AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

A INTERDEPENDÊNCIA ENTRE OS PREÇOS DO CAFÉ BRASILEIRO E COLOMBIANO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA

ROBERTO MAX PROTIL; PAULO HENRIQUE PIERIN PACHECO; RICARDO VOGEL DO NASCIMENTO; WESLEY VIEIRA DA SILVA; ALCEU SOUZA;

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO PARANÁ

CURITIBA - PR - BRASIL

protil@ppgia.pucpr.br

APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

A interdependência entre os preços do café brasileiro e colombiano: Uma análise empírica

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas

1 INTRODUÇÃO

O café como agronegócio é uma das atividades mais importantes da economia brasileira e o país, mesmo com as profundas transformações do setor nas últimas décadas, mantém a posição de maior produtor e exportador do café em grãos.

Para Spinola (2001), a política cafeeira brasileira passou por transformações importantes na década de 90, onde o modelo político de Estado intervencionista não encontrou mais sustentabilidade. Dessa forma, a cotação dos preços do café passa a seguir a regulação do mercado e não mais a fúria regulatória do Estado.

Para Margarido (2000), o setor agrícola é o que apresenta maior grau de sensibilidade diante de choques de oferta e de demanda em razão de suas especificidades. No caso de choques de oferta, fatores de ordem climática tais como as geadas, excessos de chuvas, incidência de pragas, etc, podem contribuir para a alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas e, conseqüentemente, ter reflexos sobre o nível de preços da economia.

Pelo lado da demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, tais como alterações nas alíquotas de importações, taxa de câmbio, política monetária, etc. Outro aspecto a ser realçado é a sensibilidade dos preços internos de produtos agrícolas brasileiros, relativamente às variações de preços externos, que provavelmente foi acentuada tanto pelo processo de globalização como também pela abertura econômica do Brasil e estabilidade da moeda, alcançada com a implementação do Plano Real no período posterior a julho de 1994.

Esse mesmo contexto macroeconômico pode ser estendido a outro grande produtor mundial de café arábica, aliás, o segundo maior produtor mundial, que é a Colômbia. Pioneira na construção de uma marca ou denominação de origem para o café, a Colômbia desenvolveu o Café Arábica Suave, alcançando reconhecimento mundial da qualidade de seu produto. O Brasil, por sua vez, desenvolveu a qualidade de seu produto e tem, também, sua denominação de origem: o Café Arábica Natural. São esses os cafés de maior qualidade no mundo, pois os outros grandes países produtores de café concentram sua produção no café tipo Robusta, tipo de café mais apropriado à industrialização como café solúvel e não tão apreciado como o café Arábica.

O objetivo deste estudo é avaliar a existência de relações de co-integração entre os preços do café colombiano e do café brasileiro pautando-se em dados históricos que cobrem o período de janeiro de 1980 a dezembro de 2005, fazendo o uso do método proposto por Engle e Granger (1987).

O trabalho encontra-se estruturado em cinco seções: a primeira refere-se à parte introdutória; a segunda trata da referencial teórico sobre o mercado cafeicultor; a terceira trata dos aspectos metodológicos onde estão contemplados a coleta dos dados, a caracterização da pesquisa e o método de análise; a quarta refere-se à análise dos dados coletados e a última trata das considerações finais e recomendações.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

No início do século XIX, o café era o maior produto de exportação brasileiro, responsável por 80% das receitas cambiais e, desde então, a história da política cafeeira brasileira é rica em diversificação de políticas públicas na tentativa de valorizar o produto.

Originário do Oriente, esta cultura foi plantada inicialmente no século XVIII na Amazônia, mas se adaptou melhor no Sudeste. Usou-se a mesma forma predatória de eliminar florestas para fazer a lavoura e, assim que eram notados sinais de esgotamento, eliminavam-se mais florestas. Hoje em dia, já existem técnicas para a plantação de café sem depauperar o solo, baseados no uso das curvas de nível nas plantações e na correção química do solo. A partir de 1890, o Brasil se tornou o maior produtor mundial de café (PRIORE e VENÂNCIO, 2001).

O café foi o grande líder das exportações brasileiras durante toda a República Velha. Representou, quase sempre, mais de 50% dos lucros das exportações. Sem concorrentes importantes no mercado internacional, o Brasil chegou a abastecer dois terços do consumo mundial de café.

Motivados com os lucros, os fazendeiros do café aumentavam dia a dia suas plantações. Até que a produção de café ultrapassou às necessidades de consumo do produto. Então, desde o começo do século XX, a economia cafeeira começou a enfrentar as crises de superprodução, onde a oferta de café era maior do que a demanda, resultando na queda dos

preços e acúmulos imensos de estoques invendáveis de café. Em 1905, esses estoques chegaram a 11 milhões de sacas de 60 kg, que representavam 70% do consumo mundial de um ano.

Com o apoio dos políticos do Congresso Nacional, os fazendeiros do café realizaram em 1906, na cidade paulista de Taubaté, uma reunião que tinha como finalidade encontrar soluções para as crises de superprodução. Essa reunião ficou conhecida como Convênio de Taubaté.

Os fazendeiros propuseram que o governo comprasse a produção de café que ultrapassasse a procura do mercado. O café excedente seria estocado pelo governo para, depois, ser vendido quando os preços se normalizassem. Para comprar o café excedente o governo tomaria dinheiro emprestado no exterior (FAUSTO, 2002).

