao limite do intervalo de confiança e em geral, nas ordens mais elevadas; conforme expresso pelos correlogramas. Entretanto, notou-se pelo teste conjunto de Ljung-Box que as autocorrelações, para cada resíduo, não foram estatisticamente significativas. Assim, julgou-se que o modelo seria aceitável quanto às autocorrelações individuais.

Entretanto, ao observar o correlograma conjunto dos resíduos, foram identificadas algumas correlações estatisticamente significativas, embora pouco acentuadas, às quais poderiam revelar a existência de *outliers* nas séries. Apesar desse resultado, o teste de Portmanteau revelou a ausência de autocorrelação conjunta entre os resíduos do modelo, na medida em que não foi possível rejeitar a hipótese nula do teste a 5%, em todas as 12 defasagens verificadas. O teste LM de autocorrelação de resíduos conjuntos, entretanto, revelou a presença de autocorrelação estatisticamente significativa apenas na ordem 8, a única na qual a estatística do teste obteve a rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação a 5%.

Os resultados obtidos por meio dos testes de autocorrelação requereram uma inspeção criteriosa em relação aos valores relativos às séries de preço, a qual revelou que as mesmas apresentavam muitas variações ao longo do tempo, além de alguns períodos de “pico”, o que poderia ter ocasionado as autocorrelações observadas. Por se tratarem de poucas autocorrelações diante da variabilidade nos valores apresentados pelas séries, optou-se por evitar a inclusão de muitas *dummies* no modelo, o que contribuiu para a manutenção de sua parcimônia, embora a presença de autocorrelações não configure um cenário ideal para a análise de cointegração. A opção pela manutenção do modelo foi motivada ainda pelo resultado do teste de

Portmanteau, que revelou ausência de autocorrelações conjuntas nos resíduos, conforme já discutido.

No que diz respeito à normalidade dos resíduos, foi possível constatar que individualmente, os mesmos são normais, já que a aplicação do teste de Jarque-Bera não permitiu a rejeição há hipótese nula de normalidade a 5%, para todas as três séries, conforme exposto pela Tabela 03.

Tabela 03 – Resultados dos testes de normalidade individuais de Jarque-Bera

Arábica Brasileiro	Arábica Colombiano	Robusta
0,733263 (0,693065)	4,042327 (0,13501)	0,120278 (0,941633)

Fonte: Resultado da pesquisa.
p-valor entre parênteses.

O teste de normalidade multivariada dos resíduos realizado por intermédio da ortogonalização de Cholesky revelou, entretanto, que os resíduos não são normais em conjunto, na medida em que foi possível rejeitar a hipótese nula de normalidade a 5%, valor o qual foi bastante próximo do p-valor obtido. A Tabela 04 apresenta os resultados do teste.

Tabela 04 - Teste de normalidade multivariada – ortogonalização de Cholesky

Variável/Série		Arábica Brasileiro	Arábica Colombiano	Robusta	Conjunto
Jarque-Bera	Qui-quadrado	0,129450	8,852194	3,633047	12,61469
	gl	2	2	2	6
	p-valor	0,9373	0,0120	0,1626	0,0496
Curtose	Qui-quadrado	0,014184	8,848386	3,633046	12,49562
	gl	1	1	1	3
	p-valor	0,9052	0,0029	0,0566	0,0059
Assimetria	Qui-quadrado	0,115266	0,003807	1,26E-06	0,119075
	gl	1	1	1	3
	p-valor	0,7342	0,9508	0,9991	0,9895

Fonte: Resultado da pesquisa.

Ressalta-se, entretanto, que tal resultado contradiz o teste de normalidade individual previamente realizado, o qual revelou normalidade para todos os resíduos e não evidenciou problemas de curtose. Soma-se a esse fato a fragilidade da ortogonalização de Cholesky, a qual ocasiona resultados diferentes conforme a ordem em que as variáveis são incluídas no modelo. Por esse motivo, os resíduos serão considerados normais, conforme apontado pelos testes individuais, mais confiáveis.

Dessa forma, a análise de cointegração apresentada neste estudo mostrou-se coerente, na medida em que os sinais obtidos para os componentes do vetor de cointegração e para os coeficientes de ajustamento foram adequados, os resíduos apresentaram normalidade e não foram considerados autocorrelacionados, embora tal decisão não tenha sido uma opção ideal, mas sim, uma aproximação bastante razoável visando à manutenção da parcimônia no modelo. Por esse motivo, foi possível verificar que as três séries são cointegradas no sentido econômico.

