

DÊNIS ANTÔNIO DA CUNHA

INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE CAFÉ

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2008

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C972i
2008
Cunha, Dênis Antônio da, 1983-
Integração de preços no mercado internacional de café /
Dênis Antônio da Cunha. – Viçosa, MG, 2008.
xvi, 105f.: il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui anexos.

Inclui apêndice.

Orientador: Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 82-89.

1. Integração de mercados. 2. Café - Comércio. 3. Brasil -
Política comercial. I. Universidade Federal de Viçosa.
II. Título.

CDD 22.ed. 380.141373

DÊNIS ANTÔNIO DA CUNHA

INTEGRAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE CAFÉ

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 30 de junho de 2008.

Prof. Fernando Tadeu Pongelupe
Nogueira

Prof. Orlando Monteiro da Silva

Prof^a. Marília Fernandes Maciel Gomes

Prof. Marcelo José Braga
(Co-orientador)

Prof^a. Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale
(Orientadora)

*A Deus, pela grandiosidade da vida.
Aos meus pais, Gracinha e Antônio, e ao meu irmão, Diego,
motivos maiores de cada instante de meus esforços.
Aos meus tios, Imaculada e Hélio, e ao meu primo, Guilherme,
minha segunda família e meu porto seguro.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, fonte inesgotável de misericórdia, por me dar forças para não desistir jamais.

Aos meus pais, Gracinha e Antônio, e aos meus tios, Imaculada e Hélio, pelo trabalho árduo e incansável e por não terem medido esforços para que eu chegasse até aqui. Ao meu irmão, Diego, e ao meu primo, Guilherme, pela paciência e compreensão. À tia Dica e suas filhas, Kellen e Déa, por me ensinarem a levar a vida de um jeito mais tranquilo e paciente. À minha avó, Loza, à minha tia Aparecida, e aos demais tios e tias, primos e primas, por toda a ajuda concedida.

À Universidade Federal de Viçosa, pela excelência em ensino e pela competência de seus profissionais. Também pelo compromisso com a assistência estudantil, por meio da concessão de alojamentos e demais incentivos, permitindo que mais estudantes tenham acesso à universidade, contribuindo assim para um país mais justo e igualitário.

Aos departamentos de Economia (DEE) e Economia Rural (DER), pela formação acadêmica e pelas oportunidades de crescimento intelectual e profissional.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro, fundamental ao desenvolvimento deste trabalho.

À Prof^ª. Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale, pela orientação séria e comprometida; pela amizade e apoio emocional, indispensáveis à condução de

qualquer trabalho; e pelos exemplos de caráter, honestidade, amor ao próximo e profissionalismo.

Aos professores Marcelo José Braga e Antônio Carvalho Campos pela grande e fundamental contribuição ao longo da realização deste trabalho, não apenas com modelos teóricos e econométricos, mas com bons conselhos que, certamente, farão grande diferença em minha carreira profissional.

Ao Dr. José Luís dos Santos Rufino, pela constante boa vontade em ajudar, pela leitura do texto e por suas valiosas sugestões.

Ao Prof. Orlando Monteiro da Silva, pelo aconselhamento no início do curso, pela participação no seminário e na defesa e, principalmente, pelas palavras de incentivo.

Ao Prof. Fernando Tadeu Pongelupe Nogueira pela leitura atenciosa do texto e pelas sugestões que certamente enriqueceram o trabalho.

A todos os professores que vêm contribuindo para a minha formação, em especial aos do DER. Com carinho ao Prof. Roberto Serpa Dias, que me deu a primeira oportunidade de desenvolver um trabalho de pesquisa; à Prof^ª. Marília Fernandes Maciel Gomes, pelas sugestões de pesquisa e pela bondade de seus aconselhamentos; ao Prof. Maurinho Luiz dos Santos, por acreditar no meu trabalho e por ter me dado a chance de ensinar o pouco que sei de Microeconomia e aprender grandes lições por meio das monitorias de ERU 600.

Aos muitos funcionários da UFV com quem tive a oportunidade de conviver. Em especial à Nena, da BBT, à Júnia, do Serviço de Bolsa, ao Vicente, do RU, ao Luiz Franco, Gabriel, Rita, Luiz e Gracinha, do DEE. Aos funcionários do DER, Helena, Luiza, Tedinha, Élide, Antônio, Brilhante, Otto, Ruço, Rosângela, Maria, Dáphne e Verônica, pela disposição e prontidão em sempre me ajudar. Com afeição muito especial à Cida e Carminha.

Aos caros colegas Patrícia Rosado, Leonardo Bornacki e João Ricardo, pelos ensinamentos e experiência compartilhados.

A todos os amigos que tenho construindo ao longo da vida. Em especial aos velhos companheiros, Sueli, Janaína, Allyson, Daiane, Juliana, Clera, Eloina, Silmara, Renato, Josiane, Gilberto, Ana, Andreza, Agnaldo, Ernane, Ricardo e Rosângela; ao Marlon, Marcelo, Luciany, Alexandre, Márcia, Patrícia e Mirelle, pela amizade que construímos no mestrado; aos estimados novos amigos, Herbert e Gil, pelo carinho. Aos *insubstituíveis* Norberto, Humberto e Simone, pelos quais tenho

profunda admiração e respeito. À Luiza, pela paciência e pela bondade de seus gestos e, principalmente, por me fazer muito mais feliz.

Às minhas “avós” do Lar dos Velhinhos, por encherem de alegria e emoção a minha vida.

Por fim, a todas as pessoas que participaram e participam de minha vida, contribuindo para que eu seja um homem melhor.

BIOGRAFIA

DÊNIS ANTÔNIO DA CUNHA, filho de Antônio Alves da Cunha e Maria das Graças de Oliveira Cunha, nasceu em Capela Nova, Minas Gerais, em 12 de julho de 1983.

Em maio de 2002, iniciou o curso de Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais, graduando-se em outubro de 2006.

Também em outubro de 2006, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, concluindo os requisitos necessários para obtenção do título de *Magister Scientiae* em junho de 2008. Em agosto iniciou o curso de Doutorado em Economia Aplicada, nessa mesma Instituição.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE FIGURAS	xii
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. Regulamentação do mercado de café e efeitos sobre os preços	4
1.3. O problema e sua importância	5
1.4. Objetivos	8
2. REFERENCIAL TEÓRICO	9
2.1. Lei do Preço Único	10
2.2. Integração de Mercados	11
2.3. Concorrência imperfeita no mercado internacional de café	14
2.4. Interdependência Oligopsônica	17
3. MODELOS DE INTEGRAÇÃO DE MERCADOS	22
3.1. Regressão simples e correlação de preços	22
3.2. Modelo de Ravallion	24
3.3. Modelo <i>Switching Regime</i>	25
3.4. Modelo de Co-integração	26
3.5. Modelo <i>Threshold Cointegration</i>	29
3.6. Metodologias Complementares	32
3.6.1. Causalidade de Granger	32
3.6.2. Funções de impulso-resposta e perfil de persistência	33
4. METODOLOGIA	35
4.1. Estacionariedade	36

4.1.1. Teste de Dickey-Fuller.....	36
4.1.2. <i>Outliers</i> em séries temporais e teste de estacionariedade	38
4.2. Co-integração	41
4.2.1. Padrão de integração	44
4.3. Perfis de Persistência.....	44
4.4. Dados utilizados	46
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	49
5.1. Análises preliminares das séries de preços	49
5.2. Identificação dos preços integrados no mercado internacional de café	57
5.3. Padrão de transmissão de preços.....	64
5.4. Grau de integração	73
6. CONCLUSÕES	78
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	82
APÊNDICE A – ANÁLISE DE SAZONALIDADE	90
APÊNDICE B – TESTE DE <i>CHOW</i>	97
ANEXOS	99

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Participação percentual de países selecionados na produção mundial de café, de 1990 a 2007	2
Tabela 2 – Valores críticos para o teste de identificação de outliers proposto por Perron e Rodriguez (2003)	40
Tabela 3 – <i>Outliers</i> identificados pelo teste de Perron e Rodriguez (2003) no logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo	54
Tabela 4 – Resultado do teste ADF para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo	56
Tabela 5 – Resultado do teste ADF para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta nas quais foram encontrados <i>outliers</i>	57
Tabela 6 – Resultado dos testes de seleção de defasagens para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo	58
Tabela 7 – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries de preços em análise	59
Tabela 8 – Teste de razão de verossimilhança de restrições aos parâmetros de co-integração (β 's) e de ajustamento (α 's) relacionados a cada um dos preços que compõem o espaço de co-integração.....	60
Tabela 9 – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007	65

Tabela 10 – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005	65
Tabela 11 – Coeficientes de ajustamento do VEC (α 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007	68
Tabela 12 – Coeficientes de ajustamento do VEC (α 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005	69
Tabela 13 – Teste de razão de verossimilhança para a hipótese de perfeita integração entre pares de preços	71
Tabela 14 – Perfis de persistência medianos (PP) de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração	75
Tabela 15 – Perfis de persistência medianos, de janeiro de 1990 a maio de 2005	76
Tabela 1A – Teste de sazonalidade determinística mensal para o logaritmo das séries mensais de preços de café das espécies arábica (janeiro de 1990 a junho de 2007) e robusta (janeiro de 1988 a maio de 2005) utilizadas no estudo	94
Tabela 2A – Resultados do teste de raiz unitária sazonal para o logaritmo das séries mensais de preços de café das espécies arábica (janeiro de 1990 a junho de 2007) e robusta (janeiro de 1988 a maio de 2005) utilizadas no estudo	96
Tabela 3A – Produção e exportação mundial de café, em milhões de sacas de 60 quilos, de 1995 a 2007	100
Tabela 4A – Coeficientes de correlação simples entre os preços de café arábica utilizados na estimação do modelo VEC	100
Tabela 5A – Coeficientes de correlação simples entre os preços de café robusta utilizados na estimação do modelo VEC	100
Tabela 6A – Estatísticas descritivas dos preços de café arábica e robusta utilizados na estimação dos modelos VEC.....	101
Tabela 7A – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF pelo procedimento de Doldado et al. (1990).....	101
Tabela 8A – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries de preços de café robusta (IND, IDN, BRR, VNM e PIR)	102
Tabela 9A – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007, normalizados em relação ao Brasil	102

Tabela 10A – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005, normalizados em relação ao Vietnã.	102
Tabela 11A – Perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração para o mercado de café arábica, de janeiro de 1990 a maio de 2007.....	103
Tabela 12A – Perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração para o mercado de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005.....	104
Tabela 13A – Comparação dos perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração, para os mercados de café arábica e robusta, de janeiro de 1990 a maio de 2005.....	105

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Equilíbrio entre países produtores e companhias processadoras durante o AIC.....	15
Figura 2 – Equilíbrio entre países produtores e companhias processadoras após o AIC.....	16
Figura 3 – Representação do modelo de integração sob oligopsônio.....	18
Figura 4 – Efeito <i>threshold</i> entre duas séries de preços.....	30
Figura 5 – Procedimento seqüencial para a realização do teste ADF.....	38
Figura 6 – Preços de café arábica, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, em US\$/60 kg.	50
Figura 7 – Preços de café robusta, no período de janeiro de 1988 a maio de 2005, em US\$/60 kg.	51
Figura 8 – Ajustamento das relações de co-integração entre os preços de café arábica a um choque em todo o sistema, de janeiro de 1990 a maio de 2007.....	74
Figura 9 – Ajustamento das relações de co-integração entre os preços de café robusta a um choque em todo o sistema, de janeiro de 1988 a maio de 2005.....	74

RESUMO

CUNHA, Dênis Antônio da, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, junho de 2008.
Integração de preços no mercado internacional de café. Orientadora: Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale. Co-orientadores: Marcelo José Braga e Antônio Carvalho Campos.

Até 1989 o mercado de café foi marcado por um longo histórico de regulamentação. Além do Acordo Internacional do Café, que ditava as regras em nível internacional, em cada país o preço pago aos produtores era determinado pelo Estado de acordo com as necessidades locais, independentemente das condições de oferta e demanda. Como isso era feito de maneira distinta em cada país, os preços deixavam de refletir qualquer tendência de equilíbrio. Assim, o principal objetivo deste estudo foi investigar se, com a liberalização, os preços em nível de produtor passaram a ser integrados, compartilhando uma tendência comum de comportamento no longo prazo. Foi analisado também o grau de integração, medido pelo tempo necessário para que o mercado retornasse ao equilíbrio após um choque. O trabalho foi fundamentado na teoria de integração de mercados e nas relações estabelecidas entre produtores e firmas processadoras, que caracterizam um processo de interdependência oligopsônica. Analiticamente, utilizou-se um modelo multivariado de co-integração, por meio do procedimento de Johansen (1988), e perfis de persistência. Os resultados indicaram que Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, representantes do mercado de café arábica (no período de janeiro de 1990 a junho de 2007) foram integrados entre si. Igualmente, os preços de café

robusta do Vietnã, Brasil e Indonésia (entre janeiro de 1988 e maio de 2005) também foram integrados. Em cada país, os preços reagiram de maneira significativa às alterações no preço internacional. Acredita-se que o fato de poucas firmas controlarem o comércio de café verde, comprando o produto dos mesmos exportadores e, possivelmente, aplicando políticas semelhantes, permitiu que houvesse co-movimento de preços. Contudo, não se deve negligenciar o papel das condições da oferta para explicar essa integração. O padrão de relacionamento não foi caracterizado por extrema interdependência ou integração perfeita e deixou claro que questões relativas à liberalização do mercado ainda exercem influência sobre o equilíbrio de longo prazo. Os ajustes mais rápidos ocorreram entre os preços internacionais e os do Brasil e Vietnã, numa clara indicação de que, quanto maior a participação na produção e exportação, mais alto é o grau de integração. Concluiu-se, portanto, que no período analisado houve um fluxo comum e único de informações ao longo dos diversos *players* do setor, que responderam às condições do mercado mundial. Uma conclusão geral é a de que o mercado não é segmentado e há transmissão de preços, mesmo prevalecendo uma estrutura de concorrência imperfeita e, portanto, políticas de controle de preços não são mais viáveis.

ABSTRACT

CUNHA, Dênis Antônio da, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, June of 2008.
Price integration in the international coffee market. Adviser: Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale. Co-Advisers: Marcelo José Braga and Antônio Carvalho Campos.