Depois de alguma resistência, as propostas do Convênio Taubaté acabaram sendo praticadas pelo governo. Os preços do café eram mantidos artificialmente à custa das compras governamentais.

Os cafeicultores continuavam recebendo grandes lucros e plantando cada vez mais café. Os estoques do governo continuavam crescendo e nunca aparecia uma boa oportunidade para vender esses estoques no mercado externo.

Os cafeicultores não se preocupavam com os prejuízos do governo, tinham seus lucros garantidos. Alguns desviavam parte desse lucro para investir no setor industrial. Desconfiavam que essa exploração sobre o governo um dia teria que acabar. O ciclo do café contribuiu muito para construir grande parte da riqueza de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, acumulando capitais necessários para o próximo ciclo: a industrialização (PRIORE e VENÂNCIO, 2001).

Em 1952, foi criado o Instituto Brasileiro do Café (IBC), com o objetivo de definir a política para o setor, controlar e coordenar sua estratégia, desde a produção até a comercialização interna e externa. O IBC oferecia assistência técnica e econômica à cafeicultura e ao seu beneficiamento, controlava a comercialização tanto para o consumo interno como para exportação, elaborava estudos e pesquisas que favoreciam a cultura e a economia cafeeira e executava a política econômica traçada pelo Conselho Monetário Nacional.

O Instituto ainda era gestor dos recursos do Fundo de Defesa da Economia Cafeeira (FUNCAFÉ) constituído por recursos provenientes de cotas de contribuição sobre exportações de café. Os recursos eram destinados a financiar desde as operações de giro até pesquisas e marketing interno e externo. A erradicação de lavouras de café, política de atuação direta na produção, iniciou-se em 1962. Em 1970, teve início o Plano de Renovação e Revigoramento dos Cafezais.

O crédito agrícola, a pesquisa tecnológica e a extensão rural que se constituíram em verdadeiros pilares da revolução verde no Brasil davam suporte ao plano. Por parte do consumo, a política de fixação de preços de garantia preocupou-se com os eventuais excessos de produção ao invés da qualidade do café produzido. O Estado, nesse período, sempre priorizou a quantidade da *commoditie* em detrimento das especialidades dos cafés finos, não valorizando a diferenciação como elemento chave para a agregação de valor.

Com a extinção do IBC, no ano de 1990, o setor perdeu temporariamente a sua inserção na definição e implementação de políticas públicas na estrutura do Estado. Segundo Spinola e Medeiros (2001), a política no contexto do agronegócio surge nesta fase da política

agrícola, definindo-se em torno do seu ambiente organizacional e institucional, e o café inicia-se em uma fase de dificuldades.

A saída brusca do Estado, a concorrência dos demais países produtores, o baixo preço do café no mercado internacional, o elevado índice de endividamento dos cafeicultores, o sucateamento dos equipamentos da indústria de torrefação e moagem brasileira, a concepção de que o Brasil é um produtor de *commoditie* indo na contramão da tendência de mercado que valorizava a especialidade, fez com que o Brasil iniciasse essa fase buscando saídas para a crise no setor.

Vários estudos que procuram verificar os efeitos de variáveis externas sobre os preços agrícolas no Brasil, abordaram o período anterior à 1990, analisando muito mais a situação em que o grau de abertura da economia era muito menor. Assim, espera-se que nos anos 90 os preços agrícolas no Brasil tenham se tornado mais sensível às variações dos preços agrícolas no mercado internacional, com a maior inserção da economia brasileira no processo de globalização, e com a estabilização de preços após 1994, principalmente, a partir de meados de 1994 com a implementação do Plano Real (MARGARIDO, 2001).

Tomando como indicador de competitividade o grau de inserção no mercado internacional, não há dúvidas de que o Brasil mantém um espaço significativo nos últimos dez anos, a despeito do crescimento de novos países produtores. O Brasil é o maior produtor e exportador de café, mas precisa qualificar sua produção para conquistar mercado de cafés especiais. Estima-se que o Brasil tenha condições de dominar pelo menos 20% do mercado mundial de cafés especiais. Entretanto, do total de 16 milhões de sacas de café verde embarcadas pelo Brasil em 2000, apenas 300 mil foram destinadas aos mercados de cafés de qualidade (SAES e NAKAZONE, 2004).

O Brasil tem vantagens com relação aos outros produtores por possuir um parque cafeeiro complexo e diverso, que produz grande variedade de tipos de bebidas. Além disso, tem liderado o processo de desenvolvimento tecnológico, com destaque para a fertirrigação e mecanização.

O elemento tradicional de competitividade do café verde é o custo de produção, que determina as vantagens comparativas de um determinado país em relação aos demais. Na produção do café arábica, o Brasil é o país que possui menor custo, que, aliado à produtividade, tem garantido a manutenção e o crescimento da participação no mercado internacional. Além do custo de produção, uma outra variável que determina a competitividade do café é a diferenciação por qualidade.

O Brasil é tido como um fornecedor de quantidade, ao passo que a Colômbia, principalmente, é reconhecida pelos cafés mais valorizados e recebe um "prêmio" pela qualidade. Apesar de, atualmente, produzir uma grande variedade de café, o Brasil deixou cristalizar uma imagem de grande produtor de um único tipo de café (Santos). A Colômbia, porém, investiu pesadamente em imagem e qualidade, valorizando os cafés suaves de uma forma geral.