4.3 Cointegração entre Pares de Variáveis

Nesta seção, será testada a cointegração entre pares de variáveis. Para tanto, foram impostas restrições ao vetor de cointegração estimado anteriormente e apresentado na seção anterior. Tais restrições, impostas uma a uma, assumiram que o vetor de cointegração seria composto apenas pelas duas séries cuja cointegração está sendo testada. Dessa forma, foram realizados três testes LR, cuja distribuição tende a um qui-quadrado com um grau de liberdade.

O primeiro teste visou analisar a cointegração entre os pares de séries de preços referentes aos cafés Arábica Colombiano e Robusta e, portanto, sua hipótese nula foi de que $\beta_{LBR}=0$. O segundo teste analisou a cointegração entre as séries de preços dos cafés Arábica Brasileiro e Robusta, e assim, sua hipótese nula foi de que $\beta_{LCOL}=0$. O último teste assumiu que o vetor de cointegração seria composto apenas pelas séries de preços relativos aos cafés Arábica Brasileiro e Arábica Colombiano, tendo como H_0 : $\beta_{LROB}=0$. Os resultados dos testes encontram-se expostos na Tabela 05, a seguir.

Tabela 05 - Cointegração entre pares de variáveis

Hipótesenula	Estatística LR
$\beta_{LBR}=0$	6,598096 (0,010209)
$\beta_{LCOL}=0$	23,03221 (0,000002)
$\beta_{LROB}=0$	10,20249 (0,001403)

Fonte: Resultado da pesquisa.
p-valor entre parênteses, para $\chi^2(1)$

Verifica-se que as restrições impostas sobre a cointegração entre as séries de preços relativos aos cafés Arábica Brasileiro e Robusta ($\beta_{LCOL}=0$) e entre as séries Arábica Brasileiro e Colombiano ($\beta_{LROB}=0$) foram rejeitadas ao nível de significância de 1%, enquanto aquela destinada ao teste da cointegração entre as séries de preços referentes aos cafés Arábica Colombiano e Robusta ($\beta_{LBR}=0$) foi rejeitada a 5%. Este resultado revela que, enquanto as três séries de preços de café são cointegradas conjuntamente, não há cointegração entre pares de variáveis isoladamente; isto é, quando analisadas dois a dois, as relações de equilíbrio inicialmente verificadas entre os três mercados não se mantêm.

Considerações finais

As mudanças recentes no mercado internacional do café suscitam indagações a respeito do comportamento dos compradores no que diz respeito à estratégia de composição dos cafés de diferentes origens, os quais apresentam características de qualidade distintas e são valorizados de forma diferenciada no mercado internacional.

A inserção do Vietnã no mercado de café Robusta, atuando como o segundo maior produtor mundial de café, contribuiu de forma expressiva para o forte crescimento da oferta do produto que foi observado nos últimos anos, o qual é comercializado a preços médios inferiores aos das demais origens do produto.

Em adição às transformações ocorridas quanto à oferta de café ressalta-se o desenvolvimento da tecnologia de vaporização, a qual constituiu uma inovação crucial e que motivou o desenvolvimento de novos *blends* de café, os quais passaram a incorporar também a variedade Robusta.

Diante desse quadro, buscou-se analisar a relação entre os preços das três principais variedades de café comercializadas e valorizadas no mercado internacional, de forma a proporcionar evidência em relação ao comportamento dos compradores no que diz respeito à utilização dos cafés de diferentes origens para a composição dos *blends*.

O presente estudo verificou a presença de raiz unitária nas séries de preços referentes aos segmentos de café Arábica Natural, Arábica Suave e Robusta, o que sugere que esses preços tenderiam a constituir movimentos brownianos (as três séries são I(1)). Tal constatação permitiu a realização da análise de cointegração entre as séries, utilizando o procedimento de Johansen, o qual revelou a existência de relações estáveis de longo prazo entre as três séries de preços (as séries são cointegradas no sentido econômico).

Esse resultado poderia constituir evidência de que se utilizadas em conjunto no longo prazo, as três origens de café seriam bens complementares para a composição de um *blend* de café estável, ainda que os preços exibissem desequilíbrios de curto prazo⁹; o que constituiria uma estratégia coerente se o *blend* obtido satisfizesse às preferências de um grupo de consumidores relevante.