Until 1989, the coffee market was marked by a long history of regulation. In addition to the International Coffee Agreement, which dictated the rules at an international level, in each country the price paid to producers was determined by the state according to local needs, regardless the conditions of supply and demand. It was made in a different way in each country. Thus, prices didn't reflect any trend of balance. Thus, the main purpose of this study was to investigate if, with the liberalization, the prices at the producer level have been integrated, sharing a common trend of behavior in long term. It was also examined the degree of integration, measured by the required time for the market to return to the balance after a shock. The study was based on the theory of market integration and on the relationship between producers and processing firms, which characterize a process of oligopsonistic interdependence. Analytically, it was used a multivariate model of cointegration (the reduced VAR proposed by Johansen, 1988) and persistence profiles. The results indicated that Brazil, Colombia, Mexico, Guatemala, Honduras and Peru, representatives of the arabica coffee market (from January 1990 to June 2007) were integrated with each other. Plus, prices of robusta coffee from Vietnam, Brazil and Indonesia (between January 1988 and May 2005) were also integrated. In each country, prices reacted to changes in the international price. It is believed that

the fact of few companies control the trade of green coffee, buying the products from the same exporters, and possibly applying similar policies, allowed the existence co-movement of prices. However, we should not neglect the role of the conditions of the supply to explain this integration. The pattern of relationship was not characterized by strong interdependence or perfect interaction and it remained clear that questions concerning to the market liberalization also influence in the long term balance. The most quick adjustments occurred between international prices and those of Brazil and Vietnam, a clear indication that the higher the participation in the production and export the higher degree of integration. Therefore, in the analyzed period there was a common and unique flow of information throughout the players in the industry, which responded to market conditions worldwide. A general conclusion is that the market is not segmented and there is transmission of prices, even being prevalent a structure of imperfect competition. This way, policies to control prices are no longer viable.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

O café é um dos produtos primários de maior valor e dinamismo comercial. Seu cultivo, processamento, comércio, transporte e *marketing* geram emprego e renda para milhões de pessoas, sendo um produto estratégico para a economia de muitos países em desenvolvimento das Américas, Ásia e África. No mercado internacional de café, o comércio absorve grande parcela da produção, uma vez que o consumo ocorre principalmente em regiões não produtoras (com exceção do Brasil, que ocupa a segunda posição em termos do consumo mundial).

Existem várias espécies, mas as comercialmente relevantes são a arábica e a robusta (ou *conillon*), que apresentam dinâmicas distintas de mercado. O café arábica é o mais cultivado e comercializado mundialmente. Por ser considerado um produto de qualidade superior, utilizado basicamente em *blends*, e de grande aceitação em todos os mercados consumidores, possui maiores preços. A espécie robusta corresponde a cerca de 40% do café produzido mundialmente, possui trato mais rude, grande resistência a pragas e menor custo de produção; é menos valorizada no mercado e utilizada na produção de café solúvel e expresso (ORMOND et al., 1999; UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA , 2007).

O Brasil é o maior produtor mundial de café, embora sua participação no mercado tenha decrescido significativamente ao longo do século XX. O Vietnã, que é especializado na produção de robusta, e a Colômbia, tradicional produtora de café arábica, ocupam, respectivamente, a segunda e a terceira posição em relação à oferta

mundial. Outros países importantes nesse mercado são Indonésia e Índia, no continente asiático, e México e Guatemala, no americano (Tabela 1).

Tabela 1 – Participação percentual de países selecionados na produção mundial de café, de 1990 a 2007

<i>Países</i>	<i>1990</i>	<i>1995</i>	<i>2000</i>	<i>2005</i>	<i>2007*</i>
Brasil	40,01	18,72	29,03	32,15	29,47
Vietnã	1,49	4,39	12,77	12,17	14,39
Colômbia	15,25	14,42	8,94	10,64	10,10
Indonésia	7,98	6,46	5,53	6,01	5,58
Índia	3,03	4,14	4,27	4,11	3,87
México	5,01	6,02	4,51	3,56	3,66
Guatemala	3,51	4,26	3,82	3,21	3,05
Outros	23,72	41,59	31,11	28,13	29,88

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do USDA (2007).

(*) dados até junho/2007.

Com a desregulamentação do mercado, a partir de 1989, cresceu a competição entre os países, com vistas em aumentar sua parcela de mercado. De acordo com Gómez e Castillo (2001), conquistar novos mercados passou a ser a principal forma de auferir maiores lucros, já que houve uma transferência de poder de mercado dos produtores para os consumidores. O Vietnã destaca-se nesse processo, pois enquanto os demais mantiveram sua produção e exportação relativamente constantes, esse país passou de sexto para segundo maior produtor e exportador mundial.

O continente americano responde pela maior parcela da produção e exportação de café arábica. Em termos de participação no comércio internacional dessa espécie, os países que se destacam são Brasil (42,6%), Colômbia (16,6%), Guatemala (5,6%), Peru (5,3%), Honduras (4,8%), México (4,3%) e Costa Rica (2%) (USDA, 2007). Se forem consideradas apenas as exportações mundiais do tipo arábica, o continente representa aproximadamente 85% (USDA, 2007).

Nas Américas também estão os dois maiores consumidores mundiais de café. Em primeiro lugar os Estados Unidos, com consumo médio anual de 20 milhões de sacas, seguidos do Brasil, com 16,33 milhões de sacas. Os dois países respondem por

aproximadamente um terço de todo o consumo mundial do produto (Associação Brasileira da Indústria de Café – ABIC, 2007).

Por se adaptar facilmente a áreas quentes e de clima úmido, o café robusta é bastante cultivado no sudoeste da Ásia e no continente africano. Na América do Sul, somente o Brasil e o Equador o produzem de modo significativo. A América Central e, principalmente, o México também têm aumentado a sua produção, porém de forma ainda pouco expressiva (ORMOND et al., 1999; PONTE, 2002).

A Ásia e o Brasil vêm substituindo a África no fornecimento de robusta ao mercado internacional. Em 2007, conforme dados do USDA (2007), Vietnã, Brasil, Indonésia e Índia, juntos, responderam por cerca de 72% da produção e 78% das exportações dessa especialidade. À exceção do Brasil, no qual apenas um terço da produção refere-se à espécie robusta, os demais países são especializados nesse tipo de café. Na produção indiana, a proporção é de aproximadamente 60%, na Indonésia, varia entre 85% e 90%, enquanto a vietnamita ultrapassa 95%.

Embora o café arábica seja o mais comercializado, nos últimos anos a demanda por robusta tem aumentado. Entre 1995 e 2006, sua produção e exportações cresceram à taxa anual média de 3,4% e 2,1%, respectivamente, enquanto as de arábica foram 1,2% e 1,4%¹. Os preços mais baixos e o aumento de sua utilização na elaboração de *blends* pelas companhias processadoras do setor têm contribuído para essas taxas de crescimento maiores do que as de arábica. O aumento da importância dessa variedade no comércio internacional também se deve à expansão do consumo de café solúvel em países da Ásia e do leste europeu (SAES; MIRANDA, 2006b).

O Vietnã, maior produtor e exportador de café robusta, tem grande importância nesse cenário. Sua produção, que conta com grandes índices de produtividade (cerca de 32 sacas por hectare, o que representa quase o dobro da produção de *conillon* no Brasil), destina-se, basicamente, à exportação (mais de 90%). A expansão do país no mercado é um processo recente, datando da década de 1990 (no período de 1995 a 2006 suas exportações aumentaram, em média, 13% ao ano). É importante ressaltar que grande parte desse crescimento se deve aos seus baixos custos de produção.

O cultivo do café tem forte influência na economia de muitos dos países que o produzem. Embora não tenha a mesma dimensão de meados do século XX, ainda

¹ A Tabela 3A contém os dados de produção e exportação utilizados nos cálculos das taxas médias de crescimento anual.

tem importante participação na geração de renda. Na Colômbia e alguns países centro-americanos, é o principal produto de exportação. No Vietnã, o café foi escolhido pelo governo, em meados dos anos 1990, como um meio de trazer prosperidade à população rural.

Nos principais países produtores de café, à exceção do Brasil, grande parte da produção é realizada em áreas menores que dois hectares e, muitas vezes, em regiões íngremes ou de difícil acesso. Essas características, somadas à ampla diversidade de clima, solo e recursos naturais das regiões, fazem com que a produção seja organizada de distintas formas, resultando em sistemas produtivos com diferentes níveis tecnológicos. A grande disponibilidade de mão-de-obra em alguns países proporciona baixa tecnificação; por outro lado, em alguns são utilizadas técnicas modernas, como irrigação e mecanização dos tratos culturais e colheita (VERÍSSIMO, 2003).

1.2. Regulamentação do mercado de café e efeitos sobre os preços

É amplamente conhecido que o mercado de café tende a gerar pronunciados ciclos de excessos e escassez, de preços baixos e altos. Considerando a relativa estabilidade da demanda, a explicação para o fenômeno está nas limitações de resposta da oferta. Quando há aumento de preços, os produtores respondem com o plantio de novos cafezais. Contudo, o produto dessas plantações se manifestará com alguma defasagem, permitindo que o preço se mantenha em nível elevado, estimulando, assim, maiores expansões na capacidade produtiva. Após alguns anos, até que toda a nova capacidade seja utilizada, a produção continua crescendo. A oferta torna-se relativamente muito elevada para as possibilidades de absorção do mercado, crescem os estoques e os preços são conduzidos a níveis mais baixos (MUELLER, 1971; BACHA, 1992).

Devido a essa peculiaridade, ao longo do século XX houve uma série de intervenções no mercado de café. Inicialmente, as ações eram conduzidas pelos países produtores, já que obtinham grande parte de sua renda da economia cafeeira. O Brasil tinha papel de destaque nesse processo e, até meados do século, atuou diretamente no processo de formação dos preços externos (em função de sua elevada parcela de mercado, que, nas primeiras décadas dos anos 1900, chegou a 75% da produção mundial).

Segundo Bragança (2005), as intervenções brasileiras fazem parte da longa história de regulamentação desse mercado, que teve no Acordo Internacional do Café (AIC) um de seus atos mais importantes. O AIC entrou em operação em 1963, com o objetivo de sustentar os preços no mercado externo, mediante controle da oferta dos países membros. Seu instrumento principal era um sistema de quotas, com o propósito de impedir que os excessos de produção chegassem ao mercado, evitando-se, dessa forma, quedas no preço. Entretanto, a intervenção no mercado fazia com que os ciclos se tornassem mais pronunciados, já que os períodos de alta eram prolongados e, como consequência, cortes de produção cada vez maiores eram necessários em épocas subseqüentes (BACHA, 1992)².

Ao mesmo tempo, internamente, cada país tinha instituições públicas responsáveis pela determinação de preços e vendas ao exterior. De acordo com Geer (1971), as políticas nacionais afetavam os preços internos independentemente de mudanças na produção e no consumo, fazendo com que deixassem de refletir qualquer tendência de equilíbrio de longo prazo. Conforme Ponte (2002), os preços pagos aos produtores eram fixados em níveis acima do equilíbrio de mercado, o que era realizado distintamente em cada país, de acordo com necessidades locais.

A estabilização artificial de preços, além de cara e ineficiente, criava um grande diferencial entre os preços internacionais e aqueles recebidos pelos produtores locais. Mehta e Chavas (2008) exemplificaram essa situação afirmando que a regulamentação fazia com que os preços brasileiros de café, em nível de produtor, não fossem conectados aos preços praticados no mercado externo.

1.3. O problema e sua importância

O AIC foi suspenso em 1989 e, a partir de então, tem havido uma contínua liberalização internacional do setor cafeeiro. Enfrentando esquemas de estabilização caros e ineficientes, além de pressões externas com relação a reformas nos mercados de *commodities* agrícolas, a maioria dos países produtores implementou uma substancial liberalização de seus mercados de café, dissolvendo agências públicas de regulação, abandonando os projetos de controle dos preços pagos aos produtores e

² Há uma ampla literatura que trata do AIC, podendo-se citar os trabalhos de Geer (1971), Mueller (1971) e Akiyama e Varangis (1990). Para uma análise das políticas brasileiras de valorização de preços do café, ver Bacha (1992).

permitindo a operação de agentes privados na comercialização³ (MAY et al., 2004; GONZÁLEZ, 2007).

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), em geral, a liberalização de mercados tem efeitos sobre o equilíbrio de preços no longo prazo, já que permite a exposição das condições locais às de outras regiões. Portanto, este trabalho pretende averiguar se, com o fim da regulação, os preços pagos aos produtores passaram a ser integrados. Em outras palavras, deseja-se investigar se há equilíbrio de preços em longo prazo entre os principais países produtores, ou seja, se compartilham uma tendência comum e única de comportamento.

É importante entender a dinâmica de relacionamento entre os países produtores, analisando com que intensidade os movimentos de preço em uma região influenciam as demais, ou ainda, se há uma localidade responsável por alterações em todas as outras. Tal conhecimento pode contribuir para a formulação de políticas setoriais, permitindo levar em conta, além das condições internas, os possíveis impactos de mudanças nos preços dos demais competidores. A existência de integração poderia também incentivar ações conjuntas para fazer frente ao crescente poder de mercado dos consumidores. Segundo Rosado (2006), estudos dessa natureza permitem ainda avaliar a eficiência com que o mercado está operando.

Embora não haja um consenso na literatura a respeito do conceito de integração de mercado, este trabalho considera que, como em Fackler e Goodwin (2001) e González-Rivera e Helfand (2001), localidades espacialmente separadas e que comercializam um mesmo produto formarão um mercado integrado se compartilharem informações de longo prazo semelhantes. Os preços praticados em cada uma delas deverão responder não apenas às variações de suas próprias ofertas e demandas, mas também às mudanças dessas variáveis nas outras regiões que compõem o mercado. Além disso, o fato de duas ou mais regiões não comercializarem diretamente entre si não impede a integração, que poderá ocorrer devido à ligação comercial com uma terceira localidade que faça parte da mesma rede de comércio.

³ A liberalização dos mercados nacionais vem gerando muitas discussões, haja vista a contínua queda nos preços pagos aos produtores, quando se observa a média do período do AIC. Os preços menores e muito mais voláteis causam impactos negativos, principalmente nos pequenos produtores, que são maioria em alguns dos países aqui estudados. Não obstante, como esse tema foge aos objetivos deste trabalho, mais detalhes podem ser obtidos em May et al. (2004).

Mesmo não existindo um comércio expressivo de café verde entre os países produtores e exportadores, é plausível admitir que façam parte de um sistema único de comércio, já que são ligados indiretamente por meio de mercados importadores comuns. Por exemplo, os principais destinos das exportações brasileiras e vietnamitas são Alemanha (20% e 15%, respectivamente), EUA (18% e 12%), Itália (11% e 8%) e Japão (9% e 4%); a maior parcela das vendas mexicanas destina-se ao mercado norte-americano (mais de 70%); os EUA também são o principal mercado para o café da Colômbia, Guatemala e Indonésia (35%, 45% e 21%, respectivamente), que igualmente o exportam para o Japão (15%, 16% e 16%) e Alemanha (14%, 8% e 16%); a Itália é o maior comprador da Índia (25%), seguida da Rússia (11%) e Alemanha (9%) (ABIC, 2007; Observatorio Agrocadenas, 2007; Asociación Nacional del Café – ANACAFÉ, 2007; Consejo Mexicano del Café – CMC, 2007; USDA, 2007).