Como resultado, o mercado passou a considerar o café arábica brasileiro mais um bem substituto do que complementar ao café robusta (menos valorizado) na composição dos *blends* (misturas). Só para se ter uma idéia, no varejo americano os cafés especiais movimentaram mais de US$ 10 bilhões em 2002. Cerca de 27 milhões de pessoas consomem a bebida diariamente no país, o que equivale a 14% da população local (SAES e NAKAZONE, 2004, *apud* LEMOS, 2002). Embora ainda exista, em geral, uma visão negativa do Brasil no mercado internacional, observa-se um movimento intenso em busca

de qualidade e capacitação tecnológica em todas as regiões produtoras do país, com destaque para Minas Gerais e São Paulo.

Nessa conjuntura, o Brasil, de forma geral, tem demonstrado significativa capacidade de adequação da sua produção e competitividade. A década de 90 foi marcada por mudanças tecnológicas e de gestão que possibilitaram esse desempenho. Dessa forma, o Brasil tem se mostrado bastante competitivo na exportação de café verde, possuindo vantagens significativas em relação a demais países produtores. A despeito dos esforços, resta ainda explorar melhor o mercado de cafés especiais, que têm se tornado os mais rentáveis.

Nessa conjuntura, também, é natural que os agentes da cadeia agroindustrial do café (produtores rurais, torrefadores e intermediários) busquem mecanismos para evitar preços indesejáveis. Um deles pode ser a utilização de contratos futuros ou de opções – negociados, por exemplo, na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), de São Paulo, ou na *Coffee*, *Sugar & Cocoa Exchange* (CSCE), de Nova Iorque – com o objetivo de fazer *hedge* ou proteção contra os riscos de oscilação dos preços (NOGUEIRA *et al*., 2002).

3 METODOLOGIA

3.1 Coleta de dados

Os dados utilizados neste estudo foram coletados no site da *International Coffee Organization* (http://www.ico.org). As séries históricas de peridiocidade mensal abrangem o período compreendido entre Janeiro de 1980 até Dezembro de 2005. Os valores coletados referem-se à média mensal dos preços da libra (medida de peso) dos cafés brasileiro e colombiano e são cotados em centavos dólares norte-americanos (U$ cents).

Todas as variáveis encontram-se expressas em termos de logaritmos neperianos (Ln), objetivando-se conhecer e interpretar a elasticidade-preço da oferta do café produzido no Brasil (LnPB) em relação ao preço do café produzido na Colômbia (LnPC).

O teste de hipóteses para avaliar as possíveis relações de co-integração entre o café brasileiro e o colombiano foi o Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF). As estimações econométricas foi realizada a partir do *software PcGive versão 10.0 e Eviews* versão estudantil 4.1.

3.2 Caracterização da pesquisa

Esse trabalho caracteriza-se como uma pesquisa quantitativa causal de natureza descritiva cujos dados amostrados descrevem eventos ao longo do tempo. Nas visões de Hair Jr. *et al*. (2005, p. 88), os estudos descritivos longitudinais são adequados quando, tanto as questões de pesquisa e hipóteses são afetadas pela variação das coisas com o decorrer do tempo, o que permite mapear elementos que se possam observar tendências.

3.3 Método de análise

A literatura da teoria econômica concentra sua atenção ao avaliar possíveis relações de co-integração no seminal artigo de Granger e Newbold (1974) sobre regressões espúrias, onde assinala os defeitos de fazer regressões com variáveis não estacionárias, dado ao fato do estimador do desvio padrão do parâmetro possuir viés devido à correlação residual.

Engle e Granger (1987) disseminaram a idéia de equilíbrio de longo prazo entre variáveis econômicas, identificado com a noção de co-integração. Assim, afirmavam que a condição

necessária para a existência de co-integração entre um par de variáveis é de que estas sejam integradas de mesma ordem.

Se as variáveis não apresentam a propriedade de estacionariedade, os coeficientes encontrados por meio de suas regressões não serão confiáveis. O teste para verificar a existência ou não de raízes unitárias, passou a ser um requisito indispensável na escolha da modelagem apropriada.

Nesse sentido, o conceito de raiz unitária tornou-se importante em econometria, pois, quando uma série possui esse tipo de raiz, torna-se incorreto utilizar a distribuição *t*-Student nas regressões que a incluem. Visando compreender melhor esse conceito de raiz unitária, considere um processo autoregressivo de primeira ordem ou AR(1) tal como encontra-se descrito em 1.

$$Z_t = \alpha_1 Z_{t-1} + e_t \tag{1}$$

Onde o parâmetro α_1 é um número real e $e_t \sim N(0, \sigma^2)$. Ao avaliar a questão da raiz unitária deve-se observar o comportamento do parâmetro α_1. Quando $|\alpha_1| > 1$ a série temporal apresenta um comportamento explosivo, algo considerado irrealista pela maioria dos economistas. Porém, se o parâmetro $|\alpha_1| < 1$ a série temporal Z_t seguirá um processo do tipo estacionário. Por outro lado, se $|\alpha_1| = 1$ diz-se que o processo avaliado possui raiz unitária. Neste caso, a série temporal Z_t não será caracterizada como estacionária. As expressões 2, 3, 4 e 5, respectivamente, ilustram a situação descrita anteriormente.

$$Z_t = Z_{t-1} + e_t \tag{2}$$

$$Z_t = Z_{t-2} + e_{t-1} + e_t \tag{3}$$

$$Z_t = Z_{t-3} + e_{t-2} + e_{t-1} + e_t \tag{4}$$

$$\vdots$$

$$Z_t = Z_0 + \sum_{i=1}^{t} e_i \tag{5}$$

Observa-se que $Z_t = t\sigma^2$, isto é, a variância da série temporal Z_t cresce com o passar do tempo, violando a condição de que a variância deva ser constante ao longo das unidades amostrais.

