

**ANÁLISE DE INTEGRAÇÃO DE MERCADO
DOS PRINCIPAIS PAÍSES PRODUTORES E
CONSUMIDORES DE CAFÉ**

CHRYSYTIAN TEIXEIRA ROCHA

2009

CHRYSYTIAN TEIXEIRA ROCHA

**ANÁLISE DE INTEGRAÇÃO DE MERCADO DOS PRINCIPAIS
PAÍSES PRODUTORES E CONSUMIDORES DE CAFÉ**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão de Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Luiz Gonzaga de Castro Júnior

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL
2009

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca Central da UFLA**

Rocha, Chrystian Teixeira.

Análise de integração de mercado dos principais países
produtores e consumidores de café / Chrystian Teixeira Rocha. –
Lavras : UFLA, 2009.

76 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2009.

Orientador: Luiz Gonzaga de Castro Júnior.

Bibliografia.

1. Transmissão de preço. 2. Cointegração. 3. Causalidade de
Granger. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 338.17373

CHRYSYTIAN TEIXEIRA ROCHA

**ANÁLISE DE INTEGRAÇÃO DE MERCADO DOS PRINCIPAIS
PAÍSES PRODUTORES E CONSUMIDORES DE CAFÉ**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Administração, área de concentração em Dinâmica e Gestão de Cadeias Produtivas, para a obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 31 de julho de 2009

Prof^a. Thelma Sáfadi

UFLA

Prof^a. Cristina Lélis Leal Calegário

UFLA

Prof. Luiz Gonzaga de Castro Júnior
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS - BRASIL

AGRADECIMENTOS

Agradeço acima de tudo e de todos a DEUS nosso Pai Amado e a proteção de Jesus nosso Irmão Maior e amado Mestre, pois sem esse amparo Divino, as maravilhosas pessoas e as mais inusitadas situações não teriam acontecido em minha vida.

Abaixo de DEUS agradeço aos meus Anjos encarnados que são responsáveis por tudo em minha vida. Meus pais, Valdete e Nerval, meus amores e protetores e sem dúvida as pessoas mais dignas, verdadeiras, honestas e altruístas. E se um dia puder chegar a ser como eles, então serei realmente feliz, pois com seus estudos precários são os verdadeiros Doutores que conheço.

Ao amigo e Mestre Prof. Luiz Gonzaga que me ensinou muito além das salas de aula nesses anos todos em que pudemos trabalhar juntos. Muito obrigado por tudo.

Aos meus queridos amigos da ITM: Nádia, André Custos, Vitor, Fioba (vulgo Fábio), pela paciência e torcida.

Pelas queridas amigas: Jack da Pós, Ana do DAE, Tia Zezé, Tia Raquel, Gorethi e a tantas outras que passaram pelo Departamento de Administração.

Aos Profs. que tiveram papel fundamental na minha formação: Querida Flaviana, Amigos e Mestres, Eurico e Francisval e ao exemplo Antônio João.

Às minhas segundas mães: Dinha Gura, Má e Dinha Vilma sempre com suas orações e ajuda de todas as formas, obrigado.

Aos especiais: Wanderci, Bruno (melhor Professor do Mestrado) e ao meu querido irmão André pela torcida e confiança e ao meu Anjo da Guarda.

Dedico este trabalho a segunda mulher mais especial e importante da minha vida, Letícia Q. de Melo, com todo meu Amor, Carinho, Respeito e Admiração, por tudo o que ela é e representa pra mim. Sem você nada disso seria possível. Te amo! Obrigado!

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS.....	i
LISTA DE TABELAS.....	ii
RESUMO.....	iv
ABSTRACT	v
1 INTRODUÇÃO.....	01
1.1 Justificativa.....	02
1.2 Objetivo geral	03
1.2.1 Objetivos específicos	03
1.3 Hipótese	03
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	05
2.1 Registro histórico	05
2.2 O mercado mundial de café	06
2.2.1 Países produtores	07
2.2.2 Países consumidores	11
2.3 Formação e transmissão de preços.....	17
2.4 Estudos com transmissão de preços.....	21
3 METODOLOGIA.....	27
3.1 Dados	27
3.2 Procedimento para as séries temporais	28
3.3 Raiz unitária.....	28
3.3.1 Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)	29
3.3.2 Teste de Phillips Peron (PP)	31
3.4 Cointegração	34
3.4.1 Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris	37
3.5 Causalidade de Granger	37

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	40
4.1 Análise gráfica	40
4.2 Análise estatística	43
4.3 Análise quanto à estacionariedade	44
4.4 Análise quanto à existência de vetores de co-integração	48
4.5 Análise quanto à causalidade de Granger	54
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	66
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69

LISTA DE FIGURAS

	Página
FIGURA 1 Gráfico da evolução da demanda e oferta mundial de café nos últimos 32 anos, em toneladas.....	07
FIGURA 2 Preços mensais do café nos principais mercados produtores do mundo.....	39
FIGURA 3 Preços mensais do café nos principais mercados consumidores do mundo.....	40
FIGURA 4 Demonstração do resultado do teste de co-integração evidenciando as relações de longo prazo entre os países analisados.....	52
FIGURA 5 Demonstração do resultado do teste de causalidade de Granger evidenciando as relações bilaterais de curto prazo entre os países analisados.....	62
FIGURA 6 Países que apresentaram relações de longo prazo e relações bilaterais de curto prazo.....	63

LISTA DE TABELAS

Página

TABELA 1	Consumo de café verde por país em milhões de sacas de 60 kg ...	12
TABELA 2	Consumo per capita de café verde por país em quilogramas por habitante.....	15
TABELA 3	Sumário estatístico para as séries mensais de preço do café nos países produtores. – Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008..	41
TABELA 4	Sumário estatístico para as séries mensais de preço do café nos países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	42
TABELA 5	Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países produtores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	43
TABELA 6	Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	44
TABELA 7	Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países produtores – em primeira diferença – Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.....	45
TABELA 8	Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países consumidores – em primeira diferença – Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.....	46
TABELA 9	Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café dos países produtores	

	com os consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	48
TABELA 10	Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café entre os países produtores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	49
TABELA 11	Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café entre os países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	50
TABELA 12	Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países produtores e consumidores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	55
TABELA 13	Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países consumidores e produtores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	57
TABELA 14	Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países produtores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	59
TABELA 15	Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países consumidores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008	60

RESUMO

ROCHA, Chrystian Teixeira. **Análise de integração de mercado dos principais países produtores e consumidores de café**. 2009. 76p. Dissertação (Mestrado em Administração)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

Este estudo analisa a integração espacial entre os preços de café exercidos nos principais países produtores (Brasil, Vietnã, Colômbia, México e Etiópia) e consumidores (Estados Unidos, Alemanha, Japão, Itália e França) do mundo. Como dados utilizou-se as séries mensais de preços pagos aos países produtores e preços pagos pelos países consumidores em cents de dólar por libra, fornecidas pela ICO (International Coffee Organization), no período de janeiro de 1982 a janeiro de 2008. Utilizou-se o software estatístico “R” para realizar a análise dos dados. Para evitar relações espúrias realizou-se os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Phillips Peron (PP) e os resultados mostraram que todas as séries são não-estacionárias e apresentam a mesma ordem de integração, ordem 1, I(1). Em seguida procedeu-se o teste de co-integração de Phillips-Ouliaris entre as séries, e os resultados mostraram que apenas 29% dos 45 pares resultantes da combinação dos dez países em estudo apresentaram relações de equilíbrio de longo prazo, ou seja, são cointegrados. Por fim realizou-se o teste de causalidade de Granger visando aferir o sentido da transmissão dos preços entre os mercados, e verificar as relações de curto prazo. Os resultados mostraram que em 34% dos 90 pares resultantes da combinação dos dez países em estudo houve presença de causalidade unidirecional. O que leva a concluir que as informações e a situação do mercado do café são transmitidas de forma parcialmente ineficiente pois não atinge, de maneira eficiente, todos os principais mercados produtores e consumidores de café do mundo.

Palavras-chave: transmissão de preço, cointegração, causalidade de Granger.

* Orientador: Prof. Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA

ABSTRACT

ROCHA, Chrystian Teixeira. **Analysis of the integrated market from the main producers and consumers of coffee**. 2009. 76p. Dissertation (Master in Administration)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

This study analyses the space integration among the prices of coffee from the main producing countries (Brazil, Vietnam, Colombia, Mexico and Ethiopia) and consuming ones (United States, German, Japan, Italy and France) of the world. As data were used monthly series of paying prices to producing countries and paying prices from consuming countries in US\$ cents/libra peso, supplied by ICO (International Coffee Organization), from January 1982 to January 2008. Were used a statistics software “R” to realize the data analysis. To avoid informal relations were realized Dickey-Fuller Unit-Root tests raised (ADF) and from Phillips Peron (PP) and the results showed that all the time series are Non-Stationary and present the same order of integration, order 1, I(1). Next were discussed the Phillips-Ouliaris Co-Integration test among the series and the results showed that only 29% of the 45 resulting pairs of the combination of ten countries of the study presented relation of equilibrium of long term, as well, are co integrated. By the end were realized a Granger causality test, with the objective of checking the orientation of the transmission of the market prices, and verify the relations of short term, and the results showed that in 34% of the 90 resulting pairs of the combination from the ten countries of the study there was unidirectional causality. It leads to conclude that the information and the market situation of coffee are transmitted in partially inefficient way because doesn't reach, in a efficient way, all the main producing and consuming countries of coffee of the world.

Key words – Transmission of Price, Co-Integration, Granger causality

* Guidance: Prof. Luiz Gonzaga de Castro Júnior - UFLA

1 INTRODUÇÃO

O café é uma “commodity” que possui destaque no Brasil e no mercado internacional, sendo a segunda “commodity” mais comercializada no mundo, perdendo apenas para o comércio de petróleo. E ainda é a principal fonte de renda para muitos produtores brasileiros, vietnamitas, colombianos, indonésios, dentre outros, tornando-se um produto estratégico para a economia de muitas nações. De acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Brasil, 2005) o setor movimenta uma notável soma em dinheiro. Cerca de US\$ 90 bilhões por ano, além de empregar direta e indiretamente 500 milhões de pessoas nesse período.

Segundo estatísticas da ICO (International Coffee Organization), dentre os países de maior importância na produção do café estão o Brasil, o Vietnã, a Colômbia, Indonésia e Etiópia, sendo esta a ordem decrescente dos maiores produtores. Já o continente europeu tem-se destacado pelo grande consumo per capita. Por outro lado, os Estados Unidos, Brasil e Japão estão entre os países que mais consomem este produto.

Em termos mundiais, o agronegócio café destaca-se pelo crescente aumento do consumo, que nos últimos anos não tem sido acompanhado pelo aumento na produção, podendo-se observar uma redução nos níveis de estoques, o que deve refletir em uma melhora nos preços no curto prazo. Outro segmento que tem apresentado crescimento no consumo é o de cafés especiais, que vem conquistando novos paladares em todas as partes do mundo.

Dada a importância do mercado do café na economia dos grandes países produtores e consumidores, um estudo que analise como tem sido a dinâmica de preços desse setor é de considerável importância. Portanto, este estudo visa verificar se há integração de mercado entre os maiores produtores

e consumidores de cada continente e, caso sejam, se a transmissão de choques de preços entre eles é relevante.

O conceito de integração de mercado ocorre quando alterações de preços de um mercado são transmitidas aos preços de outros, ou seja, um sistema de mercado é definido como integrado quando os preços desse mercado são definidos de forma interdependente. Dessa forma a idéia de integração torna-se importante para a análise de eficiência de mercados, uma vez que mercados que não são integrados podem conduzir a informações incorretas de preços, o que pode induzir tomadas de decisões erradas e, conseqüentemente, contribuir para comercialização ineficiente.

Deste modo, a mensuração do grau de integração entre mercados é relevante para a definição de políticas reguladoras de mercado e para a tomada de decisão dos agentes que participam do mercado, sendo que o grau de relevância aumenta proporcionalmente ao nível de importância do mercado analisado para a economia global.

1.1 Justificativa

Ainda que o agronegócio café disponha de informações sobre fatores referentes à comercialização do mundo inteiro, as informações sobre integração entre os mercados que consomem e os que produzem café são escassas. Reforça-se pelo fato de que, dentre os trabalhos propostos neste sentido, a análise do grau de co-movimentação de preços do café entre os principais países produtores e consumidores não foi abordada.

Mesmo diante da crise que os principais países consumidores estão passando ainda não há sinais de redução do consumo de café. Houve uma diminuição apenas do consumo em cafeterias, mas que foi compensado pelo aumento do consumo de café em casa. E as expectativas são de que o consumo ainda apresente acréscimo, o que tem tornado a relação oferta/demanda cada

vez mais acirrada já que o volume colhido hoje é equivalente ao consumido, exigindo atenção dos produtores não só na hora de garantir uma boa produção mas também na hora da comercialização. O mesmo acontece com os consumidores que precisam de informações para fazer o melhor negócio.

Diante disso, percebe-se que tanto o setor consumidor quanto o produtor precisam de informações consistentes que possam balizá-los e, conseqüentemente, reduzir distorções e de forma direta o risco aos agentes de toda a cadeia.

Por perceber-se que o setor cafeeiro ainda necessita de informações, esta dissertação propõe-se a gerar informações significativas referentes à integração espacial dos mercados nacional e internacional do café.

1.2 Objetivo geral

Analisar as relações de co-integração e causalidade existentes entre os preços do café exercido nos cinco países com maior produção e os cinco com maior consumo de café arábica e/ou robusta do mundo, utilizando os dados da ICO (International Coffee Organization), no período de 1982 a 2008.

1.2.1 Objetivos específicos

- a) Verificar se os mercados praticados nos dez países escolhidos para o estudo estão co-integrados;
- b) Identificar a direção de causalidade (precedência) entre os preços do café nos países produtores e consumidores.

1.3 Hipótese

As hipóteses a serem testadas neste estudo são:

- 1) Os mercados de café dos principais países produtores e consumidores analisados são integrados, ou seja, apresentam relações de longo prazo,
- 2) Possuem causalidade bilateral e demonstram relações de curto prazo e;
- 3) Pela facilidade na transmissão e no fluxo de informações. Ambas as relações (no curto e no longo prazo) serão detectadas ao se confrontar os países produtores x consumidores, produtores x produtores e consumidores x consumidores.

Essas hipóteses baseiam-se, principalmente, em dois fatores:

- a) a rápida difusão do fluxo de informações entre os mercados através do desenvolvimento na área de tecnologia da informação facilitando o funcionamento do mecanismo de arbitragem espacial e acelerando a difusão de informações sobre preços e condições de mercado.
- b) o caráter exportador desses mercados em que os agentes econômicos de todos os mercados se mantêm informados sobre as condições das ofertas e demandas locais e internacionais;

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 Registro histórico

Em 1615, momento em que as primeiras sacas de café chegaram ao Ocidente, as colônias européias já estavam tentando cultivar o grão, à revelia do mundo árabe, o qual não divulgava o segredo do seu cultivo. E foram os holandeses que conseguiram as primeiras mudas plantadas na Europa, que se desenvolveram em estufas do jardim botânico de Amsterdã (Café Pilão, 2009).