Há muitos estudos sobre preços de café. No entanto, a maior parte deles trata de questões relativas aos impactos do AIC sobre o mercado, podendo-se citar os de Mueller (1971), Geer (1971), Ford (1978) e Akiyama e Varangis (1990). Trabalhos mais recentes, como os de Gómez e Castillo (2001) e Mehta e Chavas (2008), abordam as relações entre preços em nível de produtor, atacado e varejo, ou a integração entre preços no mercado futuro, a exemplo de Valente e Braga (2006). Nogueira (2005) e Nogueira et al. (2005) estudaram a integração dos mercados de café arábica e robusta, nacional e internacionalmente, mas limitaram-se às relações com os preços do Brasil. González (2007) analisou o relacionamento entre preços ao produtor de diversos países, avaliando o impacto da liberalização do mercado ocorrida na década de 1990.

O que se percebe é que não foi analisada a integração entre preços internacionais de café dos vários países produtores, considerando análises distintas para as espécies arábica e robusta. O presente trabalho procurou preencher essa lacuna da literatura. Contudo, deve-se destacar que o objetivo do estudo não foi a investigação da *integração física* dos mercados e os mecanismos de arbitragem que a assegurariam; tampouco se pretendeu analisar a *formação* de preços de café. O que se desejou foi identificar se, em nível de produtor, os preços de localidades distintas guardam um equilíbrio de longo prazo pós-desregulamentação do mercado.

Foram testadas duas hipóteses, com base na caracterização anterior do problema. A primeira é a de que os países produtores de café, embora não o

comercializem expressivamente entre si, formam um mercado integrado, em função de suas relações indiretas, possibilitadas por importadores comuns. Na construção da outra hipótese foi levado em consideração que o mercado de café robusta apresenta um volume menor de transações, o que possivelmente faz com que seus agentes tenham acesso a um fluxo inferior de informações. Dessa forma, a segunda pressuposição testada foi que o mercado de arábica é mais integrado do que o de robusta.

1.4. Objetivos

O objetivo principal deste estudo foi verificar se há integração entre os preços dos principais países produtores de café arábica e robusta, bem como os preços praticados no mercado internacional, a partir da desregulamentação do setor. Como o mercado apresenta dinâmicas diversas para as duas espécies, a análise foi realizada separadamente.

Especificamente, pretendeu-se:

- a) Analisar a transmissão entre os preços do mercado mundial e os preços internos dos principais produtores de café arábica e robusta.
- b) Verificar o padrão de interdependência, explicando como a informação contida nos preços é transmitida entre as localidades no curto e longo prazo.
- c) Determinar o grau de integração do mercado, ou seja, qual o tempo necessário para que um choque de preços seja absorvido pelo sistema.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

De acordo com Stigler e Sherwin (1985), o mercado de um bem é a área na qual seu preço é determinado e tende à uniformidade, devido à negociação entre fornecedores e consumidores. Se houver um único preço dentro de certos limites geográficos, isso significa que os compradores e, ou, vendedores, considerando os custos de transporte, avaliam as transações em qualquer localidade dessa área como substitutas (no limite, substituição perfeita).

Assim como nessa definição de mercado, os estudos relacionados ao tema “integração de mercados” também consideram o preço como a principal variável. Em geral, nessas análises são enfocadas as relações entre preços em diferentes localidades, que podem estar num mesmo país, ou em países, regiões ou blocos econômicos diferentes, avaliando quão relacionados eles estão.

O entendimento do processo de integração por uma ótica de concorrência imperfeita é o modo mais adequado de analisar as relações entre preços no mercado internacional de café. A justificativa é que, desde a desregulamentação do setor, os importadores têm crescido em tamanho e se reduzido em número, o que aumenta seu poder de barganha com relação aos países produtores. Configura-se, dessa forma, um oligopsonio, no qual os produtores têm cada vez menos controle sobre o preço que recebem (CALFAT; FLORES JUNIOR, 2002).

Portanto, o referencial teórico utilizado neste estudo teve como base a teoria de integração de mercados, na forma como foi apresentada em Fackler e Goodwin

(2001) e González-Rivera e Helfand (2001), e o modelo de interdependência oligopsonica proposto por Faminow e Benson (1990).

2.1. Lei do Preço Único

A Lei do Preço Único (LPU) é um dos principais fundamentos associados à corrente teórica que considera a interdependência dos mercados como o resultado de ações competitivas por parte de arbitradores que buscam lucros. Ainda que essa não seja a pressuposição deste trabalho, o conceito é aqui apresentado com o objetivo de tornar mais clara sua diferença em relação ao conceito de integração apresentado a seguir.

De acordo com a LPU, os preços de bens homogêneos, transacionados em mercados concorrenciais, livres de custos de transação e barreiras oficiais às trocas, serão iguais quando expressos na mesma moeda. Se houver diferença entre os preços, os arbitradores comprarão o produto no mercado de preço mais baixo e o venderão onde for mais caro, até que a diferença máxima seja o custo de transporte entre as regiões, ou seja:

$$P_i - P_j \leq T_{ji} \quad (1)$$

em que P_i e P_j representam, respectivamente, o preço do bem nas regiões i e j ; e T_{ji} , os custos de transação, incluindo os custos de transporte entre as localidades j e i . Essa relação deverá ocorrer se houver regularidade no comércio direto entre as duas regiões e é conhecida como condição de arbitragem espacial (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

De modo geral, a LPU assume que os mercados funcionam de maneira eficiente, conforme as características de competição e arbitragem perfeitas.

Um modelo clássico para a LPU foi proposto por Richardson (1978):

$$P_{it} = \beta_0 P_{jt}^* \pi_t^{\beta_1} T_t^{\beta_2} R_t^{\beta_3} \quad (2)$$

no qual P_{it} é o preço do bem no país i , no período t ; P_{jt}^* , o preço no país j no período t ; π_t , a taxa de câmbio; T_t , os custos de transporte do bem entre os países; R_t , outros fatores que podem causar diferenciais de preços entre as duas localidades; e $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ são parâmetros, sendo β_1 a elasticidade de transmissão de preços.

A validade exata da LPU requer que o preço doméstico de um bem, realizados os ajustamentos de câmbio, custos de transferência ou de qualquer

diferença em qualidade, seja igual ao seu preço no mercado externo. Se $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 1$ e $\beta_4 = 0$, a LPU será garantida e, dessa forma, as variações no preço internacional serão inteiramente transmitidas ao preço doméstico.

Há na literatura, segundo Fakler e Goodwin (2001), três versões diferentes para a LPU: (i) *versão fraca*: refere-se à própria condição de arbitragem espacial ($P_i - P_j \leq T_{ji}$); (ii) *versão forte*: considera um fluxo contínuo de comércio e garantia da arbitragem ($P_i - P_j = T_{ji}$), fazendo com que, no longo prazo, variações de preços num mercado sejam transmitidas proporcionalmente aos preços praticados em outro, de maneira que a elasticidade de transmissão de preços seja igual a 1; é, portanto, um teste de integração perfeita, mas que não exclui a possibilidade de desajustes dos preços no curto prazo – essa é a versão freqüentemente testada; e (iii) *versão agregada ou Paridade de Poder de Compra*: definida em termos de índices de preços, indica que a taxa de troca entre bens comercializáveis é proporcional à relação dos níveis de preços em dois países.

Embora seja a fundamentação da maioria dos estudos sobre integração de mercados, o suporte teórico para a LPU é bastante limitado, por, no mínimo, três razões. De acordo com Ravallion (1986), as dificuldades começam pela arbitragem, pois existem diversos impedimentos para que seja eficiente, como as barreiras comerciais, informação imperfeita e aversão ao risco. Nesta linha, Fakler e Goodwin (2001) argumentam que os custos de transação, que podem envolver restrições de natureza contratual, e, principalmente, custos de transporte, comprometem o fluxo físico de bens. O segundo motivo é que na maioria dos mercados não há competição perfeita, o que possivelmente dá às firmas poder de mercado e de discriminação de preços (STIGLER; SHERWIN, 1985; RAVALLION, 1986). Por fim, a LPU requer que um dos preços seja exógeno; esta é uma pressuposição forte, já que os preços em duas regiões podem ser determinados simultaneamente, pois os agentes trabalham em vários mercados, ou devido às informações que fluem entre eles.

2.2. Integração de Mercados

Segundo Fakler e Goodwin (2001), a integração de mercados refere-se à interdependência entre os preços em diferentes regiões, ao longo do tempo. Por compartilharem informações de longo prazo semelhantes, os preços de um mercado integrado sofrerão influências não apenas das condições de oferta e demanda locais,

mas também das condições das demais localidades. Dessa forma, a integração pode ser vista como uma medida do grau em que os choques de demanda e oferta que surgem numa região são transmitidos a outra. Essa proposição é representada pela *razão de transmissão de preços*, R_{ij} , associada a um choque hipotético na região i , ε_i (por exemplo, um excesso de oferta):

$$R_{ij} = \frac{\partial P_j / \partial \varepsilon_i}{\partial P_i / \partial \varepsilon_i} = \frac{\partial P_j}{\partial P_i} \quad (3)$$

em que $\partial P_j / \partial \varepsilon_i$ representa a variação infinitesimal do choque econômico que modifica o preço do bem na região j , enquanto $\partial P_i / \partial \varepsilon_i$ é a variação infinitesimal do choque que altera o preço na região i . Se R_{AB} for igual à unidade, uma mudança no preço de i será transmitida na mesma intensidade a j e as duas localidades serão perfeitamente integradas. No caso de mercados perfeitamente integrados, em que a variação no preço de uma região é transmitida de maneira completa à outra, integração e LPU são conceitos equivalentes (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Nesse sentido, a movimentação conjunta de preços, ou seja, sua interdependência, é uma condição para a integração, indicando que ela não depende exclusivamente da arbitragem, ou de que os mercados estejam ligados diretamente por comércio. De acordo com Stigler e Sherwin (1985), a existência de um fluxo direto de comércio entre duas regiões não é uma condição suficiente para se concluir que mercados sejam integrados; nas áreas em que há um grande fluxo de bens, a discriminação de preços pode criar diferenciais entre elas, levando-as à segmentação. De maneira complementar, segundo Li e Barrett (1999), duas localidades podem ser integradas, ainda que imperfeitamente, se um fluxo físico de mercadorias ocorre ou não entre elas.

Em suma, não é necessário que duas ou mais regiões tenham comércio direto para que sejam integradas. As alterações de preço podem ser transmitidas indiretamente, por uma rede de comércio. Duas localidades, i e j , produtoras e exportadoras de uma mesma *commodity*, podem estar fortemente integradas devido às relações comerciais comuns com uma terceira região, y . Nesse caso, em vez de um fluxo físico de bens, o que existe é uma rede de comércio e de informação conectando os mercados (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Considerando as proposições teóricas existentes, González-Rivera e Helfand (2001) estabeleceram que um mercado com k localidades, geograficamente distintas, será considerado integrado se duas condições forem satisfeitas:

- i) Deve existir um fluxo físico de bens, direta ou indiretamente, que conecte as k regiões.
- ii) As localidades devem ter um vetor de preços, $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{kt}\}$, que possa ser decomposto em um componente permanente, ou de longo prazo, e um componente transitório, de curto prazo.

Conforme González-Rivera e Helfand (2001), mercados integrados são compostos por localidades cujos preços possuem tendência semelhante de comportamento, ou seja, compartilham um *fator integrador comum* (FIC). Para a discussão dos aspectos formais do FIC, parte-se do vetor de preços P_t (neste trabalho, preços de café arábica e robusta), estacionário em primeira diferença (ou seja, integrado de ordem 1, $I(1)$)⁴:

$$P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{kt}\} \quad (4)$$

em que p_{it} é o logaritmo do preço de café no mercado i , no tempo t .

Como já mencionado, P_t deverá se decomposto em dois componentes, um permanente e outro provisório, isto é:

$$P_t = A_{k \times s} f_t + \tilde{P}_t \quad (5)$$

em que f_t é um vetor de s fatores de raízes unitárias comuns, com $s < k$; e \tilde{P}_t , um vetor de componentes estacionários $I(0)$.

Os elementos de P_t podem ser explicados por uma combinação linear de um número menor de fatores comuns $I(1)$ (f_{jt} , ou seja, os componentes permanentes) e um componente transitório $I(0)$, por exemplo, $p_{it} = \sum_{j=1}^s a_{ij} f_{jt} + \tilde{p}_{it}$. Assume-se que, no longo prazo, as variáveis p_{it} movem-se conjuntamente, pois compartilham a mesma tendência estocástica.

A relação (5) é chamada de *representação comum* e somente existirá se houver $(k - s)$ vetores de co-integração entre os elementos do vetor P_t . Dessa forma,

⁴ A discussão a respeito de estacionariedade das séries de preços em estudo é feita no capítulo 4.

se há k séries de preços, poderão existir r vetores de co-integração e s fatores (tendências) comuns, de modo que $r + s = k$ ⁵.

A correta definição do mercado econômico integrado não compreende apenas as regiões nas quais o bem é produzido e, ou, consumido; sua determinação requer a existência de uma, e apenas uma, tendência estocástica comum a todos os preços. Um mercado integrado, portanto, terá $s = 1$, ou seja, seus preços compartilham a mesma informação de longo prazo. Se houvesse mais de uma tendência comum, duas, por exemplo, alguns preços poderiam ser gerados pela primeira, outros pela segunda, e alguns por uma combinação das duas. Não existiria integração, pois os movimentos de preços no longo prazo seriam governados por componentes distintos (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001).

2.3. Concorrência imperfeita no mercado internacional de café

A estrutura do mercado internacional de café verde pode ser descrita como um mercado em concorrência imperfeita, caracterizado, pelo lado da demanda, por um oligopsônio. Embora a maior parcela da oferta mundial seja realizada por poucos países produtores (sobretudo Brasil, Vietnã, Colômbia, Indonésia e México), a principal característica do setor desde os anos 1990 tem sido a grande concentração da demanda, representada pelas companhias processadoras (PONTE, 2002).

As firmas adquirem o café verde dos países produtores e o transformam no produto que estará disponível aos consumidores. Essas companhias têm poder de mercado e podem influenciar os preços e as quantidades transacionadas.