O teste de hipóteses indicado para detectar raiz unitária foi proposto por Dickey e Fuller (1979) chama-se DF, e pode ser facilmente demonstrado a partir da expressão descrita em 1, desde que seja reparametrizado em primeiras diferenças, conforme encontra-se exposto em 6.

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

Onde ΔZ_t é chamada de primeira diferença da série temporal Z_t enquanto o parâmetro γ é igual a $\alpha_1 - 1$. Neste caso, procura-se testar a hipótese de que $\alpha_1 = 1$, pautando-se na expressão 1, que equivale a testar a hipótese de que $\gamma = 0$, na expressão descrita em 6.

Este teste de hipóteses ainda considera duas outras formas adicionais para verificar a presença ou não de raiz unitárias: modelo com a presença do intercepto e a modelagem com a inclusão da tendência linear, ambos considerados como parâmetros determinísticos.

Os modelos podem ser visualizados tal como encontram-se descritos pelas expressões algébricas 7 e 8.

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (8)$$

O parâmetro a ser testado nos modelos descritos em 6, 7 e 8 é sempre o γ. O teste de hipóteses DF consiste na estimação de um dos modelos supracitados valendo-se do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), comparando-se a estatística t-ADF referente ao parâmetro γ com os valores críticos tabelados por Dickey-Fuller. Assim, as hipóteses a serem testadas são:

- Hipótese Nula (H_0): $\gamma = 0$;
- Hipótese Alternativa (H_A): $\gamma \neq 0$.

A regra de decisão que indica a aceitação ou rejeição da hipótese nula pode ser descrita como segue:

- se a estatística t-ADF (calculado) < t-ADF (crítico) então aceitar a hipótese nula que se traduz pela presença de raiz unitária na série temporal investigada; isto é, a série temporal é não estacionária;
- se a estatística t-ADF (calculado) > t-ADF (crítico) então rejeição a hipótese nula, que se traduz pela ausência de raiz unitária na série temporal investigada; isto é, a série temporal é dita estacionária.

No caso do teste de hipóteses Dickey-Fuller Ampliado ADF, basta generalizar os modelos denotados por 6, 7 e 8, incluindo-se ainda defasagens na série temporal ΔZ_t no lado direito da equação. Neste caso, os modelos descritos algebricamente como 9, 10 e 11, respectivamente, retratam a elaboração do teste de hipóteses ADF como segue:

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Z_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Z_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta Z_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde p é o número ótimo de defasagens a ser determinado empiricamente para cada variável dos modelos a serem determinados. Os procedimentos, bem como os valores críticos para o teste de hipóteses DF são análogos ao teste de hipóteses ADF, testando-se da mesma forma a hipótese nula de que o parâmetro γ seja igual a 0.

Vale salientar que os testes de hipóteses de raízes unitárias ainda possuem baixo poder, com uma elevada probabilidade da não ocorrência de erro tipo II, ou seja, a aceitação da hipótese nula quando ela deve ser rejeitada, sendo recomendada à inspeção visual por meio do gráfico chamado de correlograma.

Seguindo a concepção de Engle e Granger (1987), duas séries temporais denotadas por Z_{1t} e Z_{2t} são ditas I(d), isto é, são integradas de ordem d (onde d é o número de diferenças

requeridas para transformá-las em séries estacionárias), caso exista um vetor δ tal como pode ser visualizado em 12.

$$e_t = \delta_1 Z_{1t} + \delta_2 Z_{2t} \tag{12}$$

Assim, Z_{1t} e Z_{2t} são ditas co-integradas de ordem (d, b), caso os resíduos e_t sejam estacionários, isto é, se $d–b = 0$. Então, existirá co-integração entre as séries, que podem ser descrito como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, onde é facilmente estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários.

Outrora, o teorema de representação de Engle e Granger (1987) sugere a utilização do método de dois estágios ao testar a existência de relações de longo prazo entre as sereis temporais que compõem o modelo. No primeiro estágio o modelo de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo é estimado por meio de uma equação de regressão linear nos níveis das variáveis.

Já no segundo estágio, os resíduos obtidos a partir da equação de regressão estimada anteriormente no primeiro estágio, são defasados em um período e novamente devem ser avaliados pautando-se no teste de hipóteses Dickey-Fuller Ampliado. Caso os resíduos sejam caracterizados como estacionários, então as séries temporais avaliadas serão co-integradas.

4 ANÁLISE DOS DADOS

4.1 Análise da estacionaridade

Os trabalhos econométricos baseados em séries temporais supõem que as séries envolvidas sejam estacionárias. O primeiro procedimento adotado para identificar a existência, ou não, desta propriedade é a avaliação do comportamento desses dados históricos por meio de um gráfico, tal como pode ser evidenciado na Figura 1.