Também foram os holandeses que, em 1658, começaram o cultivo comercial do café. Inicialmente no Sri Lanka e depois em Java, o que acabou encorajando outros países a tentar o mesmo. Em 1706, sua produção já ocupava grandes áreas da Indonésia. E nesta mesma data a maior parte do café javanês era exportada para outros países da Europa e da América (Café Pilão, 2009).

Ainda segundo o Café Pilão (2009), o desenvolvimento da cafeicultura na França também teve participação dos holandeses pois o primeiro pé de café a crescer na França foi um presente deles ao rei Luís XV. A planta enfeitou a estufa de Versailles por longos anos, até que suas mudas fossem cultivadas nas ilhas de Sandwish e de Bourbon. E é aí que surge o famoso Café Bourbon, que é a fonte original de grãos brasileiros e mexicanos, como o Santos e o Oaxaca.

Mas foi só em 1727 que as primeiras sementes chegaram ao Brasil, e de um jeito nada convencional. O café foi trazido pelo oficial luso-brasileiro Francisco de Mello Palheta que tinha a incumbência de tratar de questões fronteiriças na Guiana Francesa como pretexto para trazer as sementes de café. Pois naquele tempo, assim como ocorreu com os árabes, a cafeicultura só era permitida em colônias européias devido ao alto faturamento comercial (Café Pilão, 2009).

Palheta trouxe as sementes de café escondidas em um vaso de planta presenteado por Madam D'Orvilliers. E bastou isso para o Brasil começar o cultivo do grão e tornar-se o maior produtor do mundo. Atualmente, estima-se que mais de 20 milhões de pessoas trabalhem na indústria cafeeira ou em seus negócios correlatos mundo afora (Café Pilão, 2009).

2.2 O mercado mundial de café

Com o estabelecimento da AIC (Agência Internacional do Café), em 1962, houve um incentivo à produção de café em vários países. Assim, a produção dos países asiáticos e africanos expandiu-se, continuamente, à medida que preços no mercado internacional iam aumentando. Para Mello (1993), quando o Brasil saiu do acordo, em 1989, modificações importantes na economia cafeeira começaram a acontecer. Inicialmente o Brasil decidiu não disponibilizar seu estoque de café no mercado internacional. Porém, os demais países produtores vieram aumentando suas exportações até meados dos anos 90, gerando assim um excesso de oferta no mercado mundial, o que ocasionou uma pressão negativa nos preços externos, que atingiram seu pico de queda em 2002.

A produção mundial de café apresentou um crescimento de 38% nos últimos 17 anos, de acordo com dados da ICO (International Coffee Organization). Na última década a produção mundial de café apresentou tanto incremento que não foi acompanhada pelo consumo, o que fez com que ocorresse uma queda dos preços do produto. No entanto, recentemente o consumo apresentou elevada taxa de crescimento que não foi acompanhada pela produção, o que fez com que a relação oferta/demanda ficasse próxima de zero, tendenciando a uma futura elevação nos preços do produto (Agronline, 2009). O comportamento da produção e demanda de café nas últimas três décadas pode ser observado na Figura 1.

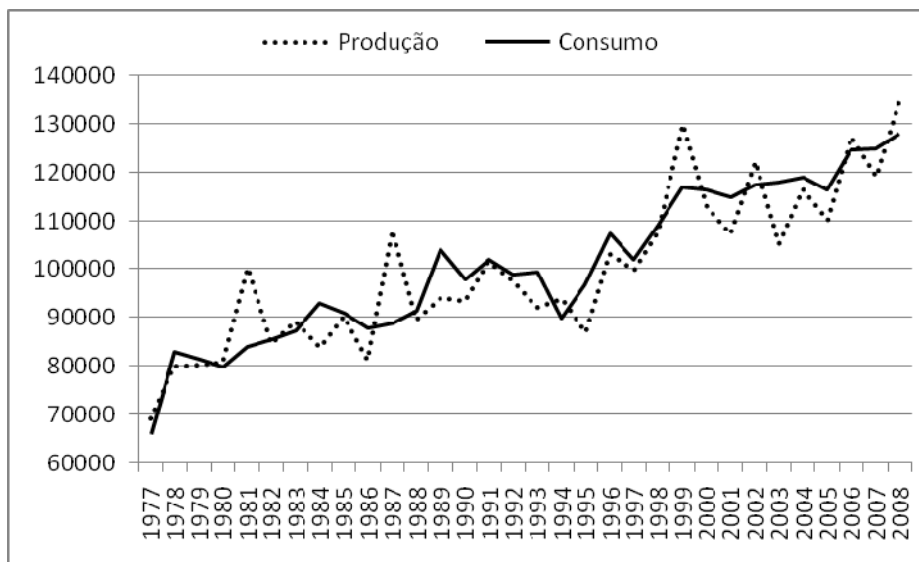


FIGURA 1 Gráfico da evolução da demanda e oferta mundial de café nos últimos 32 anos, em toneladas. Fonte: United States Department of Agriculture-USDA (2009).

Segundo a International Coffee Organization-ICO (2009) o aumento da produção ocorreu devido ao aumento do volume produzido das variedades arábica e robusta. A primeira variedade é cultivada principalmente na América do Sul, América Central e África, enquanto a variedade robusta destaca-se nestas mesmas regiões e mais na Ásia e Oceania.

2.2.1 Países produtores

Hoje o Brasil é significativamente o maior produtor, com quase o dobro de volume colhido em relação ao segundo colocado, e exportador de café do mundo. Segundo dados do Informativo Mensal do Café e Mercado (Café e Mercado, 2009), em 2008 as exportações brasileiras do grão totalizaram aproximadamente 29,5 milhões de sacas de 60 kg, representando

market-share de 30%. O país domina o mercado dos chamados cafés verdes, não industrializados.

O Brasil caracteriza-se como o grande destaque no cenário cafeeiro. Considerando sua produção, ele foi responsável pela elevação na oferta mundial de arábica pois a partir da década de 1990 sua produção cresceu a 3,6% ao ano, taxa bem superior à mundial, que girava em torno 0,8%. Por outro lado, seu consumo cresce a uma taxa de 3% ao ano desde 1970. Se considerado o período posterior a 1990, essa taxa passa a ser de 4,5%. Essas taxas apontam que em breve o Brasil deterá o título de maior consumidor mundial de café (Centro de Inteligência do Café, 2009a).

Grande parte da vantagem brasileira no comércio de café vem do fato do mercado interno consumir quase 37% de toda a sua produção, fato que coloca o país no ranking de segundo maior mercado consumidor, o que mostra a relevância da demanda brasileira de café (Associação Brasileira da Indústria de Café-ABIC, 2006).

No Brasil, o café assume posição de importância no desenvolvimento do país, uma vez que se caracteriza como uma atividade agrícola pioneira na formação econômica de várias regiões. Segundo Mendes & Teixeira (2004), com relação aos aspectos sociais, a cafeicultura é grande geradora de empregos e fixadora de mão-de-obra no campo.

A Colômbia é outro país de relevância para a cafeicultura. Ocupa o terceiro lugar no ranking dos maiores produtores do mundo e o segundo em volume produzido na América do Sul, mesmo tendo sofrido uma queda na produção ao longo dos anos 90. No início da década de 1990 este país produzia 845 mil toneladas (13,9% da produção mundial) e passou a produzir 637 mil toneladas (pouco mais de 8% da produção mundial) em 2000. Essa redução ocorreu em função da infestação da broca-do-cafeeiro que atingiu

cerca de 53% dos 940 mil hectares cultivados. Em 2008 sua produção foi de 12,2 milhões de sacas (Café e Mercado, 2009).

No entanto, pode ser observado um aumento do seu espaço no mercado mundial de café reafirmando mais uma vez que país se destaca na produção de cafés especiais. Essa foi uma estratégia utilizada para diferenciar seu produto quanto à qualidade e manter sua fatia de consumidores. Os cafés da Colômbia concorrem diretamente com a produção brasileira, sendo que ambos destacam-se na produção de café arábica.

Na Colômbia o café também tem importante força política e possui programas de divulgação internacional desde a década de 60 recebendo constante ajuda governamental, uma vez que a atividade envolve, diretamente, mais de 550 mil famílias. O país também mantém uma política de preços mínimos baseada nos preços internacionais e nos valores exercidos no mercado interno (Centro de Inteligência do Café, 2009b).

O Vietnã e a Indonésia são os países que destacam-se na produção de café no continente asiático. Eles ocupam, respectivamente, o primeiro e o segundo lugar no ranking de maiores produtores deste continente, sendo que o Vietnã fica atrás apenas do Brasil no volume produzido em termos mundiais. Até os anos 90 a Indonésia destacava-se como a principal produtora e exportadora mundial de café robusta. Porém, já no ano 2000 o Vietnã supera a produção da Indonésia e passa a liderar o ranking da produção da variedade robusta, sendo que o café arábica representa apenas 3% dos 490.000 ha plantados com café (Agrianual, 2001).

A atividade cafeeira vietnamita desenvolveu-se muito nos últimos 15 anos colocando o país na primeira posição mundial quanto ao volume produzido e exportado de café robusta. O cenário do mercado cafeeiro internacional beneficia a produção vietnamita, já que a variedade Robusta vem conquistando espaço no mercado internacional.

Mesmo diante dos esforços governamentais em encorajar o plantio da variedade arábica, os cafeicultores prosseguem investindo na expansão do robusta. Esta conduta persiste em função dos altos preços pagos no mercado externo, o que faz com que ocorra uma expansão na área plantada com o robusta mesmo diante da oposição das políticas governamentais (Centro de Inteligência do Café, 2009c).

A África veio aumentando sua participação no mercado internacional de café nos últimos 20 anos mesmo com a produtividade média de grande parte das lavouras ainda sendo muito baixa. Alguns países deste continente não conseguem lucrar com a cafeicultura em função das condições hídricas de certas regiões, falta de infra-estrutura para o transporte e também da guerra civil. Lá a maioria dos países cultiva a variedade robusta, mas países como Quênia, Tanzânia e Etiópia também vem destacando-se na produção de café arábica (Agriannual, 2001). Porém, segundo Leite (2005), existe um certo declínio na competitividade da produção do continente, visto que sua produtividade tem baixa taxa de crescimento e há uma redução na área plantada e na produção. Atualmente a Etiópia é responsável pela terceira maior produção de café arábica do mundo e ocupa o quinto lugar no ranking da produção geral.

A Etiópia é, possivelmente, o exportador de café mais antigo do mundo. O país é o berço da cafeicultura mundial, centro de origem do café arábica. Sua cadeia produtiva tem um peso sócio-econômico muito grande para o país. Cerca de 25% da população está envolvida direta ou indiretamente com a cafeicultura, uma vez que a atividade é extremamente demandadora de mão-de-obra. O grão é o principal produto de exportação do país, respondendo por 35 a 40% das vendas externas da Etiópia (Centro de Inteligência do Café, 2009d).

Na América do Norte o México é o grande destaque na produção de café. O país ainda se encontra entre os 10 maiores produtores do mundo e a maior parte das suas exportações é destinada aos Estados Unidos. A expectativa é que, a curto prazo, haja um acréscimo da produção mexicana que deve ser direcionada, sobretudo, ao o mercado norte-americano, uma vez que o México participa do Acordo de Livre Comércio da América do Norte (NAFTA).

Já na América Central, os países relevantes na cafeicultura são: Guatemala, El Salvador, Nicarágua, Honduras e Costa Rica. Porém, segundo Moricochi et al. (2002) estes dois últimos países vêm sofrendo com o aumento dos seus custos de produção e com a falta de recursos financeiros, o que gera preocupação pois a cafeicultura é uma importante geradora de divisas.

Análogos ao Brasil, alguns países produtores também estabeleceram políticas e ações que visam minimizar o impacto da queda da cotação do café sobre os produtores. O Vietnã baixou a taxa de juros, expandiu o prazo de pagamento e concedeu um prazo de carência aos produtores que possuem dívida. A Colômbia e a Costa Rica fornecem subsídio ao produto. Já o México instituiu um fundo para equalizar os preços recebidos pelos produtores com os custos de produção de cada cafeicultor. E a Índia busca minimizar seus custos de transação com financiamento aos exportadores, além de ampliar o consumo interno de café. Logo, pode-se observar que os países produtores estão buscando maneiras de apoiar e preservar a cafeicultura (Instituto de Economia Agrícola-IEA, 2006).

2.2.2 Países consumidores

Segundo a Cia Cacique (2005) o café foi descoberto na Etiópia por um pastor árabe, em 1440. Certo dia, o pastor observou que enquanto a maioria de

suas cabras ficava quieta ao seu redor algumas fugiam para o topo de uma montanha e quando voltavam tinham um comportamento mais inquieto, correndo intensamente pelas colinas. Então, em determinado dia o pastor seguiu as cabras até a montanha e comeu os pequenos frutos vermelhos que as cabras ingeriam, o que fez com que o pastor se sentisse alegre e estimulado. Esses efeitos se difundiram logo e muitos passaram a ingerir os frutos.

Mas como os frutos secavam ao serem transportados os pastores começaram a usar grãos secos no preparo de uma bebida onde tais frutos eram colocados em água quente para ajudar a combater o frio das noites de vigília. E assim foi criada a bebida “café” (Cia Cacique, 2005).

Na atualidade o café é umas das bebidas mais consumidas em todo o mundo. E os mercados consumidores que mais se destacam são o norte-americano, o europeu e o japonês, os quais vêm apresentando, neste consumo, um crescimento regular entre 1% e 1,5 % ao ano. Segundo estatísticas da F.O. Licht's (2006) os países com maior volume de café consumido são os Estados Unidos, a Alemanha, o Japão, a Itália e a França. A tabela 1 apresenta a quantidade consumida pelos dez maiores consumidores nas safras de 1999/2000 a 2005/2006.

TABELA 1 Consumo de café verde por país em milhões de sacas de 60 kg

	99/00	00/01	01/02	02/03	03/04	04/05	05/06
Estados Unidos	18,8	19,1	19,0	20,0	20,7	20,9	21,0
Alemanha	9,5	9,4	9,3	9,2	9,1	8,9	9,0
Japão	6,6	6,9	7,3	7,3	7,4	7,8	7,9
Itália	5,1	5,2	5,2	5,4	5,4	5,4	5,5
França	5,4	5,3	5,4	5,4	5,1	5,0	5,0
Rússia	1,4	2,1	2,9	2,8	2,7	2,9	3,0
Canadá	2,3	2,4	2,4	2,4	2,7	2,8	2,9
Reino Unido	-	2,2	2,3	2,4	2,4	2,4	2,4
Polônia	1,8	1,9	2,0	2,1	2,2	2,1	2,1
Coréia do Sul	1,2	1,3	1,3	1,3	1,3	1,3	1,3

Fonte: F.O. Licht's (2006).