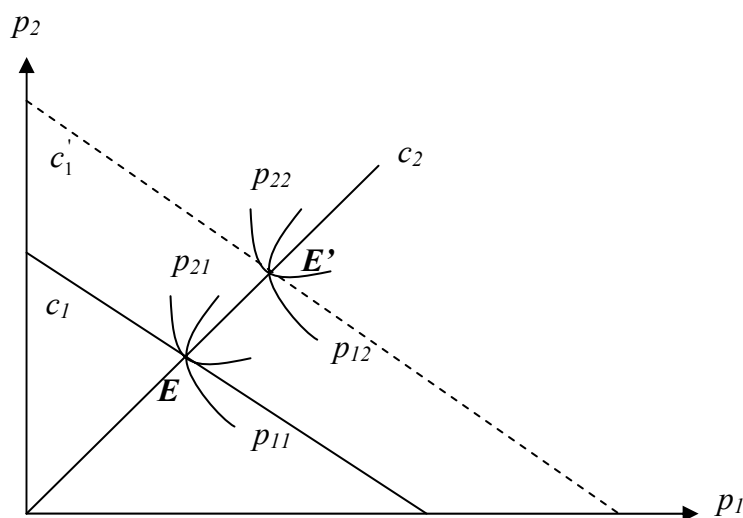
Há um relacionamento entre os produtores e companhias processadoras que é dado pelos preços. Essa interação pode ser descrita, segundo Gómez e Castillo (2001), por uma análise de competição imperfeita, adaptada ao mercado de café. A adaptação foi formulada em termos das relações durante o AIC e após o fim do acordo internacional de quotas de exportação, como descrito a seguir.

A partir da Figura 1, pode-se descrever a relação durante o período de regulação do mercado de café. O eixo vertical representa o preço dos processadores (p_2), enquanto o horizontal, o dos produtores (p_1). Os lucros desses últimos serão tanto maiores quanto mais alto for o preço que recebem, indicando que a sua curva

⁵ Vetores de co-integração referem-se a combinações lineares de variáveis não-estacionárias, que apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Aspectos formais sobre co-integração serão apresentados nos capítulos 3 e 4.

de reação (c_1) é negativamente inclinada. No caso das firmas, c_2 tem inclinação positiva, já que seus lucros crescem à medida que aumenta o preço, mas também em função de sua negociação com os produtores.

O equilíbrio é obtido quando as curvas de *iso-lucro* (ou *iso-benefício*) para produtores e firmas (p_{11} e p_{21} , respectivamente) encontram o nível ótimo de preços condicionado pelo cruzamento de c_1 e c_2 , no ponto E . Deve-se destacar que, se o preço dos produtores estiver à direita desse equilíbrio, os lucros das empresas diminuem e vice-versa.



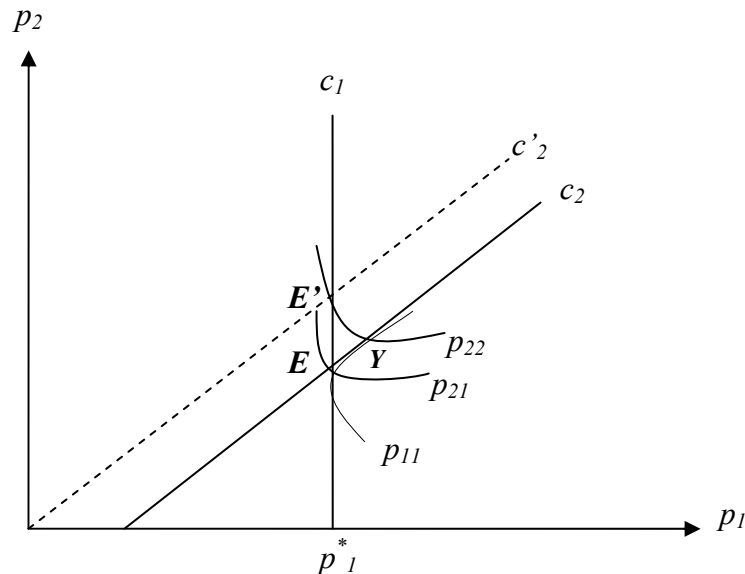
Fonte: Gómez e Castillo (2001)

Figura 1 – Equilíbrio entre países produtores e companhias processadoras durante o AIC.

Considera-se que os processadores, por terem poder de mercado, conseguem influenciar os preços que pagam e recebem. Assim, um aumento de p_2 , que faça com que as firmas mudem da curva de *iso-benefício* p_{21} para p_{22} , levará também a um aumento da produção, representado pelo deslocamento para a direita da curva de reação dos produtores, de c_1 para c_1' . Os lucros de ambos aumentarão e haverá ganhos em termos de renda e emprego de fatores produtivos. Esse aumento do bem-estar é independente da taxa de lucro, a qual poderá se modificar e causar uma redistribuição dos ganhos entre os agentes econômicos.

O novo equilíbrio, no ponto E' , mostra que é possível aumentar os benefícios, tanto dos produtores quanto das firmas, por meio de acordos de produção e, ou, preço. Essa situação representa o que ocorria durante o AIC, no qual um regime de quotas de exportação era mantido pelas nações importadoras.

Com a desregulamentação, a partir de 1989, o equilíbrio de forças no mercado internacional de café foi profundamente alterado. As relações mudaram para uma situação de dominância por parte dos consumidores, ao passo que os países produtores progressivamente perderam poder de mercado, passando a ser tomadores de preços (PONTE, 2002). Na nova situação, sua curva de reação passou a ser vertical (c_1), não existindo mais um caminho de expansão para seus lucros, como mostra a Figura 2.



Fonte: Gómez e Castillo (2001)

Figura 2 – Equilíbrio entre países produtores e companhias processadoras após o AIC.

Observa-se na Figura 2 que, nas novas condições de mercado, as firmas podem aumentar seus lucros, movendo-se de p_{21} para p_{22} ao longo de c_2 , sem alterar os ganhos dos produtores, cuja curva de *iso-lucro* (p_{11}) permanece fixa. No longo prazo, mudanças na receita ou custo marginal poderiam deslocar a curva de reação das empresas para a esquerda, de c_2 para c'_2 . Nesse caso, todos os benefícios de um preço mais elevado seriam internalizados pelas companhias processadoras, que se moveriam para uma *iso-lucro* mais elevada, p_{22} , enquanto os preços ao produtor permaneceriam no nível p_1^* .

A alternativa para que os produtores aumentem seus lucros é o deslocamento de sua curva de reação para a direita. No entanto, isso somente será possível por

meio de avanços tecnológicos ou aumento de suas parcelas de mercado, o que faz crescer a competição entre os diversos países produtores.

2.4. Interdependência Oligopsônica

A contextualização das relações estabelecidas entre os agentes econômicos no mercado internacional de café, realizada na seção anterior, justifica a utilização do modelo de interdependência oligopsônica como referência teórica deste trabalho. Além disso, segundo Rogers e Sexton (1994), quando se trata de mercados agrícolas, o poder de mercado dos compradores não deve ser subestimado.

O oligopsônio formado pelas companhias processadoras, principal característica do setor após sua desregulamentação, pode ser representado por uma adaptação do modelo de integração de mercados sob concorrência imperfeita, desenvolvido por Faminow e Benson (1990)⁶.

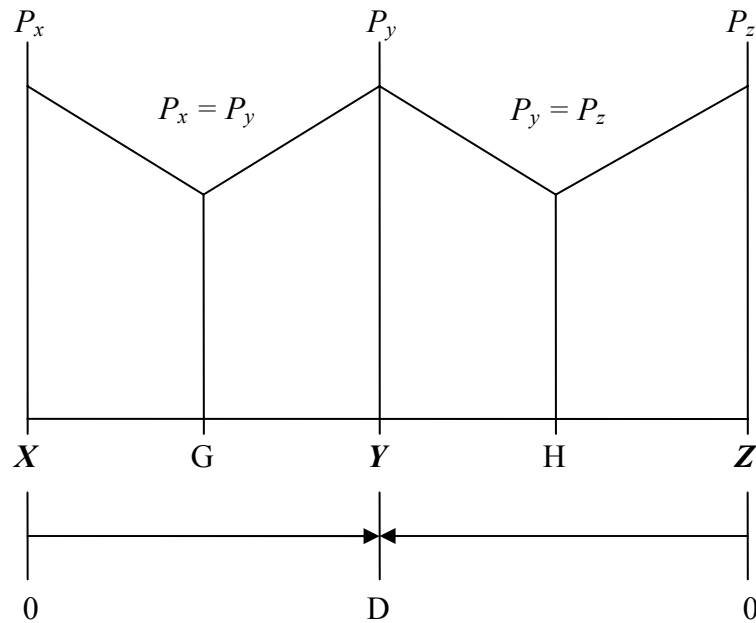
Para a construção do modelo, são considerados produtores e firmas processadoras, espacialmente dispersos, que atuam num regime de oligopsônio. Assume-se que os primeiros diferenciam os compradores de acordo com a distância, ou seja, preferem transacionar com aqueles que estejam mais próximos. A discriminação ocorre pois existem custos de transporte, que afetam o preço FOB⁷ recebido por eles. Os limites geográficos dependem diretamente dos preços relativos e, por isso, podem não permanecer fixos.

O objetivo do modelo é determinar funções de reação de preços (ou preço-reação), o que lhe confere um caráter dinâmico. Em outras palavras, deseja-se mostrar que, se o processo de interdependência é de fato caracterizado por competição oligopsônica, os choques iniciais de preços provavelmente induzem sucessivas mudanças de preços, até que um novo equilíbrio seja alcançado.

Como ilustração, parte-se de um oligopsônio com três firmas (X , Y e Z), espacialmente dispersas, que adquirem café verde de produtores distribuídos entre X e Z (Figura 3).

⁶ O modelo de Faminow e Benson (1990) foi originalmente construído para descrever a integração de mercados decorrente de um processo de interdependência oligopolística; no entanto, segundo os autores, o modelo pode ser modificado para considerar um oligopsônio. A adaptação aqui apresentada foi desenvolvida por Siqueira (2007) para analisar a integração dos mercados brasileiros de leite, no período de 1994 a 2005.

⁷ Preço FOB (*free on board price*) representa o preço livre de frete, ou seja, o preço que o comprador deve pagar ao vendedor para receber o produto.



Fonte: Faminow e Benson (1990)

Figura 3 – Representação do modelo de integração sob oligopsônio.

O modelo assume que a equação de oferta dos produtores, em cada um dos pontos de venda situados entre X e Z , seja:

$$\bar{P} = a + bQ \quad (6)$$

em que \bar{P} é o preço FOB recebido pelos produtores; a e b são constantes positivas; e Q refere-se à quantidade ofertada. Para simplificar a análise, considera-se que o custo de transporte, por unidade de distância a ser percorrida, é unitário e constante. Assim, o preço recebido pelo produtor será:

$$\bar{P} = P_i - u \quad (7)$$

em que P_i é o preço pago pelo processador, e u , a distância a ser percorrida entre a origem e o destino do produto.

As fronteiras entre as áreas em que os produtores vendem para cada processador ocorrem onde os preços líquidos são iguais, em G e H ; G , por exemplo, é o limite geográfico entre as firmas X e Y , isto é, o preço líquido recebido pelo produtor em G é o mesmo, esteja ele vendendo para X ou Y . Além disso, na Figura 3, D é a área total entre X e Y e também entre Y e Z , que por hipótese é a mesma, pois

considera-se que os processadores estão uniformemente distribuídos. É importante reafirmar que essas distâncias são variáveis.

A interdependência oligopsônica será deduzida da solução de um problema de maximização de lucro das firmas que atuam no mercado, no qual devem determinar o preço que pagarão aos produtores, de modo a maximizar seus ganhos. Dessa forma, inicialmente é preciso obter a oferta dos produtores para cada uma das firmas. Combinando (6) e (7):

$$Q_i = \frac{P_i - u - a}{b} \quad (8)$$

na qual Q_i refere-se à função individual de oferta dos produtores, agregada com respeito a cada firma processadora, ou seja, $i = X, Y$ ou Z . Levando em consideração a área em que atua cada firma, a oferta deverá ser integrada em relação a u , pois os produtores diferenciam os compradores em função da distância. Assim, embora o mercado global seja considerado um oligopsônio, o mercado local, para cada firma processadora, constitui-se em um monopsônio. As funções agregadas de oferta, com relação a X, Y e Z , serão:

$$Q_x = \int_0^G \left(\frac{P_x - u - a}{b} \right) du \quad (9)$$

$$Q_y = \int_0^{D-G} \left(\frac{P_y - u - a}{b} \right) du + \int_0^{D-H} \left(\frac{P_y - u - a}{b} \right) du \quad (10)$$

$$Q_z = \int_0^H \left(\frac{P_z - u - a}{b} \right) du \quad (11)$$

nas quais o preço recebido pelos produtores é função do custo de transporte, que, por sua vez, estará diretamente relacionado às distâncias G, H e D .

A maximização do lucro de cada firma será realizada por meio da seguinte expressão:

$$\text{máx. } \pi_i = P_Q Q - P_i Q_i - c_i Q_i - F_i \quad (12)$$

em que π_i refere-se ao lucro de cada processador i ; P_Q , ao preço recebido pelo processador; c_i , ao custo variável de processamento (que não inclui os gastos com os produtores de café, já que esses são incluídos explicitamente por meio do termo $P_i Q_i$); e F_i , ao custo fixo de cada firma i .

O lucro é maximizado quando cada firma determina o preço que pagará, de modo que $\partial \pi_i / \partial P_i = 0$. Os valores exatos de P_x , P_y e P_z dependem dos parâmetros da oferta (a e b), dos custos (c_i), do preço que as firmas receberão pela venda de seus produtos (P_Q), bem como do tamanho da “área de compra” das firmas e também de suas fronteiras geográficas, o que Faminow e Benson (1990) chamaram de *hipótese de fronteira* (matematicamente, $\partial G / \partial P_x$, $\partial G / \partial P_y$, $\partial H / \partial P_z$ e $\partial H / \partial P_y$).

Já que a fronteira geográfica entre dois compradores ocorre quando os preços líquidos recebidos pelos produtores são iguais, a firma X expandirá sua área de atuação até o ponto em que pague ao produtor um preço exatamente igual ao que é pago por Y , o que ocorre na localidade G . De modo semelhante, o ponto H , que estabelece o limite entre Y e Z , é determinado de maneira a deixar o produtor indiferente às duas firmas. Dessa forma, a localização de G e H é assim definida:

$$P_x - G = P_y - (D - G) \quad \rightarrow \quad G = \frac{1}{2}(P_x - P_y + D) \quad (13)$$

$$P_z - H = P_y - (D - H) \quad \rightarrow \quad H = \frac{1}{2}(P_z - P_y + D) \quad (14)$$

Admitindo-se que, ao estabelecerem o preço que pagarão, as firmas esperam que seus concorrentes reajam às suas decisões, pode-se obter expressões que quantifiquem as variações da área de atuação de cada uma, em função do preço por ela determinado. Assim, das equações (13) e (14) tem-se:

$$\frac{\partial G}{\partial P_x} = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\partial P_y}{\partial P_x} \right) \quad (15)$$

$$\frac{\partial G}{\partial P_y} = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial P_x}{\partial P_y} - 1 \right) \quad (16)$$

$$\frac{\partial H}{\partial P_z} = \frac{1}{2} \left(1 - \frac{\partial P_y}{\partial P_z} \right) \quad (17)$$

$$\frac{\partial H}{\partial P_y} = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial P_z}{\partial P_y} - 1 \right) \quad (18)$$

Mostra-se, portanto, que X e Z formam suas expectativas de acordo com as respostas de preço de Y .