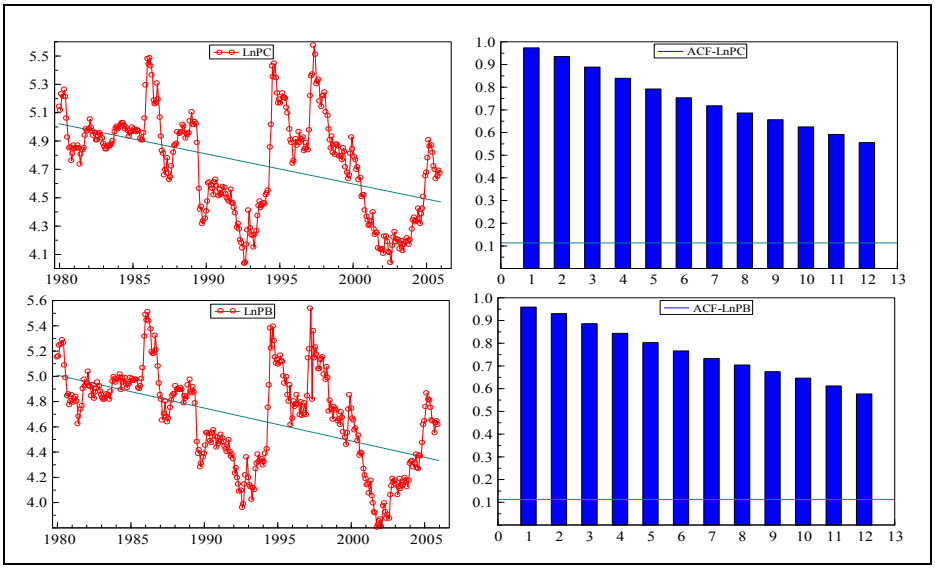

Figura 1: Comportamento dos preços dos cafés e correlogramas

A Figura 1 retrata o comportamento não estacionário dos preços dos cafés colombiano (LnPC) e brasileiro (LnPB). Pode-se observar na mesma figura a existência de uma tendência decrescente nos respectivos preços, em nível, com as séries temporais

apresentando um claro movimento conjunto, oscilando em um mesmo intervalo de tempo e, possuindo com isso, um prenúncio de que sejam pelo menos integradas de primeira ordem ou I(1).

A não estacionaridade dos preços do café também pode ser averiguada por meio da Função de Autocorrelação Amostral (ACF) na figura anterior. Percebe-se que as funções ACF, nos dois casos são exponencialmente decrescentes, decaindo desde a primeira até a décima segunda defasagem temporal, o que confirma a não estacionaridade do processo analisado.

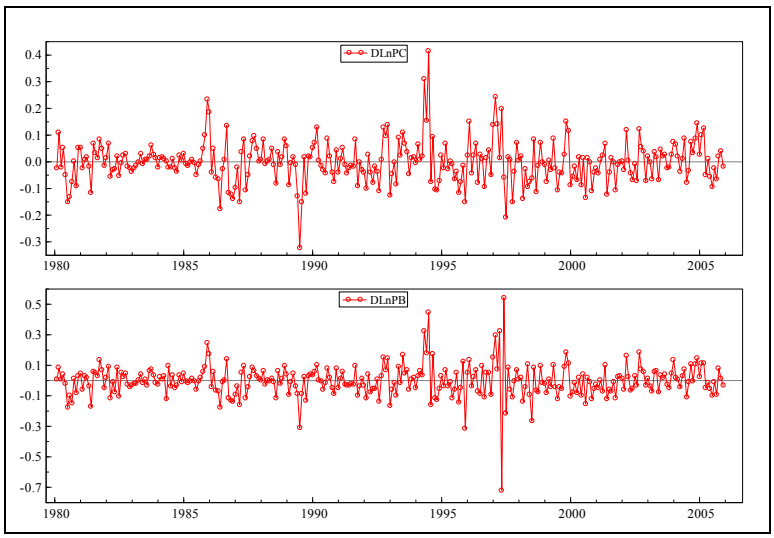

Figura 2: Diferenças dos logaritmos dos preços do café brasileiro e colombiano

Por outro lado, a Figura 2 evidencia o comportamento das séries temporais dos preços dos cafés que foram transformadas em suas primeiras diferenças. Nas duas séries temporais, percebem-se a existência de algumas quebras estruturais, principalmente nos meses de julho de 1989 e outubro de 1997 em função das crises financeiras nos países asiáticos que afetaram, de alguma forma, as economias emergentes latino-americanas.

Após a realização do teste de raiz unitária, confirmou-se que as variáveis em análise realmente são não estacionárias. Neste caso, o procedimento comumente utilizado para induzi-las à estacionariedade é transformá-las em primeiras diferenças, tal como se encontra exposto na figura anterior.

Nesse sentido, a hipótese nula de presença de raiz unitária foi aceita considerando um nível de confiabilidade de 5%. Logo, as duas variáveis, em nível, são consideradas integradas de primeira ordem ou I(1). Por outro lado, tais variáveis expressadas em termos das primeiras diferenças passaram a ser estacionárias, ou integradas de ordem zero ou I(0) após a sua transformação. A Tabela 2 sintetiza a ordem de integração das séries temporais.