Estatísticas com projeções da população mundial até 2050, elaboradas pelas Nações Unidas, avaliam que os Estados Unidos conservarão a liderança mundial de consumo de café que será de 22,17 milhões de sacas de 60 kg em 2010, chegando a 28 milhões em 2050 (Nogueira, 2005).

A ICO (International Coffee Organization) acredita em uma expansão do consumo mundial de café em torno de 1,5%, visto que o consumo de cafés de qualidade e cuidadosamente preparados está ganhando espaço e as cafeterias estão mais incrementadas, oferecendo mais conforto para que o cliente sinta esses ambientes como uma extensão de sua casa.

No Japão o consumo aumenta a cada ano. O produto inseriu-se neste mercado por meio de investimentos em propaganda realizados pela ICO (International Coffee Organization) e empresários japoneses, nas décadas de 1960 e 1970 (Lodder, 1997, citado por Moricochi et al., 2002). Isto contribuiu para que o cafezinho fosse caindo no gosto dos japoneses e, conseqüentemente, fosse consolidando o mercado. Nos mercados emergentes

também existe uma expectativa de aumento na demanda por café, especialmente no mercado chinês (Portal Nippo-Brasil, 2009).

Atualmente o Japão é o terceiro maior importador de café no mundo, ficando atrás somente dos Estados Unidos e da Alemanha, e seu principal fornecedor é o Brasil (ABIC, 2008). Além do fato dos consumidores japoneses serem exigentes quanto à qualidade do grão que bebem, outro fator que contribui para que o preço do café seja mais alto lá é a dependência do país em relação aos produtores, situação que vem melhorando nos últimos anos (Portal Nippo-Brasil, 2009).

Apesar do fato de que o Brasil seja um dos poucos países produtores que consome grande parte de sua produção o consumo de café entre os países produtores está aumentando. Nota-se também um crescimento significativo no consumo de café na Indonésia, enquanto a Etiópia e a Colômbia se estabilizam no mercado externo amparadas pelo fortalecimento do mercado interno, que colabora para a expansão do consumo e melhora do poder de barganha dos produtores no comércio internacional (Pires, 2001).

Já o mercado europeu vive um momento de estabilização do consumo após o crescimento das décadas de 70 e 80. Alguns países da Europa são tradicionais no consumo de café e os consumidores são bastante exigentes no que se refere à qualidade da bebida. Hoje o principal consumidor de café é a Alemanha, visto que é um país populoso e aproximadamente 90 % da população consomem café. Todavia, a Finlândia lidera o ranking mundial no consumo per capita, com a população consumindo 11,17 kg/ano por habitante (Nogueira, 2005).

Os informativos mensais do Café e Mercado (2009) mencionam a Alemanha, os Estados Unidos e a Itália como os principais clientes do Brasil durante o ano de 2008. Estes países lideram as vendas de café industrializado mesmo sem cultivar o produto. Eles compram o café *in natura* dos países

produtores, industrializam-no e revendem. Vale destacar que os volumes importados por esses países decresceram em 2008.

Na Itália o consumo per capita de grão cru de café é de 5,63 kg/hab/ano, 10,5% superior ao da França que é de 5,04 kg/hab/ano (Varginha Online, 2009), conforme mostrado na tabela a seguir, onde são classificados os 22 países com maior consumo per capita.

Dentre os países produtores o Brasil, Costa Rica, Honduras e República Dominicana são os que apresentam consumo per capita mais significativo (5,36 kg, 4,47 kg, 2,47 kg e 2,36 kg ao ano, respectivamente). Por outro lado, dentre os países importadores, Luxemburgo, Noruega, Dinamarca e Suécia sobressaem-se no consumo per capita, com demanda de 17,35 kg, 12,03 kg, 8,76 kg e 8,22 kg, respectivamente.

TABELA 2 Consumo per capita de café verde por país em quilogramas por habitante.

	2001	2002	2003	2004
Finlândia	11,01	11,22	11,18	11,99
Dinamarca	9,66	8,97	8,10	9,46
Noruega	9,46	9,15	8,95	9,31
Suécia	8,49	8,31	7,88	8,28
Bélgica - Luxemburgo	5,52	9,13	9,60	8,15
Alemanha	6,90	6,59	6,64	7,81
Áustria	7,74	7,10	5,64	7,64
Eslovênia	5,82	6,03	5,46	6,03
Holanda	6,47	6,10	6,76	5,91
Suíça	6,80	6,78	6,90	5,81
Itália	5,44	5,41	5,73	5,63
Grécia	3,47	5,18	6,01	5,55
Estônia	4,85	4,94	5,21	5,47
França	5,31	5,54	5,48	5,04
Chipre	4,18	3,98	4,00	4,44
Portugal	4,47	4,28	4,29	4,44
Estados Unidos	4,09	3,95	4,25	4,26
Letônia	3,97	3,87	4,38	4,25
Espanha	4,27	4,27	4,08	4,03
Eslováquia	3,45	3,32	3,55	3,56
Polônia	3,04	3,03	3,29	3,46
Japão	3,27	3,24	3,18	3,36

Fonte: F.O. Licht's (2006)

Na Itália o consumo de café normalmente ocorre fora do lar, em cafeterias, sendo habitual beber o “café romano”, que é um expresso bem forte com raspas de limão, enquanto na França o café é tomado bem forte e misturado ao leite. Na Alemanha é tomado o expresso puro ou com um pouco

de leite condensado ou com creme. Acredita-se que seu consumo excede o de cerveja. Nos EUA consome-se o “café americano” que caracteriza-se por ser um café fraco, com pó de moagem grossa. E no Japão a bebida ganha mais requinte. Toma-se o café misturado a leite condensado, licor 43, brandy, canela, uma rodela de limão e alguns grãos de café (Território Café, 2008).

2.3 Formação e transmissão de preço

Dentre os princípios da economia há uma lei que celebra que um mesmo produto deve valer o mesmo preço em duas regiões distintas que conservem comércio entre si. E esta lei é a Lei do Preço Único (LPU) ou “Paridade de Poder de Compra”. A única razão para que o preço de um produto seja distinto entre diferentes regiões é o custo de transporte. E, caso os preços não estejam alinhados, por qualquer que seja a causa, sempre haverá alguém que fará arbitragem e voltará a estabelecer a paridade entre os preços. Para Costa & Ferreira Filho (2000), o que garante a comprovação da LPU é a arbitragem.

Em síntese, para a Lei do Preço Único, o preço doméstico de um produto qualquer pode ser definido em razão do seu próprio preço no mercado internacional e da taxa de câmbio nominal. Deste modo, a LPU é uma relação que se realiza a longo prazo sem recusar a possibilidade de desajustes de preços a curto prazo.

De acordo com Facker & Goodwin (2001) há duas versões para a LPU. Uma é conhecida como Versão Fraca da Lei do Preço Único e institui que a diferença entre os preços de um produto em duas regiões distintas deve ser menor ou igual à despesa de deslocar este bem da região com menor preço para a região com preço maior.

Já a outra, intitulada “Versão Forte da Lei do Preço Único”, institui a condição de arbitragem espacial e esta deve manter-se como uma igualdade.

Facker & Goodwin (2001) ressaltam, porém, que este é um conceito de equilíbrio, isto é, mesmo que os preços destoem desta relação, a ação da arbitragem fará com que a diferença de preços se acabe e ele voltará a se igualar ao valor do custo de transação.

Destarte, a idéia de integração de mercado surgiu da LPU. A proposta da integração é que, na ausência de custos de transporte, barreiras comerciais e outras restrições, produtos iguais devem ser vendidos a preços iguais. E segundo Sexton et al. (1991), citados por Nogueira (2005) o fato de duas ou mais regiões não aderirem à LPU pode ser justificado pelas considerações:

- as regiões não estão vinculadas por arbitragem;
- existem empecilhos à arbitragem eficiente, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita ou aversão ao risco;
- há concorrência imperfeita em um ou mais dos mercados.

Assim sendo, a análise da integração sugere competitividade dos mercados, eficiência da arbitragem e eficácia do processo de definição do preço, ainda que seja difícil determinar, com precisão, qual destes motivos aplica-se a cada circunstância (Faminow & Benson, 1990).

A integração espacial de mercados trata da interdependência dos preços em regiões distintas ao longo do tempo sendo que não há necessidade que duas ou mais regiões tenham comércio direto para serem integradas, ou seja, a integração espacial também pode acontecer por meio de transmissão indireta de preços, não havendo, obrigatoriamente, a necessidade de duas regiões serem parceiras diretas de comércio para que exista elevado grau de integração entre as mesmas. É o caso de duas regiões distintas que são fornecedoras de um mesmo produto para uma terceira região. As regiões fornecedoras podem estar intensamente integradas mesmo não havendo comercialização direta entre elas. E é exatamente a ligação comercial com a região compradora que pode fazer com que as duas regiões fornecedoras

estejam integradas. Assim, os choques de preços podem ser transmitidos indiretamente, por meio da rede de comércio, através de ligações existentes entre regiões conectadas nessa rede (Nogueira, 2005).

De acordo com Gonzalez-Rivera & Helfand (2001), para que um conjunto de localidades desenvolva um mercado integrado é preciso que elas comercializem a mesma “commodity” e partilhem informações semelhantes a longo prazo. E essas localidades somente serão integradas se as seguintes condições forem satisfeitas:

- deve existir um fluxo físico de bens, direta ou indiretamente, que ligue todas as regiões; e
- todas as localidades devem ter um vetor de preços, $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$, que possa ser decomposto em um componente permanente, ou de longo prazo, que será o fator integrador do mercado, e um componente transitório, ou de curto prazo.

Conforme Fakler & Goodwin (2001) a formação de preços entre as regiões de um mercado integrado não será influenciada apenas pelas condições de oferta e demanda locais mas também pelas condições das demais localidades. Deste modo, a interação especial é a medida do grau em que os choques de demanda e oferta de uma região são transmitidos para outra região.

Assim sendo, a movimentação conjunta de preços é uma condição para a integração, indicando que ela não depende exclusivamente da arbitragem, o que a difere do conceito de Lei do Preço Único. Portanto, o conceito de integração de mercado é menos restritivo que a Lei do Preço Único. É possível que dois mercados sejam integrados, mas que a LPU não seja observada. Isso pode ocorrer em razão de altos custos de transação, assimetria de informação, presença de barreiras comerciais ou, ainda devido à entrada de novos concorrentes. Também há casos em que os mercados são

perfeitamente integrados. Assim, uma alteração no preço de um mercado é completamente transmitida para outro mercado. No contexto de cointegração, em que a preocupação é o equilíbrio entre as variáveis a longo prazo, a integração perfeita de mercado e a LPU são conceitos equivalentes (Fackler & Goodwin, 2000).

A análise espacial de preços examina as relações entre os preços em mercados distintos visando avaliar sua integração e performance. Ela se refere ao nível de co-movimentação dos preços de determinado produto em dois locais distintos, sendo aferida pela correlação entre os valores dos mesmos. Entretanto, é um conceito diferente de ausência de arbitragem. Os preços de um produto podem sofrer variação, em regiões diferentes, por motivos que, de forma alguma, estão relacionados à rede de negócios do produto que liga as regiões.

Um sistema de mercado é espacialmente integrado quando os preços exercidos em cada um deles respondem não apenas às ofertas e às demandas locais mas também às ofertas e às demandas de todos eles (Santana, 1998).

Para Perez & Bacha (2007) os mercados que não são integrados podem conter informações imprecisas de preços que provocam distorções nas tomadas de decisões no momento da negociação dos ofertantes, além de cooperar para a movimentação ineficiente de produtos. Assim, avaliar a integração espacial de um mercado tende a ser uma informação essencial para o entendimento do funcionamento do mercado. Além disso, segundo Nogueira (2001) essa informação é extremamente importante para a formulação de políticas governamentais para o setor por tornar o mercado mais eficiente, assim como para os agentes da cadeia produtiva pois choques de preços em uma região podem ser transmitidos a outras, induzindo a incertezas em relação aos preços e à renda.

De acordo com Nogueira (2005) o mercado de café constitui-se de uma rede de produtores, processadores, traders e consumidores que se influenciam mutuamente. E tais influências seguem padrões provenientes das relações de mercado que podem refletir na integração e, conseqüentemente, no grau de eficiência em que este funciona.

Os benefícios da integração ocorrem na medida em que os mercados passam a contar com informações mais precisas e podem ajustar-se mais rapidamente às mudanças da economia (Goodwin & Schroeder, 1991). Além do mais a integração favorece a especialização e as decisões de comercialização dos produtores contribuindo para a movimentação eficiente de produtos.

2.4 Estudos com transmissão de preços

Nos primeiros trabalhos sobre transmissão de preços e integração de mercado a correlação de preços ou a regressão simples eram os instrumentos de análises utilizados para relacionar os preços pesquisados. Fackler & Goodwin (2001) citam o de Mohendru de 1937 como o primeiro trabalho a pesquisar a transmissão de preços e a integração de mercados do setor agrícola. Nele o autor utiliza a análise de correlação para investigar a integração dos mercados de trigo na Índia.

A simplicidade da correlação e da regressão fez com que esse mecanismo fosse utilizado para medir a integração entre mercados em vários estudos. De maneira geral o que estas pesquisas tinham em comum era o cálculo de coeficientes de correlação entre dois preços de um mesmo produto em mercados diferentes.

Porém, depois de um longo período empregando essa abordagem, surgiram as críticas. Elas giravam em torno do não reconhecimento da função dos componentes comuns que podem provocar variações nos preços, como

inflação e outros fatores externos que fogem do controle (Hariss, 1979, citado por Coelho, 2002). Também não havia preocupação em identificar as propriedades das séries temporais analisadas para se prevenir dos problemas causados pela não-estacionariedade das séries, como o caso de correlações espúrias, ou seja, correlações sem qualquer sentido econômico e que refletem apenas a presença de tendência estocástica nas variáveis.

De forma geral os resultados destes estudos com correlação não permitiam assegurar se efetivamente ocorria a transmissão de preços entre mercados diferentes ou se as correlações observadas somente refletiam a existência de elementos comuns ou de tendência estocástica, que tornava as séries não-estacionárias.

A regressão simples também era feita entre dois preços de uma mesma “commodity” de mercados diferentes. No Brasil, os trabalhos de Barros & Graham (1978) e Melo (1978) utilizaram regressões simples entre preços internacionais e preços pagos ao produtor para vários produtos agrícolas. Sua expectativa era a de que para os produtos de mercado externo os coeficientes se indicassem significantes, enquanto para os produtos nacionais eles fossem estatisticamente iguais a zero. E nos trabalhos que buscavam observar a validade da Lei do Preço Único geralmente era testado o modelo utilizando variáveis logaritimizadas.