Finalmente, as equações de reação de preço de cada firma podem ser assim representadas:

$$P_x = p_x \left(a, b, c_i, P_Q, G, \frac{\partial G}{\partial P_x} \right) \quad (19)$$

$$P_y = p_y \left(a, b, c_i, P_Q, G, H, \frac{\partial G}{\partial P_y}, \frac{\partial H}{\partial P_y} \right) \quad (20)$$

$$P_z = p_z \left(a, b, c_i, P_Q, H, \frac{\partial H}{\partial P_z} \right) \quad (21)$$

As equações (19), (20) e (21) permitem verificar a interdependência dos preços. Desde que G é função de P_x e P_y , o preço do café pago pela firma X depende do preço pago por Y ; da mesma forma, H é função de P_z e P_y , fazendo com que o preço pago por Z também dependa do de Y ; P_x e P_z serão ligados indiretamente, ou seja, integrados por meio de G , P_y e H .

Portanto, variações nos preços pagos por uma firma causarão mudanças nos preços das outras e, conseqüentemente, farão com que os produtores também tenham movimentos paralelos de preços. Esse fluxo comum e único de informações, por meio de ligações diretas e, ou, indiretas, fundamenta a definição de mercados integrados dada por González-Rivera e Helfand (2001) e Fackler e Goodwin (2001).

Faminow e Benson (1990) advertem que, em virtude da natureza dinâmica do modelo, a conclusão do processo de ajustamento de preços não ocorre instantaneamente, sendo necessário algum tempo para que o novo equilíbrio seja obtido. Além disso, os preços de um mercado integrado não precisam ser, necessariamente, iguais ou, tampouco, diferir por valores idênticos aos custos de transporte. Levando em conta o contexto de competição espacial, os preços podem ser altamente interdependentes, ainda que os preços líquidos pagos por cada processador sejam distintos em magnitude.

3. MODELOS DE INTEGRAÇÃO DE MERCADOS

Os estudos de formação, transmissão de preços e integração de mercados apresentam diferentes pontos de vista e até mesmo discordâncias entre si. Em consonância com essa realidade, ao longo do tempo diferentes metodologias foram desenvolvidas com o intuito de melhor captar a interação entre os preços. Assim, neste capítulo procurou-se descrever brevemente os principais métodos de análise, por meio de uma revisão que incluiu alguns dos estudos de maior destaque na literatura nacional e internacional. O objetivo principal foi contextualizar a presente pesquisa e fundamentar a escolha do modelo analítico mais adequado ao estudo.

3.1. Regressão simples e correlação de preços

Os primeiros trabalhos sobre o tema utilizavam basicamente regressões do preço interno de uma *commodity* em função de seu preço no mercado internacional (ou do preço em mercados regionais) e, ou, análises de correlação de preços em diferentes localidades.

De maneira geral, para a análise de regressão, o seguinte modelo era estimado:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt}^* + \varepsilon_t \quad (22)$$

no qual P_{it} é o preço no país i , no tempo t ; $P_{jt}^* = P_{jt} * \pi_t$, o preço do país j (ou mercado internacional), no período t , multiplicado pela taxa de câmbio, π_t ; e ε_t , o termo de erro aleatório. Caso $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, diz-se que as mudanças no preço de j

são inteiramente transmitidas ao preço de i , e os mercados são considerados como perfeitamente integrados.

Trabalhos que utilizavam esse modelo eram tipicamente testes da validade da Lei do Preço Único, como os de Homem de Melo (1978) e Barros e Graham (1978), que estimaram regressões simples entre preços internacionais e preços ao produtor para várias *commodities* agrícolas. Alguns estudos também incorporavam na estimação os custos de transação entre duas regiões, como é o caso de Richardson (1978) e Mundlak e Larson (1992); nesse caso, o coeficiente estimado para os custos de transação também deveria ser estatisticamente igual a 1.

Para as análises baseadas no cálculo de coeficientes de correlação, admitia-se que, se fossem encontrados valores próximos de 1, havia forte relacionamento entre os preços das localidades estudadas e elas eram consideradas um mercado espacialmente integrado. Stigler e Sherwin (1985) utilizaram essa metodologia para verificar a integração dos mercados de trigo, farinha, gasolina e óleo diesel, em diversas regiões dos Estados Unidos. De modo geral, esses autores concluíram que os mercados de cada produto eram integrados, mas enfatizaram que a interdependência dos preços em cidades distantes é essencialmente completada a longo prazo; além disso, o preço de cada localidade foi influenciado por elementos geográficos (refletindo, por exemplo, impostos locais distintos ou diferenciais de contratos etc.).

Entretanto, essa metodologia apresenta uma série de limitações. Movimentos paralelos de preços podem ocorrer devido a excesso ou escassez de oferta, comuns em mercados agrícolas, ou por fatores exógenos, como inflação, crescimento populacional ou condições climáticas comuns (LI; BARRETT, 1999; FACKLER; GOODWIN, 2001).

Esses modelos ignoravam a natureza dinâmica do ajustamento espacial de preços, já que um deles sempre era considerado exógeno (JORDAN; VANSICKLE, 1995). Coelho (2002) ressalta que, por serem modelos estáticos, não havia possibilidade de estabelecer ajustamentos ao longo do tempo. Isso impedia a verificação da LPU no longo prazo, já que estava implícito que todos os ajustamentos deveriam ocorrer instantaneamente.

Em termos econométricos, não havia a preocupação com a análise das séries temporais utilizadas, principalmente em termos de estacionariedade. Isso é problemático uma vez que, em regressões lineares, a não-estacionariedade invalida

as inferências baseadas nas estatísticas t e F e pode fazer com que haja correlações espúrias entre as variáveis.

3.2. Modelo de Ravallion

Ravallion (1986) propôs a existência de um mercado central que transmite choques de preços a diversos mercados regionais. Em seu modelo, utilizava um Vetor Auto-regressivo (VAR), que permitia distinguir entre a dinâmica de curto e a de longo prazo, com testes de restrições sobre sua forma reduzida:

$$P_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{j=0}^n b_{ij} P_{1t-j} + X_{it} c_i + \varepsilon_{ij} \quad (23)$$

em que P_{it} refere-se ao preço do i -ésimo mercado regional no tempo t ; P_{1t} , ao preço no mercado central; X é um vetor que permite a inclusão de influências exógenas (inflação ou *dummies* sazonais, por exemplo); e ε_t são os termos de erro ruído branco. Admite-se que custos de transação são constantes.

O modelo original possibilitava a realização de três testes:

- i) Segmentação de mercado, quando os preços da localidade central não influenciam os mercados regionais; nesse caso, $b_{ij} = 0$ ($j = 0, \dots, n$).
- ii) Integração de curto-prazo, no caso de uma variação no preço do mercado central ser instantaneamente repassada para o i -ésimo mercado; $b_{i0} = 1$ e $a_{ij} = b_{ij} = 0$ ($j = 1, \dots, n$).
- iii) Integração de longo-prazo, exigindo que $\sum_{j=1}^n a_{ij} + \sum_{j=0}^n b_{ij} = 0$.

O autor testou seu método utilizando séries de preços mensais de arroz para vários mercados de Bangladesh, entre 1972 e 1975, concluindo que havia vários impedimentos à integração, já que aquele foi um período não usual de turbulência de preços.

Alguns autores introduziram outras variáveis no modelo a fim de torná-lo mais robusto. Faminow e Benson (1990), por exemplo, incluíram custos de transporte inter-regionais para analisar o mercado de carne suína em algumas regiões do Canadá, em dois períodos distintos (1965/1 a 1970/7 e 1970/8 a 1975/12). Concluíram que é possível existir integração de mercado, mesmo prevalecendo uma estrutura oligopolizada. Jordan e VanSickle (1995) basearam-se no modelo de Ravallion, mas utilizando mínimos quadrados em dois estágios, para estudar o

mercado americano de tomates, entre 1979 e 1989. A principal conclusão foi que as regiões estudadas eram integradas e que a Flórida era líder no processo de formação de preços.

3.3. Modelo *Switching Regime*

Quando os mercados são imperfeitamente integrados, devido a mudanças na rede de ligações comerciais (troca no *status* importador/exportador das regiões, por exemplo), há dificuldade por parte dos modelos tradicionais de análise para determinar o grau de integração. Nesse caso, modelos do tipo *switching regime* (ou regimes alternativos) são mais adequados (FACKLER; GOODWIN, 2001).

Conforme Li e Barrett (1999), esses modelos comparam os diferenciais de preços observados com os custos de transporte e estimam a probabilidade (função de distribuição de probabilidade) de que os mercados estejam em equilíbrio competitivo. Esse tipo de análise elimina problemas de descontinuidade de comércio ou a possibilidade de não-estacionariedade dos custos de transação. Embora não haja uma metodologia única, as formas estruturais diferem entre si por poucos detalhes.

Um dos modelos mais importantes foi proposto por Sexton et al. (1991). A metodologia é aplicável a regiões que têm suas próprias ofertas e demandas para uma determinada *commodity*, o que permite a identificação de um preço de equilíbrio autárquico (PA_t) em cada uma delas (considerando as localidades i e j , tem-se: PA_{it} e PA_{jt}). Por outro lado, o bem pode ser livremente transportado de uma região para outra, com um custo de transporte constante (T_t), implicando que os preços observados (P_{it} e P_{jt}) possivelmente serão diferentes dos de equilíbrio autárquico (especificamente, se $|PA_{it} - PA_{jt}| < T_t$, não haverá possibilidade lucrativa de arbitragem e $P_{it} = PA_{it}$ e $P_{jt} = PA_{jt}$).

Caso a diferença entre os preços de equilíbrio autárquico exceda o custo de se transportar o produto de uma região a outra, o processo de arbitragem garantirá que trocas sejam realizadas até que os preços de venda em cada localidade difiram entre si por um valor exatamente igual a T_t , assegurando que o mercado seja integrado. A probabilidade de que não haja operações lucrativas de arbitragem será dada por $\lambda = \Pr ob\{|PA_{it} - PA_{jt}| < T_t\}$. Portanto, quanto mais próximo de zero for o valor de λ , mais integrado será o mercado.

Uma das vantagens do modelo de Sexton et al. (1991) é que os custos de transação são estimados endogenamente, além da possibilidade de inferir a respeito da eficiência da arbitragem, dimensões geográficas do mercado e grau de substituição de produtos.

Sexton et al. (1991) utilizaram seu modelo para analisar os mercados que comercializavam produtos agrícolas com a Flórida e a Califórnia, no período de 1985 a 1988; concluíram que localidades mais distantes têm uma baixa eficiência da arbitragem. A quantidade e qualidade das informações tendem a diminuir e os custos de transação crescem à medida que aumenta a distância entre as regiões.

Outro importante modelo de *switching regime* foi desenvolvido por Li e Barret (1999). É baseado na estimação, por máxima verossimilhança, de um modelo de distribuição que incorpora preços, custos de transporte e dados de fluxo de comércio⁸. Os autores testaram essa metodologia para os dados de comércio de farinha de soja do Japão, Taiwan, Estados Unidos e Canadá, no período de 1990 a 1996, e comprovaram suas proposições analíticas.

Mesmo sendo uma forma de contornar os problemas relacionados às discontinuidades de comércio ou mudanças nos padrões comerciais, os modelos de regimes alternativos não são capazes de responder a questões simples, como a velocidade e o grau do ajustamento do equilíbrio de longo prazo. Por outro lado, a natureza bivariada de algumas de suas versões pode conduzir a inferências errôneas acerca das características multivariadas da integração de mercado.

3.4. Modelo de Co-integração

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), com o desenvolvimento da análise econométrica, tornou-se consenso na literatura que a maioria das variáveis econômicas comporta-se de maneira não-estacionária e as séries que apresentam raiz unitária são particularmente comuns. Conseqüentemente, a ausência de estacionariedade nas séries de preços utilizadas nas análises de integração de mercado invalida as inferências feitas a partir dos testes convencionais, particularmente os parâmetros estimados em modelos de regressão como os da equação (22).

⁸ Por fugir aos objetivos deste estudo, os detalhes econométricos foram omitidos. Contudo, podem ser obtidos em Li e Barrett (1999).

Os avanços das técnicas econométricas apropriadas ao tratamento das variáveis não-estacionárias estimulou uma extensa literatura que aplica testes de estacionariedade (testes de raiz unitária) e de co-integração nas avaliações de integração espacial de mercados.

A idéia intuitiva de co-integração é que variáveis não-estacionárias podem caminhar juntas, ou seja, apresentar trajetórias temporais interligadas, de modo que no longo prazo tenham uma relação de equilíbrio (ENDERS, 1995). Como resultado, a existência de co-integração é um indício de interdependência dos preços num mercado; assim, pode-se afirmar também que, se um conjunto de preços é co-integrado, qualquer um deles é representativo dos demais.

Os primeiros trabalhos a utilizar essa metodologia realizavam um teste de co-integração bivariado, considerando um dos preços como exógeno. Esses também eram testes da validade da LPU, por meio da transmissão de preços externos para preços internos de *commodities* agrícolas de exportação.

O modelo bivariado é conhecido por teste de Engle e Granger (1987) e assume que duas séries econômicas são co-integradas quando ambas possuem a mesma ordem de integração e há uma combinação linear estacionária entre elas. A seguinte equação deve ser ajustada:

$$P_j = \beta_0 + \beta_1 P_i + \varepsilon_t \quad (24)$$

em que P_j é o preço no país j (ou mercado internacional); P_i , o preço no mercado i , expresso em termos da mesma moeda de j ; e ε_t , o termo de erro aleatório. Se as séries P_j e P_i forem co-integradas, a relação linear estacionária entre elas pode ser expressa por $\varepsilon_t = P_j - \beta_0 - \beta_1 P_i$. O teste de co-integração, portanto, resume-se a verificar a estacionariedade de ε_t , que, se não for rejeitada, indica a co-integração das séries.

Um dos primeiros autores a empregar o teste de Engle e Granger (1987) foi Ardeni (1989), para verificar a ocorrência da LPU nos mercados de *commodities* (trigo, carne bovina, açúcar, chá, lã e zinco) dos Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e Austrália, em vários subperíodos compreendidos entre 1965 e 1986. Segundo esse autor, o estudo foi motivado pela negligência da literatura em levar em conta a não-estacionariedade das séries; nesse sentido, contestou a confiabilidade dos resultados a favor da LPU encontrados por análises anteriores. Seu trabalho indicou

evidência bastante reduzida de co-integração e, portanto, não-verificação da LPU naqueles mercados.

González-Rivera e Helfand (2001), num estudo pioneiro sobre a integração do mercado brasileiro de arroz, utilizaram um modelo multivariado baseado no teste de co-integração proposto por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Segundo os autores, esse modelo é adequado, pois é o que mais se aproxima da proposição de que as localidades de um mercado integrado devem compartilhar a mesma informação de longo prazo.