Tabela 2: Ordem de integração das séries temporais

	S/ tendência		C/ tendência		ADF(*)	ADF(*)	Decisão	Ordem de	Classificação
	DF	ADF	DF	ADF	S/ tend.	C/ tend.	(H_0)	integração	
Ln PC	-1,92	-2,81	-2,09	-3,12	-2,87	-3,43	Aceita-se	I (1)	Não-estacionária
Ln PB	-2,44	-2,60	2,76	-3,15	-2,87	-3,43	Aceita-se	I (1)	Não-estacionária
DLn PC	-13,36	-9,82	-13,33	-9,80	-2,87	-3,43	Rejeita-se	I (0)	Estacionária
DLn PB	-20,43	-11,06	-20,39	-11,05	-2,87	-3,43	Rejeita-se	I (0)	Estacionária

Nota: (*): valor crítico da estatística ADF considerando um nível de significância de 5%.

A Tabela 2 evidencia que sob a hipótese nula de presença de raízes unitárias, com distribuição segundo Fuller (1976), para valores críticos da estatística ADF, deve-se aceitar a hipótese nula de não estacionaridade, o que é uma pré-condição da existência de relações de co-integração (longo prazo) entre os preços do café brasileiro e colombiano.

O teste de hipóteses ADF foi realizado usando-se 12 defasagens temporais, tal como fora sugerido por Doornick e Hendry (1994), onde se começa testando a situação mais geral que inclui a tendência determinística e a constante para cada uma das variáveis.

A aceitação da hipótese nula exposta na tabela supracitada se deu em função das estatísticas DF e ADF, em termos absolutos, serem inferiores aos valores críticos do mesmo teste de hipóteses antes da sua diferenciação. Destaca-se que séries temporais caracterizadas como não estacionárias, invalidam a aplicação dos testes de significâncias padrões, bem como eventuais inferências neles baseados.

4.2 Análise da co-integração

A definição de co-integração, por si só requer, em primeiro lugar, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis modeladas resulte em uma nova série temporal (resíduos) cuja ordem de integração seja menor do que as séries originais (HENDRY e JUSELIUS, 1999).

Contudo, os aspectos mencionados anteriormente muitas vezes não são suficientes para garantir o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis estudadas. É necessário que as duas séries temporais mantenham, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante. Elas devem mover-se de modo sincronizado, de forma que, para que isso venha surgir um vetor de resíduos ε_t que deve ser integrado de ordem zero ou estacionário, isto é, $\varepsilon_t \sim I(0)$.

No caso do teste de co-integração, primeiro estima-se a equação de equilíbrio de longo prazo, conhecida também como regressão estática ou sem defasagem temporal, por meio do método dos mínimos quadrados ordinários. Os resultados obtidos para a regressão estática encontram-se evidenciado a partir da equação 13.

$$\text{LnPB} = \underset{(-5{,}08)}{-0{,}317} + \underset{(80{,}30)}{1{,}051}\,\text{LnPC} \qquad (13)$$

$R^2 = 95{,}41\%$; F (1; 310) = 6.452; DW = 0,846

Os sinais esperados na equação anterior mostram completa adequação com a teoria econômica. Os valores dos parâmetros estimados são as elaticidades-preços da oferta de longo prazo. *Ceteris paribus*, pode-se inferir que variações na ordem de 1% nos preço do café colombiano acarretam elevações de aproximadamente 1,051% no preço do café brasileiro.

A equação estática ou de longo prazo designada em 13 evidencia uma forte significância estatística dos parâmetros estimados. Os valores entre parêntesis da equação supracitada são as estatísticas *t-students*. A equação anterior mostra um bom ajustamento do modelo, dado que o coeficiente de explicação (R^2) foi igual a 95,41%, com apenas 5,59% sendo explicado por fatores aleatórios ou por outras variáveis não contempladas no modelo formulado.

Além disso, a estatística *F-Snadecor/Fischer*, considerando 1 grau de liberdade no numerador e 310 graus de liberdade no denominador foi igual a 6.452, mostrando que os

parâmetros *avaliados conjuntamente* são estatisticamente relevantes ao nível de significância de 5%. O baixo valor encontrado para a estatística Durbin-Watson (DW) que foi igual a 0,846, traduz-se na presença de autocorrelação serial de primeira ordem, além de ser um prenúncio de que as séries temporais dos preços dos cafés brasileiro e colombiano sejam co-integradas.

Vale também salientar que o valor estimado para o parâmetro populacional que retrata o coeficiente angular da equação 13 encontra-se muito próximo da unidade (1,051), o que sugere a presença de uma raiz unitária. O teste de hipóteses de qui-quadrado foi usado para avaliar se o parâmetro estimado é igual à unidade, por meio da inserção de uma restrição linear, confirmou a aceitação da hipótese nula de que o parâmetro testado é igual a um 1, considerando um nível de significância estatística de 5%.

Passando o primeiro estágio do método desenvolvido por Engle e Granger (1987), e sabendo que as séries temporais dos preços dos cafés são integradas de primeira ordem, o estágio posterior consiste em verificar se o vetor de resíduos obtidos a partir do estágio anterior é estacionário ou I(0), isto é, verifica-se agora se os preços dos cafés se co-integram. Notadamente que as hipóteses a serem testadas para avaliar a existência de co-integração, ou não, podem ser formuladas como segue:

- H_0: as séries de preços dos cafés não são co-integradas, isto é, os resíduos não são estacionários;
- H_A: as séries de preços dos cafés são co-integradas; isto é, os resíduos são estacionários.

A rejeição da hipótese nula (H_0) implica necessariamente na existência de uma combinação linear entre as variáveis não estacionárias. A Tabela 3 retrata os resultados obtidos a partir das estimativas do teste de hipóteses de raiz unitárias para os resíduos extraídos da regressão linear estática de longo prazo.