Mas somente um tempo depois os estudos passaram a incorporar a noção da existência de custos de transação. Assim, estes custos eram considerados fixos, caso utilizassem as variáveis em nível, e proporcionais, caso empregassem variáveis logaritimizadas (Coelho, 2002).

No entanto, críticas a este procedimento também apareceram. Elas questionavam, essencialmente, os mesmos fatores criticados na análise de correlação, ou seja, a falta de preocupação em identificar a estacionariedade das séries analisadas.

A não-estacionariedade das séries em uma conjuntura de regressão linear simples invalida as inferências baseadas nos testes T e teste F impedindo o correto estabelecimento de relações de equilíbrio entre elas. Além do mais, o uso de variáveis não-estacionárias em regressões simples admite a manifestação de regressões espúrias, ou seja, regressões em que se obtêm teste T altamente significativo e altos coeficientes de determinação (R^2), indicando uma relação também significativa entre as séries examinadas, mesmo que elas não apresentem qualquer tipo de relação (Granger & Newbold, 1974).

Isard (1977) e Richardson (1978), citados por Coelho (2002), conscientes deste problema, procuraram evitá-lo por meio da diferenciação das séries de preço analisadas tornando-as estacionárias. Porém este método restringe a análise a um contexto de curto prazo e não é uma solução aceitável nos casos em que se trabalha com variáveis não-estacionárias (Plosser & Schwert, 1978).

Mais críticas ocorreram quanto à natureza estática e à omissão de defasagens que permitam que ajustamentos ao longo do prazo sejam estabelecidos. Isso revoga qualquer análise da validade da LPU a longo prazo e representa uma hipótese implícita de que todos os ajustamentos devem acontecer imediatamente (Coelho, 2002).

Estas críticas contribuíram para o surgimento do uso de modelos dinâmicos nas análises de integração de mercados. A motivação para o seu emprego reside na existência de defasagens significativas nos procedimentos de arbitragem de preços que definem a persistência de choques de preços em qualquer um dos mercados analisados. Assim, os modelos dinâmicos usam vetores auto-regressivos (VAR) para descrever o comportamento dos preços em diferentes mercados.

Ravallion (1986) propõe um teste de integração de mercados agrícolas usando regressões dinâmicas. O autor considera a relação entre preços de determinado produto em diferentes mercados agrícolas durante a grande fome de Bangladesh, em 1984. Seu modelo pode ser interpretado como um modelo VAR, com testes de restrições sobre a forma reduzida do modelo. Essencialmente, o modelo de Ravallion (1986) estabelece a existência de um mercado central (ou de referência) ligado a diversos mercados regionais.

Mas este modelo foi ganhando aprimoramento ao longo dos anos. Na década de 80 Timmer (1987) empregou uma versão modificada do modelo de Ravallion (1986) em sua pesquisa. Ela admite que o preço do mercado de referência é pré-determinado em função dos mercados regionais e incorpora somente uma defasagem para capturar a dinâmica dos preços.

Já na década de 90 Faminow & Benson (1990) analisaram a integração dos mercados de suínos no Canadá por meio de uma outra versão do modelo de Ravallion (1986), o qual incorpora os custos de transporte e considera a hipótese de que compradores e fornecedores estão espacialmente espalhados. Uma importante conclusão deste trabalho é a de que mercados integrados podem apresentar uma estrutura oligopolista, isto é, a integração espacial não implica fundamentalmente em eficiência de mercado.

Mesmo apresentando clara evolução em relação aos modelos estáticos e melhorando o problema da não-estacionariedade das séries por meio da diferenciação, os modelos baseados em Ravallion (1986) não permitem uma análise completa do comportamento dos preços no longo prazo e impossibilita os testes que visam validar a Lei do Preço Único.

O modelo de causalidade de Granger surge então como uma nova categoria de modelos dinâmicos que veio para sanar os problemas apresentados pelas metodologias aplicadas anteriormente, sendo muito utilizado na análise da transmissão de preços agrícolas.

Dentre os vários trabalhos nacionais que utilizaram o modelo de causalidade de Granger para analisar a transmissão de preço estão os de: Mesquita et al. (2000), que empregaram o modelo para analisar o processo de formação de preços no mercado de café; Bahia (2000), que o empregou para estudar o papel das relações inter-setoriais entre fornecedores e compradores de insumos em condições de oligopólio bilateral; Leal & Bocater (2003), que aplicaram o teste para determinar a existência de causalidade entre os mercados latinos e os mercados desenvolvidos; Margarido et al. (2003), que o usaram para estudar os efeitos que variações na taxa de câmbio e preços internacionais do grão de soja têm sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo; Souza & Stülp (2005) o usaram para analisar o efeito entre os preços pagos e recebidos pela agropecuária brasileira.

Outros autores que também fizeram uso do modelo de causalidade de Granger para avaliar a existência de relações entre mercados são: Silva Filho et al. (2005), que analisaram a transmissão dos preços da soja entre os mercados americano e brasileiro; Fontes et al. (2005) avaliaram a integração espacial de preços entre quatro mercados regionais de carvão vegetal em Minas Gerais; Nogueira et al. (2005) estudaram a integração espacial do mercado de café arábica nos estados de São Paulo e de Minas Gerais; Silva & Almeida (2006) avaliaram a existência de indício de uma relação de causalidade entre os movimentos de preços ocorridos nos mercados internacionais de açúcar e petróleo; Seabra (2006) analisou o sentido de precedência entre os preços do cacau exercidos no Pará, Bahia e na Bolsa de Nova York; Brunetti & Bittencourt (2007) analisaram os mercados mineiros, paranaenses e paulistas de café visando descobrir se há integração entre eles e se uma alteração dos preços repercute nos preços pagos aos produtores; Silva Júnior et al. (2007) avaliaram as inter-relações na formação dos preços do açúcar para a região Nordeste do Brasil; e Dias et al. (2008) analisaram quais

os principais estados produtores de leite (MG, GO, SP, RS) afetam o preço do leite paranaense.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

Os dados estudados neste trabalho originaram-se do banco de dados históricos da ICO (International Coffee Organization). As séries que se referem à França, Alemanha, Itália, Japão e Estados Unidos são as séries de preços mensais pagos pelos países consumidores em cents de dólar por libra peso no período de janeiro de 1982 a janeiro de 2008. Já as séries que se referem ao Brasil, México, Colômbia e Etiópia são as séries de preços pagos pelo café arábica aos países produtores em cents de dólar por libra, enquanto para o Vietnã usou-se os preços pagos pelo café robusta aos países produtores em cents de dólar por libra, no período de janeiro de 1982 a janeiro de 2008. A escolha do período amostral aconteceu em função dos dados disponíveis.

A escolha destes países se deu em função da alta representabilidade de cada um deles, quanto ao consumo ou produção, nos seus respectivos continentes. Uma vez que, como já mencionado acima, o Brasil e a Colômbia ocupam, respectivamente, o primeiro e o segundo lugar no ranking de maiores produtores da América Latina; o México é o maior produtor da América Norte; a Etiópia é o maior produtor do continente africano e o Vietnã é o maior produtor da Ásia. Com relação ao consumo, os Estados Unidos é o mais consumidor da América do Norte e do mundo; o Japão é o maior consumidor da Ásia; e a Itália, a França e a Alemanha são os maiores consumidores europeus de café.

Para realizar as análises propostas, foi utilizado o software estatístico R[†], que é um software livre.

[†] Disponível em <<http://www.r-project.org/>>

3.2 Procedimento para as séries temporais

Foi necessário aplicar um conjunto de métodos para que os objetivos desta pesquisa fossem atingidos. Inicialmente, para verificar a estacionariedade das séries mensais dos preços do café dos países selecionados, foi aplicado o teste de raiz unitária. Para este fim, foram empregados os testes propostos por Dickey & Fuller (1979) e Phillips & Perron (1988). O conceito de co-integração entre as séries, como proposto por Granger (1969) foi verificado por meio dos procedimentos de Phillips & Ouliaris (1990). Esse método estimou e identificou as relações de equilíbrio a longo prazo entre as séries estacionárias integradas além da transmissão gradual do ajuste a curto prazo. E como a presença de co-integração não explica a direção de causalidade entre as séries foi preciso verificar o sentido da causalidade por meio do método proposto por Granger (1969).

3.3 Raiz unitária

O primeiro procedimento para a análise de cointegração é a investigação da ordem de integração das variáveis de interesse, ou seja, é necessário constatar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso positivo, definir se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis analisadas.

Mas deve-se tomar cuidado com as limitações dos testes de raiz unitária que são as seguintes: escolha da forma correta do teste a ser aplicado; o número de defasagens empregadas que podem alterar os resultados devido à rejeição ou não da hipótese nula de não estacionariedade; incerteza quanto à extensão e o poder do teste, principalmente quando são consideradas amostras pequenas (Harris, 1995).

Além do mais, deve-se prestar atenção quando os valores calculados pelo teste de raiz unitária estão muito próximos aos tabelados, uma vez que

isso pode indicar, incorretamente, que a série é estacionária. Deste modo, os resultados desses testes devem ser analisados com cautela.

3.3.1 Teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF)

O teste de Dickey & Fuller (1979) parte do pressuposto de que o resíduo ε_t das equações estimadas são ruídos brancos. E quando esse pressuposto é violado o valor estimado de θ na equação (2) deverá ser extraído de outras especificações (Enders, 1995).

O teste DF pressupõe que o processo gerador dos dados é um processo auto-regressivo de ordem 1[AR(1)]. No entanto, em séries econômicas, é comum que as variáveis sigam processos auto-regressivos de ordem maior do que um (1). E, caso isso aconteça, a utilização de um modelo AR (1) tornará os erros auto-correlacionados em função da falha na especificação dos modelos Y_t , o que incitará a autocorrelação a invalidar o uso da distribuição DF uma vez que sua hipótese é de que ε_t é um ruído branco. Desse modo, caso Y_t siga um processo auto-regressivo de ordem p [AR(p)], com $p > 1$, é preciso usar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Suponha que Y_t siga um processo auto-regressivo de ordem p . Assim:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Com algumas transformações é possível representar (1) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde:

$$\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\delta_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

O teste ADF consiste na estimação da equação (2), por Mínimos Quadrados Ordinários. As hipóteses do teste são as seguintes:

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_1 : \theta < 0$$

A não-rejeição da hipótese nula indica presença de uma raiz unitária na série Y_t .

Na verdade, a equação (2) mostra o modelo mais simples, sem constante e sem termo de tendência. As outras especificações possíveis são:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Assim sendo, para cada especificação é preciso calcular o valor da estatística t referente à hipótese nula e comparar com o valor crítico da estatística tabulada por Dickey-Fuller (1979). As estatísticas τ , τ_μ e τ_τ correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Y_{t-1} sob H_0 nas equações (2), (3) e (4), respectivamente. Além do mais, é possível realizar os testes conjuntos e os testes de significância sobre os termos determinísticos.

Vale lembrar também que um aspecto importante no teste ADF é a determinação do número de defasagens, isto é, do valor de p em (2), uma vez que incluir uma quantidade grande de defasagens diminui o poder do teste, pois haverá a necessidade de estimar parâmetros adicionais e, conseqüentemente, ocorrerá uma perda de graus de liberdade. Mas, por outro lado, inserir poucas defasagens impede a correta estimação de θ , pois o termo de erro ε_t deixa de ser um ruído branco (Enders, 1995).

3.3.2 Teste de Phillips-Perron (PP)

Outro teste de raiz unitária é o chamado teste Phillips-Perron (PP), cuja principal diferença em relação ao teste anterior é o fato de que ele pode ser feito sem a pressuposição de que o resíduo ε_t possui o comportamento de um ruído branco. Teste PP permite examinar a estacionariedade dos resíduos da regressão cointegrante e, portanto, testar a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis nela presentes.

Este teste parte das mesmas equações do ADF (Augmented Dickey-Fuller). Contudo ele utiliza uma correção na estatística do teste baseada num ajuste “não-paramétrico” que corrige a presença de heterocedasticidade e/ou autocorrelação nos resíduos (Costa et al., 2004). Para desenvolver esse teste Phillips (1987) partiu de uma análise não-paramétrica e comprovaram que esse teste, designado estatísticas $Z(Z(\alpha)eZ(t_\alpha))$, tinha o mesmo poder assintótico perante uma estrutura geral de erros, ou seja, equivalia ao teste estatístico paramétrico ADF.

Os próprios autores comentam sobre o teste em Phillips & Perron (1988, p.336). Era um

procedimento alternativo ao proposto recentemente por Phillips (1987) para testar a presença de raiz unitária em séries de tempo. Este é um procedimento não paramétrico relacionado a parâmetros incômodos (nuisance parameters), que estão presentes em diversas classes de séries de tempo em que exista raiz unitária. Inclui modelos ARIMA

heterogêneos, assim como inovações identicamente distribuídas. Esse método aparentemente tem significativas vantagens quando há componentes de médias móveis nas séries temporais e ao menos com relação a isso, oferece uma alternativa promissora aos procedimentos Dickey-Fuller e Said-Dickey.

Holden & Perman (1994) ainda lembram que quando o termo de ruído tem componentes de médias móveis positivos o poder do teste ADF é baixo comparativamente ao teste de Phillips-Perron. Por conseguinte este último é o melhor teste a ser utilizado.

Em síntese, Phillips & Perron (1988) assumem que a estrutura de erros (e_t) é gerada por um processo representado por um modelo de médias móveis de ordem 1, conforme a equação abaixo:

$$e_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (5)$$

Deve-se destacar ainda que o teste de Phillips & Perron (1988) permite analisar a presença de raiz unitária nos casos em que a variância populacional verdadeira demonstrada na equação (6), e a variância dos resíduos do modelo de regressão σ_e^2 , representada pela equação (7), não são semelhantes. Como isso acontece na maioria das vezes, os resultados dos testes ADF são enviesados, e as duas variâncias são semelhantes (Margarido & Anefalos, 1999).

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{E \left[\sum_{t=1}^{t=T} e_t \right]^2}{T} \quad (6)$$

$$\sigma_e^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \left[\frac{\sum_{t=1}^{t=T} E(e_t^2)}{T} \right] \quad (7)$$

E não havendo diferença entre σ^2 e σ_e^2 não existirá autocorrelação nos resíduos e, por conseguinte, o teste Phillips-Perron converge para os mesmos resultados obtidos pelos testes ADF.

Os estimadores consistentes de σ^2 e σ_e^2 são expressos, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$S_{T\lambda}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t^2) + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^{\lambda} \omega_{s\lambda} \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (8)$$

em que:

$$\omega_{s\lambda} = 1 - \frac{s}{(\lambda+1)}$$

e_t : é o resíduo da regressão;

λ : é parâmetro que determina a truncagem da defasagem, indispensável para garantir que a autocorrelação dos resíduos seja totalmente capturada.

$$S_e^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t^2) \quad (9)$$

3.4 Cointegração

Para a análise da transmissão de preço do café entre os mercados externo e interno deste estudo será realizada a análise de co-integração, que é um procedimento recomendável para lidar com variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão padrão para determinar a relação entre as variáveis.