Na teoria de co-integração, “compartilhar a mesma informação de longo prazo” significa que deve haver um, e apenas um, fator integrador comum a todas as séries de preços. Como foi discutido no referencial teórico, a existência de um único fator comum implica que há $(k - 1)$ vetores co-integrados em um mercado com k localidades. Se os $(k - 1)$ vetores de co-integração forem normalizados em relação a uma dessas localidades, o resultado é que todas serão pares co-integrados. Contudo, isso não é suficiente para justificar uma análise bivariada por, no mínimo, duas razões:

- i) Seria demasiado difícil determinar quais localidades pertencem ao mesmo mercado com uma análise bivariada, já que, dentre os $[k(k - 1) / 2]$ pares combinados, apenas $(k - 1)$ são relevantes. O exercício seria desnecessariamente complicado e levaria a resultados inconclusos.
- ii) Um sistema co-integrado pode ser representado como um modelo de correção de erros (VEC). Se o sistema possui k localidades, espera-se que cada equação do VEC contenha termos de correção de erros e defasagens de inúmeras localidades no mercado. Um modelo bivariado, necessariamente, limita a cada equação do VEC o máximo de um termo de correção de erros, e defasagens apenas das duas localidades. Com exceção de mercados com estruturas muito específicas, análises bivariadas conteriam erros grosseiros de especificação.

Não obstante, há uma literatura crítica ao modelo de co-integração, seja bi ou multivariado. Goodwin (1992), em estudo sobre a transmissão de preços entre os mercados de trigo dos Estados Unidos e Japão, afirmou que a co-integração não é uma condição necessária para a integração de mercados. Segundo o autor, está implícita no modelo a hipótese de que os custos de transação são estacionários; mas,

se este não for o caso, pode-se rejeitar a co-integração mesmo que os mercados sejam integrados e exista transmissão de preços entre eles. Li e Barrett (1999) e Barrett (2001) ressaltam que o contrário também pode ocorrer, com preços sendo considerados integrados ainda que os mercados não o sejam.

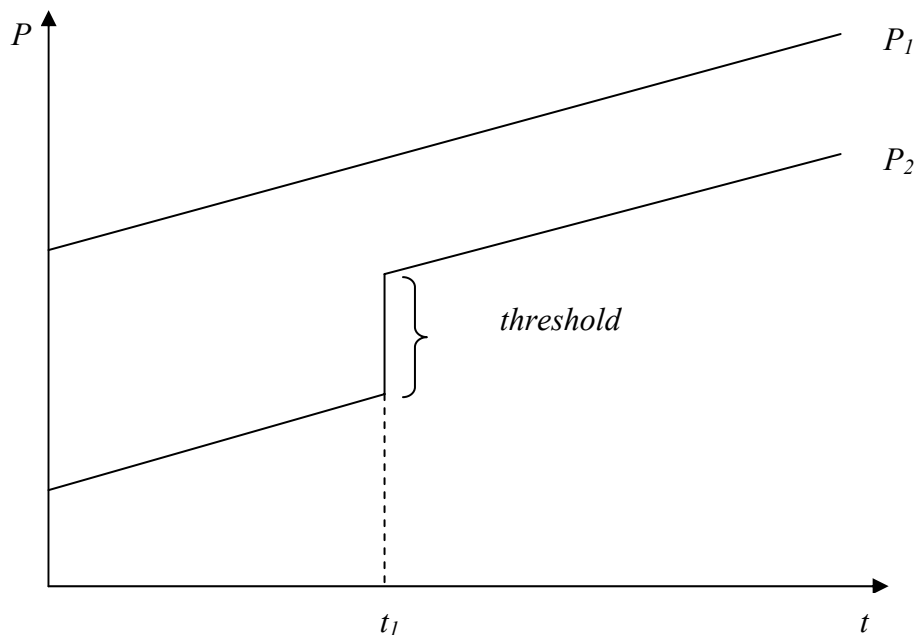
Barrett (2001) argumenta ainda que a co-integração pode ser consistente com um relacionamento negativo entre os preços, enquanto a LPU sugere um relacionamento positivo.

Maddala e Kim (1998) advertem que o método de Johansen é sensível às especificações, principalmente em relação à escolha do número de defasagens. Asche et al. (2004) ressaltam que os resultados dos testes de co-integração são sensíveis ao tamanho do sistema, ou seja, seus resultados são uma função decrescente do número de variáveis incluídas e de parâmetros estimados.

3.5. Modelo *Threshold Cointegration*

Grande parte da literatura em transmissão de preços, sobretudo quando o objetivo da análise é testar a validade da LPU, concorda que tarifas, quotas de importação, impostos e, principalmente, elevados custos de transação criam significativos e permanentes diferenciais de preços entre os países. Contudo, esses diferenciais podem ser corretamente levados em conta por meio do modelo *threshold cointegration* (SIQUEIRA, 2007).

De acordo com Sephton (2003), o modelo *threshold cointegration* leva em consideração as mudanças no relacionamento de equilíbrio quando as séries exibem um comportamento diferenciado a partir de determinado ponto. A Figura 4 permite uma melhor compreensão do efeito *threshold* entre duas séries de preços.



Fonte: Siqueira (2007)

Figura 4 – Efeito *threshold* entre duas séries de preços.

Antes e depois do período t_1 , ambas as séries exibem uma tendência comum. No entanto, em t_1 esse comportamento se modifica. Como resultado, há dois relacionamentos co-integrados, um antes e outro depois de t_1 . Um modelo convencional de co-integração poderia indicar ausência de integração entre esses preços, o que talvez não ocorreria se o efeito *threshold* fosse incluído. Assim, o modelo aparece como uma alternativa à análise tradicional de co-integração (SIQUEIRA, 2007).

Essa metodologia reconhece explicitamente a influência de custos de transação sobre a ligação espacial entre mercados. Segundo Barrett (2001), quando há informações apenas sobre os preços das *commodities*, os modelos auto-regressivos vetoriais e os modelos vetoriais de correção de erro com *threshold* (TVAR e TVEC, respectivamente) parecem ser os mais adequados. Um ponto importante desses modelos é que possibilitam analisar a integração de mercados utilizando apenas dados de preços e, ainda assim, considerar os custos de transação.

O modelo *threshold cointegration*, que foi desenvolvido inicialmente por Balke e Fomby (1997), é uma maneira de combinar não-linearidade e co-integração.

Parte-se de uma relação convencional de co-integração, que representa uma situação de equilíbrio entre k mercados:

$$P_{1t} - \beta_1 P_{2t} - \dots - \beta_k P_{kt} = Z_t \quad (25)$$

em que P_{it} é o preço do i -ésimo mercado ($i = 1, 2, \dots, k$) no período t ; β_i são parâmetros estimados, que determinam as relações entre os preços; e $Z_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$ representa o desvio da relação de equilíbrio, no período t . A co-integração entre os preços P_{it} está condicionada à natureza do processo auto-regressivo Z_t . Quanto mais próximo de 1 for ρ , mais os desvios do equilíbrio se aproximam de um passeio aleatório e, dessa forma, de uma situação de não-estacionariedade, na qual os preços não são integrados (BALKE; FOMBY, 1997).

Quando Z_t segue um processo auto-regressivo com *threshold*, tem-se que

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)} & \text{se } |Z_{t-1}| \leq \gamma \\ \rho^{(2)} & \text{se } |Z_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (26)$$

em que γ representa o *threshold*, que delimita os regimes alternativos; e $\rho^{(j)}$, ($j = 1, 2$) indica que ρ varia conforme o regime.

Pequenos desvios da relação de equilíbrio, caracterizados por $|Z_{t-1}| \leq \gamma$, implicam em $\rho^{(1)} = 1$, isto é, um processo não-estacionário que resulta em preços não co-integrados. Por outro lado, desvios da relação de equilíbrio relativamente maiores, tal que $|Z_{t-1}| > \gamma$, conduzem a $\rho^{(2)} < 1$, caracterizando um processo auto-regressivo estacionário e, então, preços co-integrados (BALKE; FOMBY, 1997).

Goodwin e Piggott (2001) analisaram a integração espacial dos mercados de cereais da Carolina do Norte, no período de 1992 a 1999, com o modelo *threshold cointegration*. Confirmaram a existência do efeito *threshold* (refletindo custos de transação) e que este podia influenciar significativamente as ligações espaciais de preço; ainda assim, aceitaram a hipótese de integração dos mercados. Sephton (2003) utilizou os mesmos dados de Goodwin e Piggott (2001), mas tentou estender a análise por meio de um modelo multivariado; seus resultados, contudo, não apresentaram diferenças significativas.

Embora sejam um avanço em relação às metodologias anteriores, já que levam em conta os efeitos dos custos de transação, os modelos *threshold cointegration* não estão isentos de limitações. De acordo com Meyer (2004), a

grande crítica a essa metodologia reside na hipótese de custos de transação constantes.

3.6. Metodologias Complementares

3.6.1. Causalidade de Granger

O modelo desenvolvido por Granger (1969) consiste em verificar quanto do valor corrente de uma variável (Y , por exemplo) pode ser explicado por seus próprios valores passados e, então, verificar se a introdução de valores passados de uma segunda variável (X) poderá melhorar a sua explicação. Em outras palavras, se X causar Y , no sentido de Granger, a previsão do valor presente de Y é “melhor” quando se usam os valores defasados de X em relação à possibilidade de não-utilização dessa informação.

A verificação do método de Granger é feita por meio de teste de significância sobre os parâmetros estimados da seguinte equação:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (27)$$

em que Y_{t-i} são valores defasados da variável Y ; e X_{t-i} , valores defasados da variável X . Para afirmar que X é importante para prever Y , deve-se rejeitar a seguinte hipótese nula: $H_0 : \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{Xp} = 0$. O contrário (Y causar X , no sentido de Granger) pode ser verificado estimando uma equação semelhante, mas que tenha X_t como variável dependente e testando se $H_0 : \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{Yp} = 0$. O teste F é utilizado para verificar essas hipóteses. Outras possibilidades são bicausalidade ou ausência de causalidade entre as duas variáveis Y e X . Deve-se ressaltar que a causalidade de Granger não indica causalidade no uso mais comum do termo, mas apenas predição ou mesmo a idéia de precedência temporal.

A causalidade de Granger tem sido utilizada nas análises de integração de mercado como uma ferramenta auxiliar, em associação com os modelos de co-integração. Segundo Granger (1988), a existência de co-integração num modelo bivariado implica causalidade em pelo menos uma direção.

Alexander e Wyeth (1994) realizaram testes de causalidade juntamente com a metodologia de co-integração para avaliar a integração espacial dos mercados de arroz da Indonésia. De modo semelhante, Goodwin et al. (1999) utilizaram o modelo

de Granger no contexto de um sistema multivariado para analisar as relações entre mercados regionais de alimento da Rússia. Os resultados de ambos os estudos revelaram padrões de causalidade entre as diversas localidades e uma dinâmica significativa de ajuste dos preços aos choques em outras regiões. Esses autores afirmaram que a causalidade de Granger está implícita nos modelos dinâmicos da regressão e, portanto, deve ser considerada para enriquecer as inferências oferecidas em estudos empíricos.

Embora o teste de causalidade de Granger, num contexto de integração de mercados, permita algumas inferências sobre relações entre preços regionais, ele é bastante limitado. Por indicar apenas se o relacionamento entre preços defasados e contemporâneos é estatisticamente diferente de zero, nada pode ser dito a respeito da natureza real das relações; uma causalidade estatisticamente significativa pode ser totalmente inconsistente com as noções convencionais de integração. As limitações associadas ao modelo de regressão e ao coeficiente de correlação são também aplicáveis nesse contexto. Por tudo isso, é imperativo que os resultados desse tipo de análise sejam complementados por outros procedimentos (FACKLER; GOODWIN, 2001).

3.6.2. Funções de impulso-resposta e perfil de persistência

As funções de impulso-resposta (FIR) e o perfil de persistência são métodos utilizados para medir o *grau* de integração de um mercado.

Conforme Fackler e Goodwin (2001), as FIRs medem a resposta das variáveis incluídas num VAR a choques exógenos sobre uma das variáveis do modelo, ao longo do tempo. Essa metodologia tem sido usada nos estudos de integração de mercados para avaliar a dinâmica do ajustamento entre os preços.

Goodwin et al. (1999) analisaram as ligações espaciais entre os mercados de alimentos da Rússia utilizando FIRs. De acordo com esses autores, essa metodologia fornece melhores inferências sobre a dinâmica de ajuste dos preços ao longo do tempo do que as análises convencionais de regressão.

A principal desvantagem das FIRs é que elas não são únicas quando os choques são correlacionados. Num estudo espacial de preços, entretanto, não é razoável esperar que se tenham choques ortogonais, uma vez que as séries temporais de preços são altamente correlacionadas. A solução apresentada na literatura tem sido a ortogonalização dos choques com uma decomposição de *Cholesky* da matriz

de covariância dos erros. Contudo, esta decomposição é sensível à ordenação das variáveis no sistema e, conseqüentemente, para cada ordenação, tem-se uma FIR diferente. A imposição de uma ordenação recursiva nas variáveis não é justificável na maioria dos estudos de integração de mercado (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001)⁹.

Devido a essas complicações, González-Rivera e Helfand (2001) propõem a utilização do perfil de persistência para medir o grau de integração dos mercados. Os perfis de persistência são funções únicas e não existe a necessidade de ortogonalizar os choques individuais ou impor uma ordenação no sistema.

Segundo a metodologia de Pesaran e Shin (1996), um perfil de persistência caracteriza a resposta da relação de co-integração para o sistema como um todo, medida em unidades de variância, em vez de um choque individual. Estuda-se a propagação no tempo ($t + 1, t + 2, \dots$) da variância do choque, condicionando a informação até o tempo ($t - 1$). Assim, com um choque inicial na economia, no tempo t , e considerando a informação até o tempo ($t - 1$), o perfil de persistência enfoca a variância *incremental* do erro de desequilíbrio no tempo ($t + k$), à medida que o horizonte de tempo aumenta por um período. Em sistemas estacionários, um choque eventualmente desaparecerá.

Alguns trabalhos que utilizaram essa metodologia em associação à análise de co-integração foram os de González-Rivera e Helfand (2001), Pereira (2005), Nogueira (2005) e Rosado (2006) na análise dos mercados brasileiros de arroz, boi gordo, café e suínos, respectivamente.

⁹ Para uma análise da decomposição de *Cholesky*, ver Enders (1995), capítulo 5, p. 305-312.