Entretanto, ao constatar a inexistência de relação de longo prazo entre pares de variedades de café, foi possível inferir que se utilizados aos pares, as diferentes origens seriam bens substitutos, os quais comporiam *blends* não estáveis, alterados conforme a variação nos preços dos insumos. Esse resultado é coerente com as práticas observadas no mercado internacional, destinadas à maximização do lucro das processadoras por meio de mudanças na composição do *blend* entre duas variedades de café, conforme as variações nos preços observadas para cada uma delas.

Embora maiores estudos necessitem ser realizados, de uma forma geral, pode-se inferir que essa prática denota uma visão de curto prazo das empresas que realizam *blends*. Isso porque a estratégia tende a premiar pouco a manutenção do padrão de qualidade, na medida em que as empresas priorizam como principal variável de decisão o preço. Tal estratégia evidenciaria a forte concorrência de preços no mercado internacional, que tem impactos significativos sobre os produtores de café.

Referências

CAFEPPOINT. **Bolsa de Nova York proíbe a entrega de grãos antigos**, 17/12/2010. Disponível em: <<http://www.cafepoint.com.br/?actA=9&erroN=1&areaID=34&referenciaURL=noticiaID=68334||actA=7||areaID=26||secaoID=47>>. Acesso em 20/12/2010.

DICKEY, D. A. Estimation and Hypothesis testing for nonstationary time series. **Ph.D dissertation**, Iowa State University, 1976.

⁹ Tal constatação tem como pressuposto que por meio do mecanismo de correção de erros, os preços de cada variedade de café reagiriam de forma a compensar desequilíbrios de curto prazo das demais.

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, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, V. 49, N. 4, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, V. 64, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, V. 55, 1987.

ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. **Econometrica**. V. 51, N. 2, 1983.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons, 1995.

FULLER, W. A. **Introduction to Statistical Time Series**. New York: John Wiley, 1976.

GRANGER, C. W. G. ; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, V.2, 1974.

ICO: International Coffee Organization. Disponível em: <<http://www.ico.org/>>. Acesso em: 22/12/2010.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null Hypothesis of stationary against the alternative of unit root. **Journal of Econometrics**, V.54, 1992.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, **Journal of Applied Econometrics**, V.11, 1996.

MADDALA, G. S. ; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration and structural change**. Cambridge University Press, 6. Ed. (2004)

MURRAY, M. P. A drunk and her dog: An illustration of Cointegration and Error Correction. **The American Statistician Association**, V. 48, N. 1, 1994.

NABEYA, S.; TANAKA, K. A general approach to the limiting distribution for estimators in time series regression with nonstable autoregression errors. **Econometrica**, V.58, 1990.

NG, S; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, V.69, 2001.

PERRON, P.; NG, S. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, V.63, 1996.

PHILLIPS, P. C. B. Understanding spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, V. 33, 1986.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit roots in time series regression. **Biometrika**, V. 75, 1988.

SAES, M.S.M.; FARINA, E.M.M.Q. **O agribusiness do café do Brasil**. São Paulo: Editora Miilkbizz, 1999.

OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, V. 54,1992.

Submetido em: 21/07/2012.

Aprovado em: 07/04/2013.

Sobre as autoras

Paula Sarita Bigio Schnaider

Bacharel em Administração de Empresas pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP). Mestranda em Administração pela FEA-USP e pesquisadora CORS.

Email: paula.schnaider@usp.br

Maria Sylvia Macchione Saes

Doutora em Ciências Econômicas e Livre-Docente em Administração pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP). É professora do Departamento de Administração da FEA-USP, coordenadora do CORS e presidente da comissão de pesquisa da FEA-USP. É autora, dentre outros, dos seguintes livros: "Estratégias de diferenciação e apropriação da quase renda na agricultura"; "A racionalidade econômica da regulamentação no mercado brasileiro de café" e "O Agribusiness do café".