A integração espacial de mercados implica, necessariamente, em uma única relação de equilíbrio de longo prazo, onde os desvios do preço de paridade regional são forçados a zero. Deste modo, a análise de cointegração tem como benefício a demonstração da integração de longo prazo além de permitir a análise de séries não-estacionárias.

Assim sendo, a análise de co-integração é empregada para avaliar relações lineares entre séries de preços de vários mercados a serem estabelecidas a longo prazo. O acontecimento de tais relações indica que as séries de preços são cointegradas, existindo assim, uma indicação de que os mercados também são cointegrados (Santana, 1998).

Por um longo período os estudos sobre transmissão de preços e integração de mercados adotavam a análise de regressões lineares em séries temporais não-estacionárias, ou seja, integradas de alguma ordem diferente de zero. No entanto, após várias críticas, tem-se dado maior atenção à análise destas séries temporais, pois incluir duas ou mais séries não-estacionárias em uma regressão pode causar problemas de regressão espúria em que os testes F e t não são confiáveis (Gujarati, 2000).

Conforme Coelho (2002), uma série temporal é estacionária quando apresenta reversão para uma média de longo prazo e tem uma variância finita e invariante no tempo. E usar um modelo de regressão clássica em séries não-estacionárias é inadequado pois as inferências fundamentadas nos testes t e F ficam prejudicadas, uma vez que as propriedades usuais dos estimadores de mínimos quadrados não são observadas.

Foi demonstrado por Granger & Newbold (1974) que quando se usa séries não-estacionárias numa conjuntura de regressão linear é comum encontrar testes t altamente significantes, R^2 elevados e testes Durbin-Watson (DW) baixos. Ou seja, mesmo quando inexistente alguma relação entre estas séries os resultados aparentam ser bons. Este tipo de regressão é conhecido como regressão espúria. Desse modo, o objetivo da estimação, que é constituir relações de equilíbrio entre variáveis econômicas, fica prejudicado. Um fato que vale destacar é que maioria das séries econômicas é não-estacionária e, deste modo, deve-se buscar outra metodologia de estimativa que permita avaliar a relação entre elas.

Tornar as séries estacionárias por meio da diferenciação é uma solução ao problema de regressão espúria, mas isso pode provocar perda na determinação do relacionamento de longo-prazo das séries. Para isso, em 1981, Granger introduziu o conceito de co-integração, conceito que foi formalizado por Engle & Granger (1987).

Se há co-integração entre duas séries temporais pode-se dizer que existe uma combinação linear destas que remove a tendência estocástica que apresentam (diminuindo, portanto, a sua ordem de integração) (Amorim, 2000). De forma geral duas séries econômicas são consideradas co-integradas quando ambas são integradas de mesma ordem e existe combinação entre elas, que é estacionária.

Segundo Holland & Giembsinsky (2003), trabalhar com as séries em nível, integradas de primeira ordem, ainda que admita apreender as relações de longo prazo entre as variáveis, pode produzir o fenômeno das regressões espúrias. Por outro lado, uma regressão empregando a primeira diferença, uma vez que as séries temporais são estacionárias por meio de diferenciação, ainda que elimine a possibilidade de regressões espúrias, gera a perda da relação de longo prazo. Uma ocasião em que se pode trabalhar com o nível das séries

sem correr o risco de regressões espúrias acontece quando as séries são co-integradas. Por isso surge a importância da análise de co-integração, pois ela serve como um pré-teste para evitar uma regressão espúria.

Assim sendo, o significado de co-integração requer, primeiramente, que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem. A segunda condição é que a combinação linear das variáveis do modelo resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que as das séries originais (Hendry & Juselius, 1999). Porém, isso não é o suficiente para assegurar o equilíbrio de longo prazo entre as funções. É indispensável que as duas séries mantenham, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante; elas devem se movimentar de forma sincronizada e para que isso aconteça, o resíduo da regressão tem que ser integrado de ordem zero, ou seja, ser estacionário (Holland & Giombinsky, 2003).

Ainda, segundo estes mesmos autores, a partir do momento que há a necessidade de identificar a estacionariedade das séries, o primeiro passo para o teste de co-integração consiste na aplicação do teste de raiz unitária para testar a ordem de integração de cada série. Caso conclua que as séries temporais possuem a mesma ordem de integração, realiza-se o segundo passo, que consiste em examinar se os resíduos são de ordem $I(0)$, ou seja, se as variáveis se co-integram segundo o procedimento Engle-Granger. Tais resíduos são os próprios resíduos da regressão estimada por mínimos quadrados ordinários. A hipótese nula desta segunda etapa do teste é:

. H_0 : as séries não são co-integradas, ou

. H_1 : as séries são co-integradas.

Uma das formas de se testar a hipótese H_0 é pela utilização do teste de Phillips Perron.

A análise de co-integração possibilita testar o funcionamento da Lei do Preço Único ao estabelecer restrições sobre os coeficientes encontrados no

vetor de co-integração, o qual revela as relações de longo prazo. Desse modo, a LPU é considerada apenas a longo prazo, consentindo que as oportunidades de arbitragem sejam praticadas a curto prazo, não impondo, assim, qualquer hipótese de ajustamento instantâneo de preços.

3.4.1 Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris

O teste de Phillips & Ouliaris (1990) é derivado do teste de co-integração desenvolvido por Engle & Granger (1987). De acordo com Mackinnon (1991), um método diferente para se obter o teste de raiz unitária e que é assintoticamente válido na presença de correlação serial e/ou heterocedasticidade de forma desconhecida foi o indicado por Phillips (1987) e estendido para o caso da co-integração por Phillips & Ouliaris (1990). A distribuição assintótica é idêntica àquela correspondente aos testes DF, ADF, EG e AEG. Phillips e Ouliaris tabularam valores críticos para duas formas de suas estatísticas (correspondendo às versões sem tendência e com tendência das estatísticas DF e EG) para vários valores de N. Como hipótese nula o teste postula a ausência de co-integração.

3.5 Causalidade de Granger

A respeito do sentido da causalidade entre preços agrícolas vários autores consideram que este sentido segue a direção dos preços de compra para os preços de venda (do produtor para o varejista) mas outros já consideram que a relação acontece dos preços de venda para os preços de compra em função da influência do consumidor. E ainda há aqueles que crêem que o sentido da causalidade precisa de testes empíricos, uma vez que há possibilidade de alteração no sentido da causalidade entre períodos de tempo, já que a estrutura dos mercados pode modificar-se, assim como os mecanismos de intervenção governamental (Aguiar, 1990).

É nesse ponto que surge um método para averiguar o sentido da causalidade. O teste de Granger fundamenta-se no fato de que a causalidade entre duas variáveis econômicas acontece se, e somente se, valores correntes e passados de uma variável forem compatíveis na previsão de outra (Granger, 1969).

O teste de Granger admite que a informação relevante para a previsão das variáveis e duas séries de tempo, X e Y , está contida apenas nas variáveis das séries. Logo, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger (1969), outra série estacionária Y , se boas previsões estatisticamente significativas de Y puderem ser conseguidas ao adicionar valores defasados de X aos valores defasados de Y . Ainda que o termo “previsibilidade de Granger” seja mais preciso do que o termo “causalidade de Granger”, este último foi incorporado ao jargão da econometria (Stock & Watson, 2004).

Para testar se X causa Y , primeiramente é preciso testar a hipótese nula de que “ X não causa Y ”, como a estimativa de duas regressões; uma irrestrita e outra restrita:

a) Regressão irrestrita

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

b) Regressão restrita

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

em que os termos de erro ε_{1t} e ε_{2t} são não-autocorrelacionados e m representa o número de defasagens.

Utiliza-se a soma dos quadrados dos resíduos de cada regressão para calcular a estatística F e testar se o grupo de coeficientes $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$ é significativamente diferente de zero. Caso seja diferente de zero rejeita-se a hipótese de que “X não causa Y”.

A segunda etapa para testar se X causa Y , é testar a hipótese nula de que “Y não causa X” através do mesmo método das regressões mencionado anteriormente mas agora altera-se o lugar do X com o Y , testando se os valores defasados de Y são significativamente diferentes de zero. Para confirmar que X causa Y rejeita-se a hipótese de que “X não causa Y” e aceita-se a hipótese de que “Y não causa X” (Enders, 1995; Pindyck & Rubinfeld, 2004).

A equação (10) requer que valores correntes de Y estejam relacionados com valores passados do próprio Y assim como com os valores defasados de X . A equação (11) também postula um comportamento equivalente para a variável Y . De maneira geral, desde que o futuro não tivesse a capacidade de prever o passado, se a variável X causasse a variável Y , então alterações em X deveriam preceder, temporariamente, mudanças em Y .

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Análise gráfica

A partir da análise gráfica das séries de preço do café nos países produtores e consumidores representados nas Figuras 2 e 3, respectivamente, pode-se observar que:

a) os preços pagos nos países produtores até 1996 possuíam uma maior discrepância e que a partir 1997/1998 houve uma aproximação, isto é, os preços passaram a seguir praticamente o mesmo comportamento, com exceção do Vietnã, que tem um comportamento bem atípico, fato este que se justifica por ele ser o único país produtor de Café Robusta analisado.

b) de maneira geral os preços apresentam uma tendência de crescimento e uma proximidade nos seus valores nos últimos cinco anos, proximidade esta que sugere uma melhor difusão das informações relevantes ao mercado.

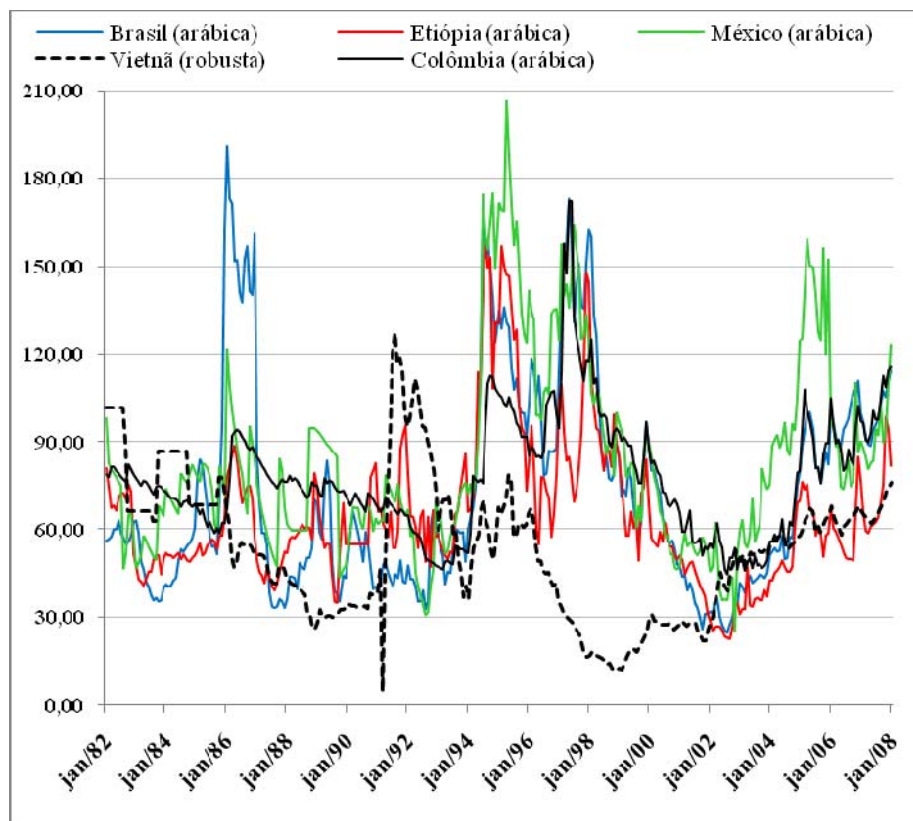


FIGURA 2 Preços mensais do café nos principais mercados produtores do mundo.

c) o mesmo acontece com a variação dos preços nos países consumidores que apresentam uma mesma sintonia e pequenas flutuações ao longo dos anos. O único país que destoa com relação ao comportamento da série é o Japão, que entre 1986 e 2000 apresentou preços bem mais elevados que os demais países estudados. Contudo, é possível verificar que nos últimos anos o mercado se estabeleceu e voltou a negociar com preços próximos aos demais países consumidores, o que sugere que esses mercados podem estar

apresentando uma melhor difusão de informações e operações de arbitragem. Aqui também é notada uma trajetória levemente crescente nos últimos anos.

d) Seguindo a mesma tendência e comportamento de França, Alemanha e EUA está a Itália, porém observa-se que os preços pagos são acima destes acima citados.

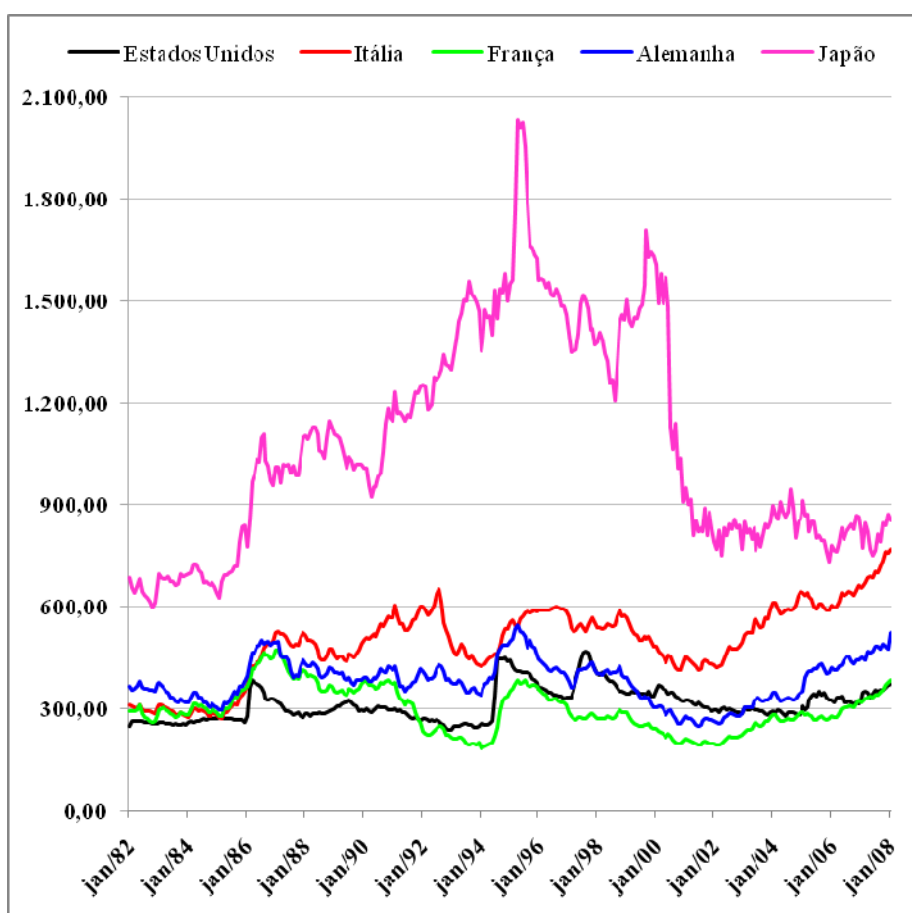


FIGURA 3 Preços mensais do café nos principais mercados consumidores do mundo.