4. METODOLOGIA

Como discutido no capítulo 3, há vários métodos para a análise de transmissão de preços e integração de mercados. É válido destacar que algumas dessas técnicas, pela própria evolução da Econometria, tornaram-se obsoletas e caíram em desuso. Por outro lado, há diferenças significativas entre as que ainda são utilizadas, não existindo um consenso a respeito de qual delas é a melhor. Cabe ao pesquisador, diante do problema de pesquisa proposto, dos dados disponíveis e das características específicas do setor em estudo, optar pela mais adequada. Assim, neste trabalho foi utilizado o modelo multivariado de co-integração, além de perfis de persistência, para avaliar o grau de integração entre os preços.

A escolha foi motivada pelo objetivo do estudo, bem como em função das características do mercado internacional de café. O que se pretende é verificar o comportamento *per se* dos preços, ou seja, o processo de transmissão de choques entre os países, num contexto de desregulamentação dos mercados, e não a integração física dos países produtores de café, que seria garantida por mecanismos de arbitragem¹⁰.

A possibilidade de um processo de integração indireta levou à opção pelo modelo multivariado. Em situações como essa, a utilização de uma análise bivariada poderia induzir, erroneamente, ao resultado de baixa ou nenhuma integração, uma vez que as ligações indiretas não seriam levadas em conta. Além disso, por meio dos

¹⁰ Esse objetivo é semelhante ao de Coelho (2002), que verificou a integração entre preços internos e externos de algodão.

vetores de co-integração é possível captar diferenças regionais em políticas, tecnologias e qualidade dos produtos (GONZÁLEZ-RIVERA; HELFAND, 2001; FACKLER; TASTAN, 2008).

A justificativa final para a escolha do método de análise está relacionada à proposição teórica de González-Rivera e Helfand (2001). Dessa forma, identificar o conjunto de preços que compartilham a mesma informação de longo prazo (*fator integrador comum*), ou seja, que possuem a mesma tendência estocástica, é equivalente a testar, pelo método de Johansen (1988), a existência de $(k-1)$ vetores de co-integração (já que $r + s = k$ e um mercado integrado deverá ter $s = 1$).

4.1. Estacionariedade

O modelo de co-integração assegura que variáveis não-estacionárias (integradas de mesma ordem) podem ter uma relação de equilíbrio no longo prazo, razão pela qual a análise da estacionariedade das séries de preços assume papel fundamental neste estudo.

Um processo estocástico é dito fracamente estacionário se a sua média e variância forem constantes ao longo do tempo [$E(P_t) = \mu$ e $\text{var}(P_t) = E(P_t - \mu)^2 = \sigma^2$] e se o valor da covariância entre dois períodos depender somente da defasagem entre eles, e não do tempo efetivo em que é computada [$\text{cov}(P_t, P_{t+k}) = E[(P_t - \mu)(P_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$]. Assim, choques sobre variáveis estacionárias serão necessariamente temporários, já que seus efeitos dissipam-se ao longo do tempo e as séries retornam ao seu nível médio de equilíbrio no longo prazo. Séries não-estacionárias (que apresentam raiz unitária) não têm uma média de longo prazo para a qual retornam, e sua variância torna-se cada vez maior ao longo do tempo (GUJARATI, 2006)¹¹.

4.1.1. Teste de Dickey-Fuller

O teste de Dickey-Fuller (1979, 1981) é dos mais utilizados na literatura de séries temporais. O procedimento aqui descrito, na sua versão ADF (*Augmented*

¹¹ Uma série temporal é fortemente estacionária (*estritamente estacionária*) quando *todos* os momentos de sua distribuição de probabilidade não variam sob translação no tempo. Para as finalidades deste trabalho e na maioria dos casos, entretanto, a estacionariedade fraca é suficiente para a modelagem econométrica das séries temporais.

Dickey-Fuller)¹², consiste na estimação, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de uma das três formas funcionais a seguir:

$$\Delta P_t = \alpha + \beta T + \delta P_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$\Delta P_t = \alpha + \delta P_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\Delta P_t = \delta P_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{n-1} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

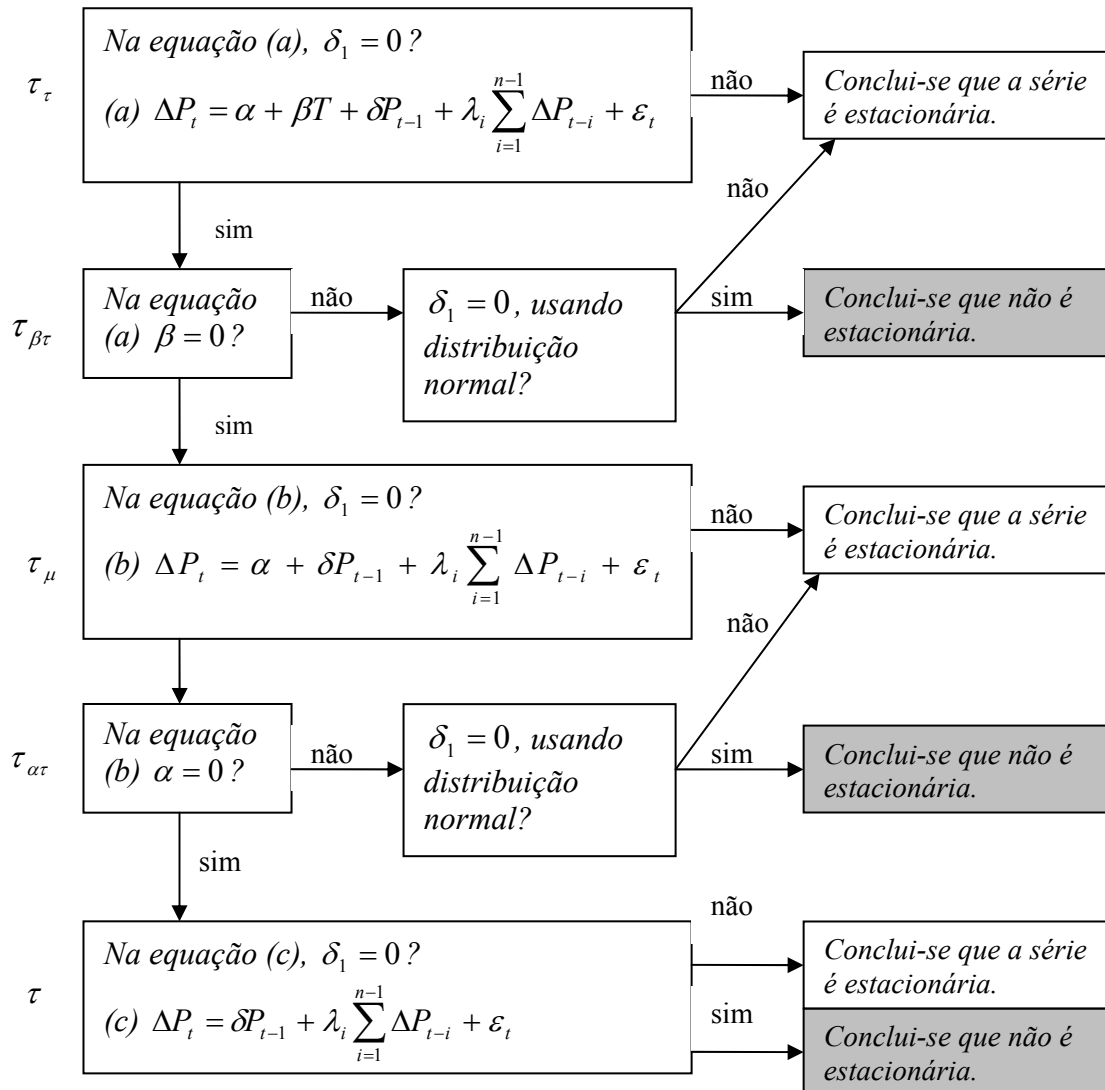
em que P_t refere-se a cada uma das séries de preço de café considerada; α e β são os termos determinísticos intercepto e tendência, respectivamente; e δ indica a presença de uma raiz unitária na série P_t . Deve-se testar a hipótese nula $H_0: \delta = 0$, contra a hipótese alternativa $H_a: \delta > 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, a série é estacionária, dita integrada de ordem zero $[I(0)]$. A significância estatística do δ estimado é verificada por meio dos valores críticos tabulados por Dickey e Fuller (1979).

A decisão sobre qual forma funcional utilizar é muito importante. Se, de maneira inapropriada, intercepto e, ou, tendência são omitidos, o teste perde seu poder; por outro lado, regressores em excesso, além de reduzirem os graus de liberdade, aumentam (em valor absoluto) os valores críticos, podendo fazer com que a hipótese de raiz unitária seja rejeitada erroneamente. Além disso, as estatísticas apropriadas para testar se $\delta = 0$ dependem de quais regressores são incluídos no modelo. O correto é usar a forma que represente com precisão o processo gerador dos dados.

Como é difícil saber, *a priori*, qual é o processo gerador dos dados, Doldado et al. (1990) propuseram um procedimento seqüencial para a realização do teste. Deve-se começar com o modelo menos restritivo, ou seja, aquele que inclui intercepto e tendência, e usar a estatística apropriada (τ_τ) para testar se $\delta = 0$. Caso essa hipótese não seja rejeitada, é preciso verificar se os termos determinísticos incluídos são individualmente iguais a zero, na presença de raiz unitária; se forem, reinicia-se o teste, agora a partir da expressão (29). Novamente, testa-se a presença

¹² O teste ADF considera a existência de autocorrelação no termo de erro aleatório e inclui termos em diferença defasados para eliminá-la. Como o teste é amplamente conhecido na literatura de séries temporais, os detalhes de seu desenvolvimento foram omitidos. Uma descrição completa pode ser obtida em Enders (1995), capítulo 4, p. 221-238.

de raiz unitária e, caso exista, verifica-se também a significância de α . O processo continua até que a última forma funcional (30) seja analisada. Em qualquer etapa, a rejeição de $\delta = 0$ indica que o teste deve ser interrompido. A Figura 5 ilustra a realização completa do processo.



Fonte: Enders (1995)

Figura 5 – Procedimento seqüencial para a realização do teste ADF.

4.1.2. Outliers em séries temporais e teste de estacionariedade

A modelagem econométrica de séries temporais deve levar em conta que o comportamento das variáveis econômicas pode ser afetado ao longo do tempo por certos eventos, como variações climáticas, guerras, crises internacionais, além de mudanças no direcionamento dos instrumentos de política econômica. Caso esses

acontecimentos não sejam considerados, é possível que os modelos construídos sejam viesados e contenham baixo poder de previsão (MARGARIDO, 2001).

Eventos como os que foram citados podem causar observações discrepantes nas séries temporais, conhecidas como *outliers*. Quebras estruturais nas séries são um dos possíveis efeitos dos *outliers*, resultando em mudanças em seu nível ou alterações na trajetória de sua tendência¹³.

Box e Tiao (1975) foram os primeiros autores a detectarem e classificarem dois tipos de *outliers*, os *Additive* e *Innovational Outliers* (AO e IO, respectivamente). De acordo com Perron (1994), a principal diferença entre os dois é que no primeiro há uma alteração instantânea na função tendência, ao passo que no segundo essa mudança ocorre de maneira gradual¹⁴.

Nesse contexto, no momento da estimação dos modelos com séries temporais, é preciso considerar a presença dos *outliers*, bem como remover sua influência. Segundo Perron (1994), as observações discrepantes devem ser modeladas como mudanças ou intervenções na parte determinística do modelo, assumindo que elas sejam exógenas e em datas conhecidas. Isso é feito por meio da inclusão de variáveis *dummies*, que podem ser de dois tipos:

- i) *Pulse*: assume valor igual à *unidade* no momento da ocorrência do evento atípico (T) e *zero* nos demais períodos.
- ii) *Step*: assume valor igual a *zero* no período anterior à ocorrência do evento e *um* após o evento.

Há uma série de estudos, como os de Perron (1989 e 1994), Franses e Haldrup (1994), Shin et al. (1996) e Perron e Rodriguez (2003) que tratam dos efeitos de *outliers* sobre os testes de estacionariedade. Na presença de *outliers*, os testes de raiz unitária convencionais, como o ADF, podem conduzir a resultados viesados em relação à estacionariedade da série. Um possível resultado incorreto, segundo Franses e Haldrup (1994), seria a rejeição da hipótese de raiz unitária quando esta deveria não ser rejeitada.

Portanto, para tornar mais robusta a análise da estacionariedade, neste trabalho foi utilizado o método de identificação de *outliers* proposto por Perron e Rodriguez (2003). Segundo esses autores, o procedimento é uma adaptação do teste

¹³ Essas mudanças podem ter início abrupto ou gradual, com duração permanente ou temporária.

¹⁴ Tsay (1988) identificou outros tipos de *outliers*, resultantes de mudanças estruturais, chamados *Transient*, *Level* e *Variance Changes*. Mais detalhes dessas categorias podem ser obtidos em Margarido (2001).

proposto por Vogelsang (1999) para a identificação de apenas uma quebra estrutural¹⁵; no entanto, o teste utiliza as primeiras diferenças das séries, o que o torna mais confiável na identificação dos *outliers*.

Considera-se, inicialmente, o processo gerador de dados representado por:

$$P_t = d_t + \sum_{j=1}^m \phi_j D(T_{AO,j})_t + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que $D(T_{AO,j})_t = 1$ se $t = T_{AO,j}$ e zero, caso contrário; d_t representa os termos determinísticos ($d_t = \alpha$, se houver apenas intercepto, e $d_t = \alpha + \beta T$, se intercepto e tendência forem incluídos). Esse processo permite identificar a ocorrência de m *Additive Outliers* ocorrendo nas datas $T_{AO,j}$ ($j = 1, \dots, m$). A estimativa de ϕ_j por MQO será realizada em primeira diferença:

$$\Delta P_t = d_t + \phi [D(T_{AO})_t - D(T_{AO})_{t-1}] + v_t \quad (32)$$

em que ϕ é a magnitude do *outlier*. O teste estatístico desse parâmetro analisa se a presença da observação discrepante na data T é significativa, e a hipótese nula testada é a de $\phi = 0$. Se a estatística t calculada, em valor absoluto, for maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula e o *outlier* existe.

Os valores críticos para testar $\phi = 0$ não são os da distribuição *t-Student* convencional; eles foram estimados por Perron e Rodriguez (2003) (Tabela 2).

Tabela 2 – Valores críticos para o teste de identificação de outliers proposto por Perron e Rodriguez (2003)

<i>Tamanho da amostra</i>	<i>1%</i>	<i>5%</i>	<i>10%</i>
N = 100	4,14	3,65	3,44
N = 200	4,20	3,75	3,56

Fonte: Perron e Rodriguez (2003).