Tabela 3: Teste de raiz unitária para os resíduos obtidos da regressão de longo prazo

Resíduos das relações	S/ tendência		C/ tendência		ADF(*)	ADF (*)	Decisão (H_0)	Ordem de integração dos Resíduos	Classificação dos Resíduos
	DF	ADF	DF	ADF	S/ tend	C/ tend			
E_{it}	-9,17	-5,02	-9,68	-5,28	-2,87	-3,43	Rejeita-se	I (0)	Estacionários

Nota: (*): valor crítico da estatística ADF considerando um nível de significância de 5%.

A tabela anterior evidencia o fato dos preços dos cafés brasileiro e colombiano serem co-integrados, ou seja, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços dos cafés, no curto prazo, contudo, ainda pode haver desequilíbrio de longo prazo. Portanto, pode-se tratar o vetor de resíduos das variáveis co-integradas como sendo um "erro de equilíbrio". Pode-se usar esse vetor de resíduos com o objetivo de ligar o comportamento das séries temporais no curto prazo com os seus valores no longo prazo, tal como um Mecanismo de Correção de Erros (ECM).

Os resíduos defasado em um período desse novo modelo (ECM_{t-1}), por sua vez, também devem ter o comportamento de uma série ruído branco, com forte variação ocorrida no mês de novembro de 1997 reflexo da crise financeira originada na Ásia, tal como pode ser visto na Figura 3.

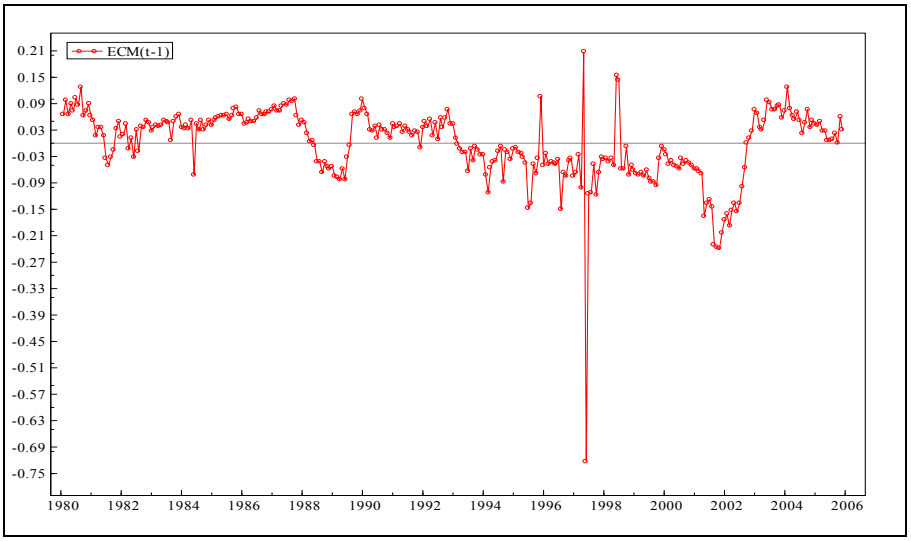

Figura 3: Comportamento do mecanismo de correção de erros

O vetor de resíduos do novo modelo também pode identificar momentos de choques transitórios, que podem ser controlados por meio da inserção de variáveis *dummies*. Essas variáveis visam captar diferentes ocorrências dos choques, dentre elas, podem-se citar os efeitos temporários, tais como as mudanças de estações, políticas econômicas, etc.

Assim, existe uma relação de equilíbrio entre o preço do café brasileiro e o preço do café colombiano. Nesse sentido, como esses preços parecem caminhar para uma situação de longo prazo, os preços dessa *commoditie* nos referidos mercados possuem comportamentos similares.

Nesse contexto, caso determinado investidor ávido por lucros supranormais queiram traçar estratégias de arbitragem adquirindo o café a um preço inferior no mercado nacional e vendê-lo no mercado colombiano por um preço superior, por exemplo, ele poderá encontrar uma maior probabilidade de o mercado conduzir a alocações eficientes no sentido de Pareto. Tal integração permite a utilização de qualquer um dos mercados para fazer *hedge* e não elimina o interesse de investidores ávidos por lucros supranormais realizarem ganhos de arbitragem intertemporal.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho teve como objetivo avaliar a existência de relações de co-integração entre os preços do café colombiano e brasileiro baseado em dados históricos que cobriram o período de janeiro de 1980 a dezembro de 2005, pautando-se no método desenvolvido por Engle e Granger (1987).

Os testes de hipóteses usado na avaliação das possíveis relações de co-integração entre os preços do café colombiano e brasileiro foram o Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Ampliado (ADF).

O trabalho foi caracterizado como uma pesquisa quantitativa causal de natureza descritiva cujos dados que foram amostrados descrevem eventos ao longo do tempo.

Observou-se a existência de uma tendência decrescente nos preços, em nível, com as séries temporais apresentando um claro movimento conjunto, que oscilavam em um mesmo

intervalo de tempo, possuindo com isso, um prenúncio de que tais séries eram pelo menos integradas de primeira ordem.

Após a realização do teste de raiz unitária, confirmou-se que as variáveis em análise realmente são não estacionárias. O procedimento utilizado para induzir as séries à estacionariedade foi transformá-las em primeiras diferenças. Nesse sentido, a hipótese nula de presença de raiz unitária foi aceita considerando um nível de confiabilidade de 5%.