4.2 Análise estatística

Com relação à análise estatística a Tabela 3 mostra que a média do valor recebido pela libra do café vietnamita foi a menor, 56,53 centavos de dólar, o que é explicado pelo fato de ter sido usado o preço do café robusta para este país, enquanto para os demais utilizou-se o da variedade arábica. Nestes países, a média dos preços recebidos pelo café arábica ficou entre 67,99 e 82,41 centavos de dólar por libra. O México foi o país que apresentou maior média, seguida pela Colômbia e Brasil, o que pode ser justificado pela proximidade do México com os Estados Unidos, o maior consumidor mundial e onde a média do preço pago pela libra café é de cerca de 311,00 centavos de dólar. Já a maior valorização do café colombiano acontece em função da alta qualidade do café produzido pelo país.

TABELA 3 Sumário estatístico para as séries mensais de preço do café nos países produtores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÁXIMO	MÍNIMO
Brasil	73,45	38,57	190,80	26,19
Colômbia	78,21	20,19	171,90	46,29
Etiópia	67,99	25,85	159,20	25,48
México	82,41	33,64	206,40	30,74
Vietnã	56,53	38,82	186,50	11,74

E com relação à média dos preços pagos pelos países consumidores em centavos de dólar por libra do café, a Tabela 4 mostra o quão a bebida é mais valorizada no Japão. Os japoneses desembolsam, em média, 146% a mais que a Itália, país europeu onde se paga mais pelo café. Porém, esse alto valor pago pelo Japão vem sofrendo correções a partir do início dessa década e

atualmente estes preços estão sendo negociados em valores próximos aos valores pagos pelos demais países produtores.

TABELA 4 Sumário estatístico para as séries mensais de preço do café nos países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÁXIMO	MÍNIMO
Alemanha	379,80	63,35	544,30	247,30
França	300,30	71,78	471,70	180,90
EUA	310,90	54,78	466,90	235,20
Itália	465,50	99,81	652,70	268,70
Japão	1.144,00	333,03	2.030,00	597,50

No geral, o que se pode identificar com clareza é a grande diferença entre os preços pagos pelos países consumidores e os recebidos pelos países produtores, o que pode ser explicado pela elevada atuação de intermediários entre o mercado consumidor e o produtor. Estes acabam retendo uma boa parcela dessa diferença. Outro fator que também contribui para essa elevada variação é o gasto com o deslocamento do grão de um país produtor a um consumidor.

4.3 Análise quanto à estacionariedade

Os resultados das análises dos testes de raiz unitária para as séries de preço dos países produtores são apresentados na Tabela 5, onde verificou-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária para os dois testes não foi rejeitada para todos os países produtores. Isto mostra que as séries não são estacionárias em nível. A única exceção foi a série do Vietnã que demonstrou possuir raiz unitária para o teste ADF e não possuir para o teste PP. No

entanto, como os valores destes testes não se distanciam muito considerou-se o resultado do teste ADF, de que a série é não-estacionária para o estudo.

TABELA 5 Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países produtores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	TESTE	LAG	P-VALUE
Brasil	Dickey-Fuller	6	0,411
	Phillips-Perron	4	0,231
Colômbia	Dickey-Fuller	6	0,560
	Phillips-Perron	4	0,442
Etiópia	Dickey-Fuller	6	0,531
	Phillips-Perron	4	0,094
México	Dickey-Fuller	6	0,528
	Phillips-Perron	4	0,399
Vietnã	Dickey-Fuller	6	0,051
	Phillips-Perron	4	0,044

Já a Tabela 6 apresenta para as séries de preço dos países consumidores os resultados das análises dos testes de raiz unitária. Pode-se observar que as séries são não-estacionárias em nível, para os dois testes. Portanto aceita-se a hipótese nula de que há presença de raiz unitária na série.

TABELA 6 Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	TESTE	LAG	P-VALUE
Alemanha	Dickey-Fuller	6	0,410
	Phillips-Perron	4	0,714
França	Dickey-Fuller	6	0,295
	Phillips-Perron	4	0,703
EUA	Dickey-Fuller	6	0,240
	Phillips-Perron	4	0,196
Itália	Dickey-Fuller	6	0,722
	Phillips-Perron	4	0,859
Japão	Dickey-Fuller	6	0,939
	Phillips-Perron	4	0,908

Após verificar que todas as séries de preço dos países produtores e consumidores possuem raiz unitária efetuou-se a primeira diferença das séries para averiguar a ordem de integração das mesmas como pode ser observado nas tabelas 7 e 8.

A tabela 7 mostra os resultados dos testes ADF e PP para as séries dos países produtores após a primeira diferenciação. Ao se realizar os testes com as séries na primeira diferença verificou-se que a hipótese nula de que as séries têm raiz unitária foi rejeitada. Ou seja, tais séries são estacionárias em primeira diferença sendo integradas de ordem 1, I(1).

TABELA 7 Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países produtores – em primeira diferença – Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	TESTE	LAG	P-VALUE
Brasil	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
Colômbia	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
Etiópia	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
México	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
Vietnã	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01

Os resultados dos testes ADF e PP referentes aos preços dos países consumidores, após a primeira diferenciação das séries, são apresentados na tabela 8. Ao analisar os resultados dos testes com as séries na primeira diferença averiguou-se que todas as séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, I(1).

TABELA 8 Resultado dos Testes de Dickey-Fuller aumentado e de Phillips Peron para as séries mensais de preço do café nos países consumidores – em primeira diferença – Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PAÍS	TESTE	LAG	P-VALUE
Alemanha	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
França	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
EUA	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
Itália	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01
Japão	Dickey-Fuller	6	0,01
	Phillips-Perron	4	0,01

Havendo-se identificado que as séries dos preços do café são não-estacionárias e que apresentam a mesma ordem de integração, ordem 1, $I(1)$, é possível, como indica Enders (1995), que as séries possuam uma relação de longo prazo, a qual será manifestada através da existência de um ou vários vetores de co-integração.

4.4 Análise quanto à existência de vetores de co-integração

Uma vez verificado que as séries possuem a mesma ordem de integração, o próximo passo consiste na realização da análise de co-integração que tem o objetivo de testar a existência de vetores de co-integração. Em outras palavras, o que se deseja é conhecer se os preços do café dos países selecionados convergem efetivamente ao equilíbrio de longo prazo.

As relações de co-integração são apresentadas nas Tabelas 9, 10 e 11. Os preços do café foram tratados em pares, analisando-se primeiramente a

relação entre os países consumidores e produtores, depois a relação apenas entre os países produtores e por último a relação dos consumidores.

Como pode-se verificar nas Tabelas 9, 10 e 11, o teste de co-integração de Phillips-Ouliaris mostra que a maioria das séries não são integradas, ou seja, a maioria dos pares de séries temporais não possuem uma equação de co-integração, a qual é a relação de equilíbrio entre esses pares de séries a longo prazo.

No caso da Tabela 9, onde são analisadas as séries de preço do café de um país produtor com um consumidor é possível observar que apenas 28% dos pares de séries analisados apresentaram relação de equilíbrio a longo prazo aceitando em parte a hipótese 1.

As duplas de séries foram: Brasil e Alemanha, Brasil e Estados Unidos, Colômbia e Estados Unidos, Etiópia e Itália, Etiópia e Japão, Etiópia e Estados Unidos e ainda México e Estados Unidos, ou seja, apenas estes pares de séries possuem um ou mais vetores de co-integração.

Assim sendo, pode-se verificar que os Estados Unidos possuem relação de equilíbrio a longo prazo como todos os países produtores de café arábica que fizeram parte deste estudo.

TABELA 9 Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café dos países produtores com os consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PRODUTORES X CONSUMIDORES			
Países analisados	Lag	P-value	Integração
Brasil – Alemanha	2	0,037	Integrada
Brasil – França	2	0,120	Não integrada
Brasil – EUA	2	0,01	Integrada
Brasil – Itália	2	0,123	Não integrada
Brasil – Japão	2	0,072	Não integrada
Colômbia – Itália	2	0,15	Não integrada
Colômbia – Japão	2	0,15	Não integrada
Colômbia – Alemanha	2	0,15	Não integrada
Colômbia – França	2	0,15	Não integrada
Colômbia – EUA	2	0,01	Integrada
Etiópia – Itália	2	0,025	Integrada
Etiópia – Japão	2	0,01	Integrada
Etiópia – Alemanha	2	0,15	Não integrada
Etiópia – França	2	0,15	Não integrada
Etiópia – EUA	2	0,01	Integrada
México – Alemanha	2	0,15	Não integrada
México – França	2	0,15	Não integrada
México – EUA	2	0,01	Integrada
México – Itália	2	0,15	Não integrada
México – Japão	2	0,15	Não integrada
Vietnã – França	2	0,15	Não integrada
Vietnã – Alemanha	2	0,15	Não integrada
Vietnã – EUA	2	0,127	Não integrada
Vietnã – Itália	2	0,15	Não integrada
Vietnã – Japão	2	0,15	Não integrada

Ao contrario do que foi observado na análise anterior os resultados da Tabela 10, provenientes da análise das séries de preço do café de um país produtor com outro produtor, mostram que a maioria das séries são integradas,

sendo que 60% dos pares analisados apresentaram relações de longo prazo comprovando novamente em parte a hipótese 1.

As duplas de séries: Brasil e Vietnã, Colômbia e Vietnã, Etiópia e Vietnã e México e Vietnã não apresentaram nenhum vetor de co-integração. Isto é, analisando-se as séries de preço do café dos países produtores, observa-se que o Brasil, a Colômbia, a Etiópia e o México possuem relações de equilíbrio a longo prazo entre eles, enquanto o Vietnã não possui esse tipo de relação com nenhum deles.

TABELA 10 Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café entre os países produtores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PRODUTORES X PRODUTORES			
Países analisados	Lag	P-value	Integração
Brasil – México	2	0,01	Integrada
Brasil – Vietnã	2	0,133	Não integrada
Brasil – Colômbia	2	0,01	Integrada
Brasil – Etiópia	2	0,01	Integrada
Colômbia – Etiópia	2	0,018	Integrada
Colômbia – México	2	0,01	Integrada
Colômbia – Vietnã	2	0,15	Não integrada
Etiópia – México	2	0,01	Integrada
Etiópia – Vietnã	2	0,058	Não integrada
México – Vietnã	2	0,15	Não integrada

Já os resultados da Tabela 11, decorrentes da análise das séries de preço do café de um país consumidor com outro consumidor mostram que todas as séries não são integradas, ou seja, rejeitando totalmente a hipótese 1 de que todos os países analisados apresentariam relações de longo prazo. Portanto, não foi verificada nenhuma relação de equilíbrio a longo prazo entre estas séries mesmo que países como a França, Itália e Alemanha apresentem

territórios tão próximos, o que mostra que estes mercados não são eficientes em termos de difusão de informações e operações de arbitragem.

Uma explicação para essa ausência de integração, mas não comprovada neste estudo, pode ser as alterações que a bebida sofre de país para país. Visto que cada um deles sorve a bebida de acordo com seus costumes, variando os aromas, as misturas, o corpo, a temperatura etc. e esse processo de industrialização, de adaptação do café a cada país pode fazer com que cada região siga apenas comportamento de mercado local e não acompanhe os movimentos dos outros mercados.

TABELA 11 Resultado do Teste de co-integração de Phillips-Ouliaris ao relacionar as séries mensais de preço do café entre os países consumidores - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

CONSUMIDORES X CONSUMIDORES			
Países analisados	Lag	P-value	Integração
Alemanha – França	2	0,15	Não integrada
Alemanha – EUA	2	0,15	Não integrada
Alemanha – Itália	2	0,15	Não integrada
Alemanha – Japão	2	0,15	Não integrada
França – EUA	2	0,15	Não integrada
França – Itália	2	0,15	Não integrada
França – Japão	2	0,15	Não integrada
EUA – Itália	2	0,15	Não integrada
EUA – Japão	2	0,104	Não integrada
Itália – Japão	2	0,15	Não integrada

Em suma, os resultados mostram que em apenas 29% dos pares de séries de preços do café houve relações de equilíbrio de longo prazo, ou seja, os preços se movimentam na mesma direção finalizando assim o primeiro objetivo específico que era verificar se os mercados nos países analisados são co-integrados.

A primeira hipótese foi testada analisando os países em pares, sendo que, para as combinações de Produtores x Consumidores e para Produtores x Produtores, esta foi confirmada em parte, e para as análises de Consumidores x Consumidores a hipótese foi totalmente rejeitada. O que mostra, portanto, que as informações e a situação do mercado do café são transmitidas, apesar de toda a tecnologia e facilidades de transmissão de informações ainda de forma ineficiente pois não atingem todos os principais mercados produtores e consumidores de café do mundo.

Como visto anteriormente, no referencial teórico, para a constatação da existência da LPU seria necessária a comprovação de relação de longo prazo para as séries em estudo, o que foi constatado em apenas uma minoria. Em síntese, como mostram os resultados do teste de co-integração os preços não estão devidamente alinhados, o que demonstra ausência de paridade entre a maioria dos preços exercidos nos principais mercados consumidores e produtores de café do mundo, fato que ocorre em função da falta de fluxo adequado de informações, o que faz com que a arbitragem não seja feita com eficácia e, conseqüentemente, a Lei do Preço Único não é comprovada em grande parte dos países analisados.

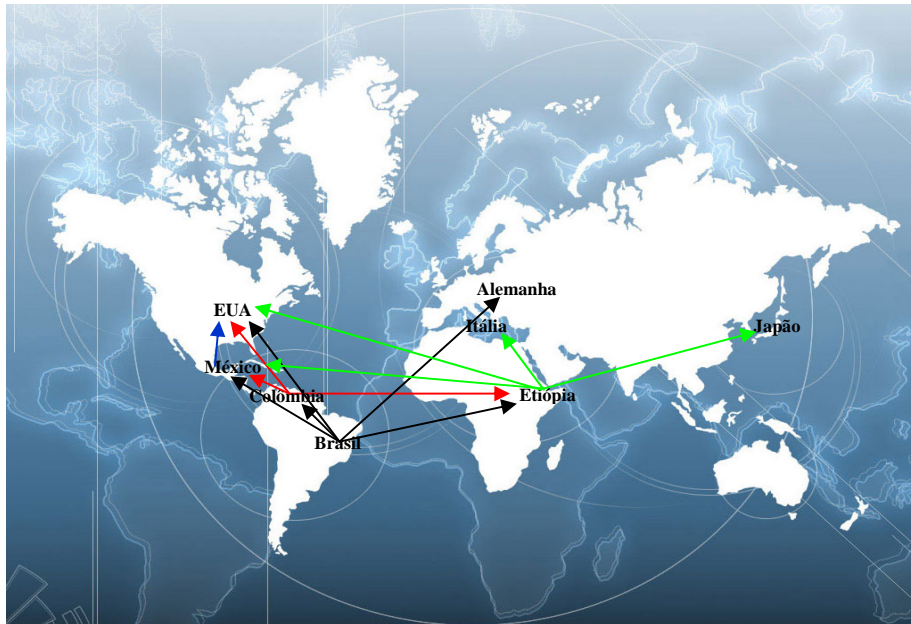


FIGURA 4 Demonstração do resultado do teste de co-integração evidenciando as relações de longo prazo entre os países analisados.