Email: ssaes@usp.br

ANEXOS

Tabela 06 – Resumo dos testes de raiz unitária – Série: Arábica Natural Brasileiro

Série de preço do Café BR – lbr	Const .	Tend . Det.	Def. .	Estat.	V.C. (5%)	R.U. .	Resid .
1 ADF - defasagens manuais			0	1,9647	-1,9439	Sim	r.b.
2 ADF- SC			0	1,9647	-1,9439	Sim	r.b.
3 ADF- AIC			0	1,9647	-1,9439	Sim	r.b.
4 ADF- HQ			0	1,9647	-1,9439	Sim	r.b.
5 DF-GLS – SC	x	x	0	2,0041	-3,0240	Sim	n.a.
6 DF-GLS – SC	x		0	0,8870	-1,9439	Sim	n.a.
7 Phillips-Perron (janela de Barlett)			n.a.	1,92740 5	-1,9439	Sim	n.a.
8 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x		n.a.	-0,9509	-2,8889	Sim	n.a.
9 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x	x	n.a.	-2,1791	-3,4528	Sim	n.a.
10 Ng-Perron-MAIC	x	x	n.a.	-1,9331	-2,9100 0	Sim	n.a.
11 Ng-Perron-MAIC	x		n.a.	0,5301	-1,9800 0	Sim	n.a.
12 KPSS	x	x	n.a.	0,2303	0,1460	Sim	n.a.
13 KPSS	x		n.a.	1,0280	0,4630	Sim	n.a.
14 DICKEY-PANTULA			0	1,7233	-1,9432	1	r.b.

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 07 – Resumo dos testes de raiz unitária – Série: Arábica Suave Colombiano

Série de preço do Café COL- lcol	Const .	Tend . Det.	Def .	Estat.	V.C. (5%)	R.U. .	Resid.
1 ADF - defasagens manuais			4	2,36835 6	-1,9440	sim	r.b.
2 ADF- SC			0	1,9647	-1,9439	sim	nãor.b.
3 ADF- AIC			4	2,36835 8	-1,9440	sim	r.b.
4 ADF- HQ			0	1,9647	-1,9439	sim	nãor.b.
5 DF-GLS – SC	x	x	0	-3,0941	-3,0240	não	n.a.
6 DF-GLS – SC	x		0	0,94250 1	-1,9439	sim	n.a.
7 Phillips-Perron (janela de Barlett)			n.a.	3,0852	-1,9439	sim	n.a.
8 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x		n.a.	-0,0677	-2,8889	sim	n.a.
9 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x	x	n.a.	-3,1961	-3,4528	sim	n.a.
10 Ng-Perron-MAIC	x	x	n.a.	-2,8410	-2,9100 0	sim	n.a.
11 Ng-Perron-MAIC	x		n.a.	1,5357	-1,9800 0	sim	n.a.
12 KPSS	x	x	n.a.	0,0867	0,1460	não	n.a.
13 KPSS	x		n.a.	1,1231	0,4630	sim	n.a.
14 DICKEY-PANTULA	x	x	0	-3,6771	-3,45309	0	r.b.

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 08 – Resumo dos testes de raiz unitária – Série: Robusta

Série de preço do Café ROB – Irob	Const.	Tend. Det.	Def.	Estat.	V.C. (5%)	R.U.	Resid.
1 ADF - defasagens manual			1	1,4737	-1,9439	sim	r.b.
2 ADF- SC			1	1,4737	-1,9439	sim	r.b.
3 ADF- AIC			1	1,4737	-1,9439	sim	r.b.
4 ADF- HQ			1	1,4737	-1,9439	sim	r.b.
5 DF-GLS – SC	x	x	1	-1,6937	-3,0250	sim	n.a.
6 DF-GLS – SC	x		1	0,353100	-1,9439	sim	n.a.
7 Phillips-Perron (janela de Barlett)			n.a.	1,9734	-1,9439	sim	n.a.
8 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x		n.a.	-1,9412	-2,8889	sim	n.a.
9 Phillips-Perron (janela de Barlett)	x	x	n.a.	-2,0084	-3,4528	sim	n.a.
10 Ng-Perron-MAIC	x	x	n.a.	-1,6939	-2,9100	sim	n.a.
11 Ng-Perron-MAIC	x		n.a.	0,3742	-1,9800	sim	n.a.
12 KPSS	x	x	n.a.	0,2009	0,1460	sim	n.a.
13 KPSS	x		n.a.	1,0199	0,4630	sim	n.a.
14 DICKEY-PANTULA			0	1,4185	-1,94313	1	r.b.

Fonte: Resultado da pesquisa.