O teste de hipóteses ADF foi realizado usando-se 12 defasagens temporais, tal como fora sugerido por Doornick e Hendry (1994), onde se começa testando a situação mais geral que inclui a tendência determinística e a constante para cada uma das variáveis.

No caso do teste de co-integração, primeiro foi estimada a equação de equilíbrio de longo prazo, conhecida também como regressão estática ou sem defasagem temporal, por meio do método dos mínimos quadrados ordinários. A equação estática ou de longo prazo evidenciou uma forte significância estatística dos parâmetros estimados. Tal equação mostrou um bom ajustamento do modelo, dado que o coeficiente de explicação (R^2) foi igual a 95,41%, com apenas 5,59% sendo explicado por fatores aleatórios ou por outras variáveis não contempladas no modelo formulado.

Uma vez que as séries temporais dos preços dos cafés eram integradas de primeira ordem, o estágio posterior foi verificar se o vetor de resíduos obtidos a partir do estágio anterior era estacionário ou I(0), isto é, verificou-se agora se os preços dos cafés se co-integram. A rejeição da hipótese nula (H_0) implicaria na existência de uma combinação linear entre as variáveis não estacionárias.

O teste de hipóteses realizado sobre o vetor de resíduos evidenciaram a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços dos cafés. Isto é, os preços parecem caminhar para uma situação de equilíbrio, onde essa *commoditie* nos diferentes mercados possui comportamentos similares.

Nesse contexto, caso um determinado investidor ávido por lucros supranormais queiram traçar estratégias de arbitragem adquirindo o café a um preço inferior no mercado nacional e vendê-lo no mercado colombiano por um preço superior, por exemplo, ele poderá encontrar uma maior probabilidade de o mercado conduzir a alocações eficientes no sentido de Pareto.

Sugere-se para realização de pesquisas futuras que sejam feitos novos estudos com uma abordagem mais sofisticada, tal como os modelos vetores autoregressivos (VAR) co-integrados onde possam retificar as conclusões obtidas nesse trabalho. Sugere-se ainda avaliar a razão de *hedge* ótima entre o preço do café negociado no mercado à vista na Colômbia e o preço do café negociado no mercado futuro brasileiro, objetivando desvendar se os agentes econômicos da cadeia agro-industrial do café conseguiram maior proteção (*hedge*) em termos de riscos, fruto de altas volatilidades nesses mesmos mercados.

6 BIBLIOGRAFIA

AMORIM, S. R. Teste de Características Comuns em Mercados Latino-Americanos. **Texto Didático da EPGE/RJ**, 2001.

DEL PRIORI, M.; VENÂNCIO, R. **O Livro de Ouro da História do Brasil**. Rio de Janeiro. Ediouro, 2001.

DICKEY, D.A. FULLER, W. A. *Distribution of the estimators for autorregressive time series with a Unit Root.* **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p.427-431, 1979.

DOORNIK, J.; HENDRY, D. F. **Pc Give 10.0 An Interactive Econometric Modelling System.** London: International Thomson Publishing, 1994.

ENGLE, Robert F. e GRANGER, C. W. J. *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*. **Econometrica**, 55 (2):251-76, 1987.

FAUSTO, B. **História do Brasil**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2002.

FUNCAFÉ: Fundo de Defesa da Economia Cafeeira. **www.bb.com.br/appbb/portal/gov/ep/srv/fed/AdmRecFuncafe.jsp**

GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, Paul. *Spurious Regressions in Econometrics*. **Journal of Econometrics**. v. 2, p. 11-20, 1974.

HAIR, J.F.; BABIN, B.; ARTHUR, H. M.; SAMOUEL, P. **Fundamentos de Pesquisa em Administração.** Porto Alegre; Bookman, 2005.

HENDRY, D. & JUSELIUS, K. *Explaining cointegration analysis: Part I and II.* **http://www.econo.ku.dk/okokj**. September, 1999.

INTERNATIONAL COFFFE ORGANIZATION. **www.ico.org**

LEMOS, M. **Coffee Consumption Rises in 2002, led by Goumet Sector – NCA.** Oster Dow Jones Essential Coffee March 2002.

MARGARIDO, M. Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais sobre Preços Agrícolas Domésticos: O Caso do Brasil. **Tese de Doutorado da USP**, 2000.

MARGARIDO, M. A. Análise da Dinâmica de Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais para Preços Agrícolas Domésticos no Brasil**.** Évora: **IV Encontro de Economistas de Língua Portuguesa**, outubro de 2001.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO DO GOVERNO BRASILEIRO. **www.agricultura.gov.br**

MINISTÉRIO DE AGRICULTURA Y DESARROLLO RURAL DE GOBIERNO DE COLOMBIA. **www.minagricultura.gov.co**

NOGUEIRA, F.; AGUIAR, D.; LIMA, J.E. Efetividade do Hedge no Mercado Brasileiro de Café Arábica. **Revista Resenha da BM&F**, 2002.

PRIORE, M. D. et al. **O Livro de Ouro da História do Brasil**. Rio de Janeiro: Editora Ediouro, 2001.

SAES, M. S., NAKAZONE, D. O Agronegócio Café do Brasil no Mercado Internacional. **Revista FAE BUSINESS,** n. 9, setembro 2004.

SPINOLA, A. C., MEDEIROS, J. X. **Estado e Organizações Representativas de Interesse Privado na Política Cafeeira do Brasil**. FAV/UnB, 2001.