4.5 Análise quanto à causalidade de Granger

Após verificar a co-integração, que é um importante pré-requisito para identificar a precedência (causalidade) na formação dos preços realiza-se então as análises quanto a causalidade de Granger. Este teste é utilizado para aferir o sentido da transmissão dos preços entre os mercados, caso haja integração entre eles.

A relação de causalidade entre os preços do café nos principais mercados consumidores e produtores pode ser estimada a partir da identificação da existência de co-integração entre os mercados, o que de certa forma implica causalidade em pelo menos um sentido. Isto indica que, nos mercados em que há integração entre eles, mesmo que os mercados

apresentem fatores diferenciados quanto aos custos de transporte e logística, ou na cadeia produtiva, algum sinal da formação dos preços é transmitido entre eles.

A identificação da causalidade possibilita inferir sobre a dinâmica da transmissão dos preços entre os diferentes mercados analisados no estudo assim como o grau de integração existente entre os mercados. Para tanto, foram consideradas quatro alternativas de causalidade de Granger: o mercado produtor em função do mercado consumidor, o mercado consumidor em função do mercado produtor, o mercado produtor em função dele mesmo, e o mercado consumidor em função dele mesmo. Pretende-se assim identificar se os preços do café dos países selecionados apresentam relações de equilíbrio de curto prazo.

Na Tabela 12 apresentam-se os resultados da aplicação do teste de causalidade de Granger, quando foram analisados os preços exercidos nos países produtores de café influenciando os preços praticados nos países consumidores. Estes resultados indicam, de forma conclusiva, a presença de causalidade de Granger em 60% das séries analisadas, ou seja, na maioria das relações. Isto mostra que é expressiva a relação de curto prazo nesta primeira faixa analisada mas que prejudicou a aceitação total da hipótese 2 pois a mesma pressupunha a causalidade bilateral em todos os países analisados e mesmo que todas as outras faixas apresentem 100% de causalidade, os países que não apresentaram causalidade irão prejudicar a comprovação da hipótese.

As informações sobre o mercado do café rumam no sentido do Brasil para a Alemanha, do Brasil para a França, do Brasil para os Estados Unidos, do Brasil para a Itália, da Colômbia para a Itália, da Colômbia para os Estados Unidos, da Etiópia para a Itália, da Etiópia para o Japão, da Etiópia para a Alemanha, da Etiópia para a França, da Etiópia para os Estados Unidos, do México para a Alemanha, do México para a França, do México para os

Estados Unidos, e do México para a Itália. Nas demais relações, a presença de causalidade de Granger não foi observada.

Isso mostra o quanto importantes produtores mundiais como o Brasil, Etiópia e México exercem influência nos preços exercidos nos mercados consumidores analisados. Por outro lado, os resultados mostraram que os preços praticados no Vietnã não interferem nos preços praticados nos países consumidores.

TABELA 12 Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países produtores e consumidores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PRODUTORES X CONSUMIDORES		
Países analisados	P-value	Causação
Brasil → Alemanha	0.000	Causa
Brasil → França	0.000	Causa
Brasil → EUA	0.000	Causa
Brasil → Itália	0.000	Causa
Brasil → Japão	0.155	Não causa
Colômbia → Itália	0.044	Causa
Colômbia → Japão	0.402	Não causa
Colômbia → Alemanha	0.324	Não causa
Colômbia → França	0.184	Não causa
Colômbia → EUA	0.000	Causa
Etiópia → Itália	0.013	Causa
Etiópia → Japão	0.013	Causa
Etiópia → Alemanha	0.001	Causa
Etiópia → França	0.001	Causa
Etiópia → EUA	0.000	Causa
México → Alemanha	0.006	Causa
México → França	0.003	Causa
México → EUA	0.000	Causa
México → Itália	0.008	Causa
México → Japão	0.187	Não causa
Vietnã → França	0.774	Não causa
Vietnã → Alemanha	0.313	Não causa
Vietnã → EUA	0.928	Não causa
Vietnã → Itália	0.980	Não causa
Vietnã → Japão	0.840	Não causa

O resultado da análise dos preços praticados nos países consumidores que influenciam os preços exercidos nos países produtores foi realizado através do teste de causalidade de Granger, apresentados na Tabela 13. A causalidade de Granger, de acordo com os resultados, foi percebida em

apenas duas relações, isto é, somente 8% das séries analisadas apresentaram relações de curto prazo.

As informações sobre o mercado cafeeiro também rumam no sentido dos Estados Unidos para o Brasil, e do Japão para a Etiópia e são as primeiras causalidades bilaterais detectadas. Em todas as outras relações analisadas não foi observada a presença de causalidade de Granger, demonstrando que alterações nos preços exercidos na França, na Alemanha e na Itália, importantes consumidores da Europa, não causam variações nos preços exercidos nos mercados produtores analisados. Os Estados Unidos, maior consumidor mundial, também não exerce muita influência sobre os preços dos países produtores, uma vez que alterações nos preços praticados lá só causam mudanças nos preços do Brasil.

Novamente, a segunda hipótese foi prejudicada e poderá somente ser aceita parcialmente pois não será detectada a totalidade das relações bilaterais que se previa e, em muitos casos, nem relações unilaterais.

TABELA 13 Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países consumidores e produtores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

CONSUMIDORES X PRODUTORES		
Países analisados	P-value	Causação
Alemanha – Brasil	0.596	Não causa
Alemanha → Colômbia	0.388	Não causa
Alemanha → Etiópia	0.244	Não causa
Alemanha → México	0.295	Não causa
Alemanha → Vietnã	0.473	Não causa
França → Brasil	0.334	Não causa
França → Colômbia	0.890	Não causa
França → Etiópia	0.661	Não causa
França → México	0.770	Não causa
França → Vietnã	0.912	Não causa
EUA → Brasil	0.036	Causa
EUA → Colômbia	0.726	Não causa
EUA → Etiópia	0.579	Não causa
EUA → México	0.675	Não causa
EUA → Vietnã	0.124	Não causa
Itália → Brasil	0.526	Não causa
Itália → Colômbia	0.884	Não causa
Itália → Etiópia	0.490	Não causa
Itália → México	0.691	Não causa
Itália → Vietnã	0.222	Não causa
Japão → Brasil	0.483	Não causa
Japão → Colômbia	0.392	Não causa
Japão → Etiópia	0.030	Causa
Japão → México	0.101	Não causa
Japão → Vietnã	0.231	Não causa

Já a Tabela 14 apresenta os resultados da aplicação do teste de causalidade de Granger ao analisar-se se os preços exercidos em um país produtor influenciam os preços praticados em outro país produtor. E os resultados apontaram que dentre as relações analisadas somente em 30% foi

verificada a presença de relações de curto prazo, ou seja, seis pares, com apenas dois países apresentando causalidade bilateral. Assim, em mais uma análise, a hipótese 2 não pode ser aceita em sua totalidade.

Portanto, no caso dos países produtores de café as informações sobre o mercado rumam no sentido do Brasil para o México, do Brasil para a Colômbia, da Etiópia para a Colômbia, do México para a Colômbia, e por fim, a relação bilateral da Etiópia para o México e do México para a Etiópia. No restante das relações a presença de causalidade de Granger não foi observada.

O Vietnã foi o único país que, durante o período analisado, não exerceu e nem sofreu influência dos demais países produtores, o que pode ser justificado pelo fato deste ser o único país em que analisou-se os preços do café robusta, enquanto que para os outros utilizou-se o preço do café arábica.

TABELA 14 Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países produtores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

PRODUTORES X PRODUTORES		
Países analisados	P-value	Causação
Brasil → México	0.009	causa
Brasil → Vietnã	0.116	Não causa
Brasil → Colômbia	0.000	causa
Brasil → Etiópia	0.112	Não causa
Colômbia → Brasil	0.325	Não causa
Colômbia → Etiópia	0.836	Não causa
Colômbia → México	0.125	Não causa
Colômbia → Vietnã	0.508	Não causa
Etiópia → Brasil	0.052	Não causa
Etiópia → México	0.000	causa
Etiópia → Vietnã	0.481	Não causa
Etiópia → Colômbia	0.000	causa
México → Brasil	0.193	Não causa
México → Vietnã	0.357	Não causa
México → Colômbia	0.000	causa
México → Etiópia	0.007	causa
Vietnã → Brasil	0.392	Não causa
Vietnã → Colômbia	0.638	Não causa
Vietnã → Etiópia	0.896	Não causa
Vietnã → México	0.893	Não causa

Por fim, a Tabela 15 mostra os resultados do teste de causalidade ao se analisar se os preços exercidos em um país consumidor influenciam os preços praticados em outro país consumidor. E estes resultados indicaram a presença de causalidade de Granger em apenas 35% dos pares, ou seja, sete relações.

Quatro destas relações são bilaterais e acontecem entre Alemanha e Itália e entre França e Itália. As informações nos demais rumam no sentido da Alemanha para o Japão, dos Estados Unidos para a Itália, dos Estados Unidos para a França. Para as demais relações as informações sobre o mercado não são transmitidas.

A segunda hipótese foi, mais uma vez, aceita em parte pois apesar de se identificar relações de curto prazo nos países analisados e relações bilaterais, isso não foi comprovado em 100% dos países analisados nesta série.

TABELA 15 Resultado do Teste de causalidade de Granger para as séries mensais de preço do café nos países consumidores. - Período: janeiro de 1982 a janeiro de 2008.

CONSUMIDORES X CONSUMIDORES		
Países analisados	P-value	Causação
Alemanha → França	0.182	Não causa
Alemanha → EUA	0.806	Não causa
Alemanha → Itália	0.006	Causa
Alemanha → Japão	0.008	Causa
França → EUA	0.111	Não causa
França → Itália	0.013	Causa
França → Japão	0.447	Não causa
França → Alemanha	0.580	Não causa
EUA → Itália	0.002	Causa
EUA → Japão	0.550	Não causa
EUA → Alemanha	0.596	Não causa
EUA → França	0.013	Causa
Itália → Japão	0.109	Não causa
Itália → Alemanha	0.049	Causa
Itália → França	0.001	Causa
Itália → EUA	0.357	Não causa
Japão → Alemanha	0.165	Não causa
Japão → França	0.150	Não causa
Japão → EUA	0.236	Não causa
Japão → Itália	0.921	Não causa

O segundo objetivo específico foi alcançando, uma vez que se pôde verificar a precedência das informações entre os países analisados. Em alguns casos ainda, verificou-se que essa precedência é bilateral, o que auxilia na solidificação e confiabilidade dos mercados.

Como se observou nas tabelas dos resultados do teste de Causalidade de Granger, em apenas 34% dos pares de países analisados as informações sobre o mercado são transmitidas de um território para outro. Conclui-se que as informações disponíveis que afetam os preços no mercado de café dos países analisados não fluem corretamente entre os agentes desta cadeia agroindustrial indicando que esses mercados não funcionam apropriadamente.

Assim, a hipótese 3 também foi aceita em parte, pois supunha-se que pela facilidade na transmissão e no fluxo de informações pelo mundo ambas as relações seriam detectadas em todos os pares de séries analisadas mas o que se verificou foi que somente os pares de série entre Brasil e EUA, Etiópia e Japão e entre México e Etiópia apresentaram relações de longo e curto prazo, muito abaixo das expectativas criadas ao se formular as hipóteses, principalmente pela proximidade territorial e tradição no comércio de café como: México e EUA, França, Itália e Alemanha e outros.



FIGURA 5 Demonstração do resultado do teste de causalidade de Granger evidenciando as relações bilaterais de curto prazo entre os países analisados.



FIGURA 6 Países que apresentaram relações de longo prazo e relações bilaterais de curto prazo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise empírica conduzida neste trabalho permite aceitar, mas apenas em parte, a hipótese de que os mercados de café dos principais países consumidores e produtores, no período compreendido entre janeiro de 1982 a janeiro de 2008, são integrados uma vez que apenas 29% dos pares de séries de preços do café apresentaram relações de equilíbrio de longo prazo, sendo que as duas análises mais relevantes são os países produtores x produtores que apresentaram 60% de pares co-integrados e os consumidores x consumidores que apresentaram 0% de co-integração.

Esse resultado é importante pois sugere que o mercado de café, entre os países estudados, não está funcionando adequadamente. O mercado não tem mostrado uma boa difusão de informações impedindo que os mecanismos de arbitragem e a Lei do Preço Único (LPU) funcionem a contento.

As causas da observação do funcionamento da LPU em apenas uma pequena parte das séries analisadas podem ser explicadas pela ausência de concorrência perfeita nos mercados e, principalmente, pela existência de obstáculos à arbitragem eficiente, como, por exemplo, a indisponibilidade de informações a todos os agentes negociadores no setor.

Dadas as características dos agentes econômicos que atuam nesse mercado o resultado mais esperado nessa hipótese é que haveria integração entre todos os mercados, ou pelo menos entre a maior parte, como já foi verificado por outros estudos realizados com dados do mercado futuro do café das bolsas de Londres, Nova York e Brasil. No entanto, neste estudo essa hipótese não foi comprovada.

Os resultados do teste de Causalidade de Granger também demonstraram que as informações sobre o mercado não são transmitidas de forma eficiente de um território para outro, pois apenas 34% dos pares

analisados apresentaram relações de curto prazo comprovadas pelo teste. Com isso, a segunda hipótese foi aceita, mas apenas em parte nas análises realizadas, com destaque para a influência dos países produtores sobre os consumidores, onde 60% dos pares analisados apresentaram relações de curto prazo e o seu inverso, ou seja, dos países consumidores para os produtores apenas 8% dos pares apresentaram esse tipo de relação levando à conclusão de que as informações disponíveis sobre o mercado de café não fluem corretamente entre os países analisados, indicando que esses mercados não funcionam apropriadamente.

Assim, a terceira hipótese somente poderia ser aceita de forma parcial, uma vez que apenas a minoria das séries analisadas apresentou relações de curto ou de longo prazo e menor ainda foi a parcela de países que apresentaram ambas as relações.

Apesar de detectar a inexistência de relações do Vietnã com outros países optou-se por mantê-lo no estudo como forma de chamar a atenção de outros pesquisadores para a importância do café robusta no mercado de café mundial, uma vez que esta espécie é utilizada na formação e na composição de vários tipos de “*blends*” e o seu comércio de expressiva relevância pelos baixos custos de produção.

As inferências e afirmações para se justificar os resultados encontrados neste trabalho poderá ser tema de estudos que se proponham a aprofundar-se mais sobre este assunto, pois não se encontra literatura ou trabalhos que expliquem de forma contundente como são realizadas estas relações comerciais da cadeia produtiva do café entre os países produtores e consumidores, o que dificulta o acesso a dados e informações confiáveis. A própria OIC (Organização Internacional do Café), órgão internacional responsável pela cadeia do café no mundo, pouco disponibiliza informações relevantes e nos próprios países há uma dificuldade muito grande no acesso a

dados e informações, pois as mesmas ou tem um caráter sigiloso devido à importância para o comércio, ou simplesmente não existem ou estão pulverizadas.

Para outros estudos, deixa-se algumas sugestões: 1) realizar novamente as análises de integração e de causalidade destes mercados utilizando-se dados de outra fonte, 2) analisar os testes utilizando mais países de produção robusta, 3) analisar de forma separada por variedade de café e 4) analisar os tipos de bebidas nos diversos países.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGRIANUAL. **Anuário estatístico da agricultura brasileira**. São Paulo: FNP Consultoria e Comércio, 2001. 546p.
- AGRONLINE. **Consumo mundial de café superará oferta neste ano**. Disponível em: <<http://74.125.47.132/search?q=cache:XIcJdfrQTRwJ:www.agronline.com.br/agronoticias/noticia.php%3Fid%3D1724+consumo+mundial+de+cafe+%2B+producao&cd=2&hl=pt-BR&ct=clnk&gl=br>>. Acesso em: 15 jan. 2009.
- AGUIAR, D.R.D. **Formação de preços na indústria brasileira de soja: 1982/1989**. 1990. 140p. Dissertação (Mestrado em Economia Agrária)-Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba.
- AMORIM, S.R. **Testes de características comuns em mercados latino-americanos**. 2000. 40p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DO CAFÉ. **Café do Brasil: um parceiro confiável**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://abic.com.br/jcafe/jcafe_ed164_p50a51.pdf>. Acesso em: 3 fev. 2009.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DO CAFÉ. **Estatísticas**. Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<http://www.abic.com.br>>. Acesso em: 10 ago. 2007.
- BAHIA, L.D. **Grau de monopólio e testes de Granger: causalidade entre custos e preços na indústria brasileira: 1978-1998**. Brasília: Ministério do Planejamento e Orçamento/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2000. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td_770.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2007.
- BARROS, J.R.M.; GRAHAM, D.H. A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.8, n.3, p.695-726, 1978.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Alto nível da cafeicultura baiana atrai conferência mundial para salvador**. Brasília, 2005. Disponível em: <http://74.125.47.132/search?q=cache:bv9UWjFBKkJ:extranet.agricultura.gov.br/pubacs_cons/lap_detalhe_noticia_cons_web%3Fp_id_publicacao%3D6932+cafeicultura+movimenta+US%24+90+bilh%C3%B5es+por+ano&cd=5&hl=pt-BR&ct=clnk&gl=br>. Acesso em: 12 fev. 2009.

BRUNETTI, L.; BITTENCOURT, M.V.L. Integração de preços nos mercados regionais de café arábica. In: ENCONTRO DE ECONOMIA PARANAENSE: PERSPECTIVA DE INSERÇÃO GLOBAL E EQUIDADE INTERNA, 5., 2007, Curitiba. **Anais...** Curitiba: UFPR, 2007. 1 CD-ROM.

CAFÉ PILÃO. **O café no mundo**. Disponível em: <<http://www.cafepilao.com.br/br/Retail/CafesNoMundo/AHistoriaDoCaf%C3%A9>>. Acesso em: 21 mar. 2009.

CAFÉ E MERCADO. **USDA prevê declínio na produção cafeeira da Colômbia em 2009**. Disponível em: <<http://www.cafeemercado.com.br/inc/peganoticia.php?search=colombia&id=1769>>. Acesso em: 10 fev. 2009.

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DO CAFÉ. **Produção e consumo**: análise histórica e prospecção. Disponível em: <<http://www.cicbr.org.br/destaque-detail.php?recordID=10>>. Acesso em: 20 jan. 2009a.

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DO CAFÉ. **Sistema de inteligência da concorrência, Colômbia**. Disponível em: <<http://74.125.47.132/search?q=cache:rESOrG1DZEoJ:www.cicbr.org.br/destaque-detail.php%3FrecordID%3D17+safra+de+cafe+da+colombia&hl=pt-BR&ct=clnk&cd=10&gl=br>>. Acesso em: 30 jan. 2009b.

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DO CAFÉ. **Sistema de inteligência da concorrência, Etiópia**. Disponível em: <<http://www.cicbr.org.br/destaque-detail.php?recordID=26>>. Acesso em: 20 fev. 2009c.

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DO CAFÉ. **Sistema de inteligência da concorrência, Vietnã**. Disponível em: <<http://www.cicbr.org.br/destaque-detail.php?recordID=18>>. Acesso em: 15 fev. 2009d.

CIA CACIQUE. **História do café:** cafeicultura. Disponível em:
<<http://www.revistacafeicultura.com.br/index.php?mat=3278&tipo=ler>>.
Acesso em: 25 fev. 2009.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos.** 2002. 136p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade de São Paulo, São Paulo.

COSTA, B.M.; AIUBE, F.A.L.; BAÍDYA, T.K.N. Fatos estilizados e volatilidade de retorno do petróleo WTI. In: ENCONTRO NACIONAL DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO, 24., 2004, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: UFSC, 2004. 1 CD-ROM.

COSTA, S.M.A.L.; FERREIRA FILHO, J.B.S. Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados de algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.38, n.2, p.41-70, jun. 2000.

DIAS, D.F.; KRETZMANN, C.K.; ALVES, A.F.; PARRÉ, J.L. Análise de transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v.1, n.1, p.9-24, jun. 2008.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of American Statistical Association**, New York, v.74, n.36, p.427-431, June 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series.** New York: J.Wiley, 1995. 433p.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimations and testing. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p.251-266, Mar. 1987.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis:** forthcoming, handbook of agricultural economics. Oxford: North-Holland, 2000. 59p.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B.K. Spatial price analysis. In: RAUSSER, G.; GARDEN, B. (Ed.). **Handbook of agricultural economics.** Oxford: North-Holland, 2001. v.1, p.49-62.

FAMINON, M.D.; BENSON, B.L. Spatial market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v.72, n.1, p.49-62, Feb. 1990.

F.O. LICHT'S. Wide variations in estimates for this year's Brazilian crop. **International Coffee Report**, Washington, v.49, n.2, p.21-54, Dec. 2006.

FONTES, A.A.; SILVA, M.L. da; LIMA, J.E. de. Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v.29, n.6, p.937-946, nov./dez. 2005.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S.M. **Economic development and determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: University of California, 2001. 28p. (Working Paper, 28).

GOODWIN, B.K.; SCHROEDER, T.C. Co-integration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v.73, n.2, p.452-464, May 1991.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v.37, n.3, p.424-438, July 1969.

GRANGER, C.W.J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v.26, p.1045-1066, Aug. 1974.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

HARRIS, R.I.D. **Using co-integration analysis in econometric modeling**. New York: Prentice Hall, 1995. 176p.

HENDRY, D.F.; JUSELIUS, K. **Explaining co-integration analysis**. London: Prentice Hall, 1999. 215p.

HOLDEN, D.; PERMAN, R. Unit roots and co-integration for the economist. In: RAO, B. (Org.). **Co-integration for the applied economist**. Kensington: Martin's, 1994. p.47-95.

HOLLAND, M.; GIEMBINSKY, R.C. Comportamento do preço no complexo soja: um estudo de causalidade e co-integração. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. 1 CD-ROM.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Informações econômicas**. São Paulo, 2006. 75p.

INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION. **A step-by-step guide to promote coffee consumption in producing countries**. Disponível em: <<http://dev.ico.org/documents/guide/english/guide.htm>>. Acesso em: 3 jan. 2009.

LEAL, R.P.; BOCATER, P.F. Causalidade nos mercados de ações latino americanos. **Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v.9, n.2, p.1-25, mar./abr. 2003.

LEITE, C.A.M. **Avaliação da cafeicultura nos últimos anos**. Viçosa, MG: UFV, 2005. 56p.

MACKINNON, J.G. Critical values for co-integration tests. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, W.J. **Long-run economic relationships: readings in co-integration**. New York: Oxford University, 1991. p.267-276.

MARGARIDO, M.A.; ANEFALOS, L.C. **Testes de raiz unitária e o software SAS**. São Paulo: USP, 1999. 45p.

MARGARIDO, M.A.; BUENO, C.R.F.; MARTINS, V.A.; CARNEVALLI, L.B. Análise dos efeitos preço e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro: ANPEC, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/D61.pdf>>. Acesso em: 1 out. 2007.

MELLO, F.H. de. **Agricultura brasileira: incerteza e disponibilidade de alimentos**. 1978. 99f. Tese (Livre Docência em Política Agrícola)- Universidade de São Paulo, São Paulo.

MELLO, F.H. de. Café brasileiro: não a um novo acordo internacional. **Revista de Economia Política**, Rio de Janeiro, v.13, n.4, p.37-46, out./dez. 1993.

MENDES, C.C.; TEIXEIRA, J.R. **Desenvolvimento econômico brasileiro: uma releitura das contribuições de Celso Furtado**. Brasília: UnB, 2004. 165p. (Série Textos para Discussão).

MESQUITA, J.M.C. de; REIS, A.J. dos; REIS, R.P.; VEIGA, R.D.; GUIMARÃES, J.M.P. Mercado de café: variáveis que influenciam o preço pago ao produtor. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.24, n.2, p.379-386, abr./jun. 2000.

MORICOCCHI, L.; MARTIN, N.B.; VEGRO, C.L.R. **Café: estabilização das cotações e novas estratégias**. São Paulo: IEA, 2002. Disponível em: <<http://ww.iea.sp.gov.br>>. Acesso em: 10 fev. 2009.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. Viçosa, MG: UFV, 2005. 120p.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do “Hedge” no mercado brasileiro de café arábica**. 2001. 147p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

NOGUEIRA, F.T.P.; AGUIAR, D.R.D.; LIMA, J.E. de. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.15, n.2, p.91-112, maio/ago. 2005.

PEREIRA, L.R.R. **Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo**. 2005. 166p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

PEREZ, P.L.; BACHA, C.J.C. Comercialização e comportamento dos preços da madeira serrada nos estados de São Paulo e Pará. **Revista de Economia Agrícola**, São Paulo, v.54, n.2, p.103-119, jul./dez. 2007.

PHILLIPS, P.C.B. Time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p.277-301, Mar. 1987.

PHILLIPS, P.C.B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for co-integration. **Econometrica**, Chicago, v.58, n.1, p.165-193, Jan. 1990.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometria**, Piracicaba, n.75, p.311-340, set. 1988.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometria**: modelos & previsões. Rio de Janeiro: Campus, 2004. 752p.

PIRES, M.M. **Impactos de especificidades regionais na competitividade da atividade cafeeira sobre a localização da produção e na re-distribuição espacial de renda**. 2001. 93f. Tese (Doutorado em Economia Rural)-Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

PLOSSER, C.I.; SCHWERT, G.W. Money, income and sunspots: measuring economic relationships and the effects of differencing. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.4, p.637-660, Feb. 1978.

PORTAL NIPPO-BRASIL. **Japão está interessado em comprar mais café do Brasil**. Disponível em: <<http://www.nippobrasil.com.br/campo/especiais/especial474.php>>. Acesso em: 3 fev. 2009.

RAVALLION, M. Testing marketing integration. **American Journal of Agricultural Economics**, Saint Paul, v.68, n.1, p.102-109, Mar. 1986.

SANTANA, A.C. Comercialização e integração de mercado na pecuária de corte do Estado do Paraná. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 36., 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: SOBER, 1998. p.653-668.

SEABRA, J.A.F. **Preços de cacau no mercado futuro de Nova York, Pará e Bahia**: análise de cointegração e causalidade. 2006. 97p. Dissertação (Mestrado em Economia)-Universidade da Amazônia, Belém.

SILVA, C.M.S.; ALMEIDA, E.F. **Formação de um mercado internacional de etanol e suas interrelações com os mercados de petróleo e açúcar**. Rio de Janeiro: UFRJ, 2006. Disponível em: <http://www.gee.ie.ufrj.br/publicacoes/pdf/2006_form_mercado.pdf>. Acesso em: 23 nov. 2007.

SILVA FILHO, O.C. da; FRASCAROLI, B.F.; MAIA, S.F. Transmissão de preços no mercado internacional da soja: uma abordagem pelos modelos armax e var. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A145.pdf>>. Acesso em: 15 fev. 2008.

SILVA JÚNIOR, L.H.; LIMA, R.C.; SAMPAIO, Y. Inter-relações entre os preços do açúcar no mercado internacional e no mercado do nordeste. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2007, Brasília. **Anais...** Brasília: Banco do Nordeste, 2007. Disponível em: <<http://www.banconordeste.com/content/aplicacao/Eventos/ForumBNB2007/docs/inter-relacoes-entre.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2008.

SOUZA, N.J.; STÜLP, V.J. Relações de trocas e causalidade de Granger entre preços pagos e recebidos pela agricultura brasileira, 1986/2004. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.43, n.2, p.267-285, maio/ago. 2005.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. **Econometria**. São Paulo: A.Wesley, 2004. 485p.

TERRITÓRIO CAFÉ. **Variações do café**. Disponível em: <<http://74.125.47.132/search?q=cache:2hnIdNpI2kkJ:www.territoriocafe.com/variacoes.htm+it%C3%A1lia+%2B+consumo+de+cafe&hl=pt-BR&ct=clnk&cd=20&gl=br>>. Acesso em: 15 nov. 2008.

TIMMER, C.P. Corn marketing. In: _____. **Corn economy of Indonesia**. Ithaca: Cornell University, 1987. p.201-234.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Economics, statistics and market information system**. Washington, 2008. Disponível em: <<http://usda.mannlib.cornell.edu/MannUsda/viewDocumentInfo.do?documentID=1046>>. Acesso em: 22 fev. 2008.

VARGINHA ONLINE. **Pesquisa intermediária da ABIC aponta aumento de consumo de café em 2008**. Disponível em: <http://74.125.47.132/search?q=cache:bySfPqBlyuYJ:www.varginhaonline.com.br/noticias/exibe_noticia.asp%3FID%3D14176+it%C3%A1lia+%2B+consumo+de+cafe&hl=pt-BR&ct=clnk&cd=3&gl=br>. Acesso em: 11 dez. 2009.