Se *outliers* forem identificados, deve-se realizar o teste de raiz unitária considerando a sua presença. Perron e Rodriguez (2003) propuseram uma adaptação

¹⁵ Embora os termos “*outlier*” e “quebra estrutural” sejam bastante relacionados, trata-se de conceitos diferentes. Ainda assim, em todos os trabalhos citados acima eles são tratados como sinônimos. No presente estudo, para a identificação de quebras estruturais, foi realizado o teste de *Chow*. No Apêndice B há uma descrição do procedimento.

do teste ADF, incluindo variáveis *dummies* para representar os períodos em que ocorreram os *outliers*. O teste é realizado a partir da expressão:

$$\Delta P_t = d_t + \delta P_{t-1} + \sum_{i=0}^{n+1} \sum_{j=1}^m \phi_{i,j} D(T_{AO,j})_{t-i} + \lambda_i \sum_{i=1}^n \Delta P_{t-i} + \varepsilon_i \quad (33)$$

em que as *dummies* incluídas, para cada um dos m *outliers* identificados, são do tipo *pulse*, conforme definidas anteriormente. Como no teste ADF convencional, testa-se a presença de uma raiz unitária, verificando se $\delta = 0$. Segundo Perron e Rodriguez (2003), os valores críticos são os mesmos utilizados para o teste ADF.

4.2. Co-integração

Feitas as devidas considerações a respeito da estacionariedade, esta seção apresenta formalmente o modelo econométrico de co-integração.

De acordo com Engle e Granger (1987), co-integração é uma combinação linear de variáveis não-estacionárias, que apresentam uma relação de equilíbrio no longo prazo. Tal equilíbrio tem implicações para o comportamento de curto prazo das variáveis, ou seja, deve existir algum mecanismo que influencia sua trajetória, de modo a garantir a relação de equilíbrio no longo prazo.

Pela definição formal de co-integração, as séries de preços de café $P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{kt}$ serão co-integradas de ordem (d, b) $[CI(d, b)]$, com $0 \leq b \leq d$, se todas elas forem integradas de ordem d $[I(d)]$ e se existir uma combinação linear dessas variáveis:

$$Z_t = a_1 P_{1t} + P_{2t} + \dots + a_{kP_{kt}} \quad (34)$$

que seja integrada de ordem $(d - b)$. O vetor $a = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_k]$ é denominado vetor de co-integração. As combinações lineares “governam” o comportamento de longo prazo (equilíbrio) entre as variáveis.

Nesse contexto, a determinação do conjunto de preços que possuem $(k - 1)$ vetores de co-integração, condição expressa pelo referencial teórico para que um mercado seja integrado, é conduzida pela estimação do modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC), que é uma versão reparametrizada de um modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR).

No modelo VAR, segundo Enders (1995), todas as variáveis são consideradas endógenas e determinadas de modo dinâmico pelos seus valores defasados. Tem-se uma equação para cada variável em função de seus valores passados e dos valores

defasados das outras. Em notação matricial, um VAR com k variáveis e n defasagens, pode ser assim representado:

$$P_t = \alpha + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \dots + \theta_n P_{t-n} + \varepsilon_t \quad (35)$$

em que P_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis endógenas; P_{t-j} , $j = 1, 2, \dots, n$, vetores ($k \times 1$) de variáveis defasadas; α , um vetor ($k \times 1$) de interceptos; θ_j , $j = 1, 2, \dots, n$, matrizes ($k \times k$) de coeficientes a serem estimados; e ε_t , um vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios¹⁶.

O VAR da equação (35) pode ser reescrito na forma:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

que é a sua versão reparametrizada, na qual $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^n \theta_j$ e

$$\Pi = \sum_{i=1}^n \theta_i - I = -\left(I_k - \sum_{i=1}^n \theta_i \right).$$

À exceção de ΠP_{t-1} , os demais termos são estacionários. Entretanto, para que o sistema como um todo seja estacionário, ΠP_{t-1} também deve ser estacionário; para que isso seja possível, Π precisa ter uma estrutura na qual as combinações lineares sejam estacionárias, fazendo com que os preços ($P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{kt}$) sejam co-integrados.

O número de vetores de co-integração será obtido definindo-se quantas são as raízes características (λ) de Π diferentes de zero, o que é semelhante à determinação de seu posto (r).

Por definição, não é possível ter um número igual de relações de co-integração e variáveis co-integradas. Dessa forma, as linhas de Π não podem ser todas linearmente independentes; em outras palavras, Π deve ser singular [$\det(\Pi) = 0$] e seu posto deve ser menor que k (número de séries de preço incluídas na estimação). Tem-se, então, três possibilidades:

- i) $r = 0$, não há nenhuma relação de co-integração entre os preços em estudo.
- ii) $r = k$, todas as séries de preços são $I(0)$ e, portanto, não há necessidade de verificar relações de co-integração entre elas.
- iii) $0 < r < k$, há r combinações lineares.

¹⁶ Uma descrição detalhada do modelo VAR pode ser obtida em Enders (1995), capítulo 5, p. 294-304.

Se o posto de Π for menor que o número de variáveis ($r < k$), é possível mostrar que existem matrizes $\alpha_{(k \times r)}$ e $\beta_{(r \times k)}$ tais que $\Pi_{k \times k} = \alpha_{(k \times r)} \beta'_{(r \times k)}$. Substituindo em (36) essa definição de Π , tem-se:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \alpha \beta' P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (37)$$

A equação (37) é o modelo VEC, no qual $\beta' P_{t-1}$ são as r relações de co-integração que definem o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (são relações em nível); α é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; e Γ_i são matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Em resumo, o procedimento consiste em testar o número de raízes características (λ) diferentes de zero na matriz Π , o que corresponde ao número de vetores de co-integração (r) que, segundo a proposição teórica da integração de mercados aqui considerada, deve ser igual a $(k - 1)$. É, portanto, um procedimento de apenas um estágio; quando o número de relações co-integradas é identificado, tem-se não apenas a estimação dos vetores de co-integração, mas também a estimação da dinâmica de curto prazo do sistema.

Johansen (1988) propôs os testes de razão de verossimilhança *traço* (λ_{trace}) e *máximo autovalor* (λ_{max}) para identificar o número de vetores de co-integração:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (38)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (39)$$

em que T é o número de observações usadas no ajustamento e λ_i , a i -ésima raiz característica.

O teste do traço verifica a hipótese de que existem, no máximo, r vetores de co-integração ($H_0 = r \leq r_0$, contra $H_a = r > r_0$). O teste de máximo autovalor, por sua vez, testa a hipótese nula de que há r vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de que há $(r + 1)$.

Se os testes indicarem um número de vetores de co-integração menor que $(k - 1)$, é preciso identificar o(s) preço(s) que deverá(ão) ser retirado(s) do sistema. Para isso, implementa-se um procedimento de exclusão sequencial, que se inicia com um núcleo de m séries de preços, em que $m < k$, testando-se o número de vetores de co-integração. Se r for igual a $(m - 1)$, adiciona-se outra série e testa-se novamente. O processo continua até que todas as séries sejam inseridas.

4.2.1. Padrão de integração

A interdependência entre as localidades que fazem parte do mercado será verificada pela análise do VEC, representado na equação (37), na qual as estimativas de Γ_i e $\Pi = \alpha\beta'$, conforme definidas anteriormente, contêm informações a respeito dos ajustamentos em P_t no curto e no longo prazo, respectivamente.

A matriz β , chamada matriz de co-integração, caracteriza as relações que ocorrerão entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo, ou seja, como cada variável co-integrada faz o sistema convergir, após um choque, em direção ao equilíbrio no longo prazo. A matriz α , por sua vez, representa a estrutura espacial do modelo e indica o ajustamento a um desequilíbrio qualquer no curto prazo.

Quando cada localidade responde aos desequilíbrios de todas as outras, tem-se um padrão de comportamento em que há extrema interdependência. Nesse caso, *todos* os coeficientes da matriz α serão estatisticamente significantes. Por outro lado, se houver um pólo central que domina o comportamento de longo prazo dos preços, o coeficiente a_{ij} ($j=1,2,\dots,k-1$) será estatisticamente igual a zero para cada localidade.

A análise da significância individual dos coeficientes α e β é realizada por meio da estatística razão de verossimilhança (LR):

$$LR = 2[\ln(L) - \ln(L^*)] \sim \chi_m^2 \quad (40)$$

em que $\ln(L)$ é o logaritmo natural do valor da função de verossimilhança irrestrita; $\ln(L^*)$ é o logaritmo natural da função de verossimilhança restrita, resultante da estimação do modelo apenas com intercepto (considerando as demais variáveis iguais a zero); e χ_m^2 refere-se aos valores críticos da distribuição de *qui-quadrado* com m graus de liberdade (m é o número de restrições impostas pela hipótese nula), aos quais o valor de LR deve ser comparado. Se LR for menor que χ_m^2 , a hipótese nula de que os parâmetros estimados são estatisticamente iguais a zero não será rejeitada.

4.3. Perfis de Persistência

Para verificar o grau de integração entre os mercados, serão calculados *perfis de persistência*, conforme metodologia proposta por Pesaran e Shin (1996). O perfil de persistência sintetiza as estimativas dos parâmetros do VEC numa medida única,

permitindo construir um *ranking* dos mercados, com base no tempo gasto por cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo estabelecidas entre os diferentes preços, na absorção de um choque em todo o sistema. Essas relações podem ser representadas por:

$$Z_{it} = c_i + \beta_{1i}P_{1t} + \beta_{2i}P_{2t} + \dots + \beta_{ki}P_{kt}, \quad i = 1, 2, \dots, k-1 \quad (41)$$

em que Z_{it} é a relação de co-integração dada pelo VEC; c_i , uma constante; $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{ki}$, coeficientes de co-integração; e $P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{kt}$, preços que fazem parte do mercado. A relação (41) pode ser reescrita, de forma reduzida, como $Z_t = c + \beta' P_t$. No equilíbrio, $Z_t = 0$.

Caso haja um choque no sistema, o equilíbrio será perturbado, fazendo com que $|Z_t| \neq 0$. Contudo, como Z_t é estacionário (já que se trata de uma relação de co-integração), o choque será transitório e seu efeito desaparecerá ao longo do tempo, restabelecendo o equilíbrio.

O perfil de persistência (não escalonado) é definido por Pesaran e Shin (1996) como:

$$H_Z(T) = \text{var}(Z_{t+T} / \psi_{t-1}) - \text{var}(Z_{t+T-1} / \psi_{t-1}), \quad T = 0, 1, 2, \dots \quad (42)$$

em que ψ_{t-1} são as informações consideradas até o tempo $(t-1)$; $\text{var}(Z_{t+T} / \psi_{t-1})$, a variância de Z_{t+T} , condicionada ao conjunto de informações, e é também a variância do passo à frente ($T=1$) do erro de previsão de Z_t ; e T , o horizonte de tempo.

Considerando a definição de variância, pode-se reescrever $\text{var}(Z_{t+T} / \psi_{t-1})$ como:

$$E\{[Z_{t+T} - E(Z_{t+T} / \psi_{t-1})] / \psi_{t-1}\}^2 \quad (43)$$

em que $Z_{t+T} - E(Z_{t+T} / \psi_{t-1})$ é o erro de previsão de Z_t , no período $(T+1)$.

Dessa forma, pode-se interpretar o perfil de persistência representado em (42) como sendo a mudança na variância da previsão de Z_{t+T} em relação à variância da previsão de Z_{t+T-1} , com base nas informações ψ_{t-1} .

Substituindo na forma reduzida de Z_{it} ($Z_t = c + \beta' P_t$) a decomposição de P_t nos componentes permanente e provisório ($P_t = A_{kxs} f_t + \tilde{P}_t$), definida na equação (5) do referencial teórico, tem-se:

$$Z_t = c + \beta' A f_t + \beta' \tilde{P}_t \quad (44)$$

Já que Z_t é estacionário, $\beta' A = 0$, e a equação (44) pode ser reescrita como:

$$Z_t = c + \beta' \tilde{P}_t \quad (45)$$

Levando em conta a modificação em Z_t , o perfil de persistência definido em (42) torna-se:

$$H_Z(T) = \beta' \left\{ \text{var} \left(\tilde{P}_{t+T} / \psi_{t-1} \right) - \text{var} \left(\tilde{P}_{t+T-1} / \psi_{t-1} \right) \right\} \cdot \beta, \quad T = 0, 1, 2, \dots \quad (46)$$

De modo a facilitar a comparação entre dois perfis distintos, escalona-se $H_Z(T)$. Para $T = 0$, tem-se:

$$H_Z(0) = \beta' \left\{ \text{var} \left(\tilde{P}_t / \psi_{t-1} \right) \right\} \cdot \beta = \beta' \Omega \beta \quad (47)$$

A seguir define-se uma matriz diagonal G , que contém a inversa da raiz quadrada dos elementos da diagonal de $H_Z(0)$:

$$G = \text{diag} \left\{ H_{11}(0)^{-1/2}, \dots, H_{n-s, n-s}(0)^{-1/2} \right\} \quad (48)$$

Finalmente, o perfil de persistência escalonado será:

$$h_Z(T) = G H_Z(T) G = \{ h_{ij}(T) \}, \quad T = 0, 1, 2, \dots \quad (49)$$

No tempo $T = 0$, o perfil $h_{i,i}(T) = 1$ para $i = 1, \dots, k - s$.

4.4. Dados utilizados

Foram utilizadas séries de preços mensais, recebidos pelos produtores de café arábica do Brasil (BRA), Colômbia (COL), México (MEX), Guatemala (GTM), Peru (PER) e Honduras (HND), no período de janeiro de 1990 a junho de 2007; e preços recebidos pelos produtores de café robusta do Vietnã (VNM), Brasil (BRR), Indonésia (IDN) e Índia (IND), entre janeiro de 1988 e maio de 2005, disponibilizadas pela International Coffee Organization – ICO.

Embora os países em análise sejam representativos do mercado produtor/exportador de cada uma das variedades de café (realizam mais de dois terços da produção e exportação mundiais), inicialmente pretendia-se incluir outros países do continente americano, bem como alguns da África. Entretanto, a dificuldade de obtenção de séries completas para o período de análise foi um fator limitador.

Quanto ao período de análise, a principal dificuldade em considerar o mesmo intervalo de tempo para as duas espécies, esteve relacionada aos preços do Vietnã.

Há dados disponíveis para esse país somente até maio de 2005. Segundo o departamento de estatística da ICO, os dados disponibilizados em sua *home page* são fornecidos pelos próprios países. Desde a data mencionada, o Vietnã não mais enviou seus preços à entidade. A extensão da análise para períodos mais recentes ficou, portanto, impossibilitada, já que, pela importância do Vietnã nesse mercado, não era razoável excluí-lo do estudo. Contudo, para que se tivesse o mesmo número de observações utilizadas para o café arábica (210 meses), optou-se por iniciar o estudo do mercado de robusta em janeiro de 1988. Por meio desse recurso, o rigor econométrico foi o mesmo nas duas análises, sem grandes perdas com relação ao problema de pesquisa, já que a desregulamentação do setor processou-se pouco tempo depois.

Como *proxy* do preço externo (e, ou, nos mercados consumidores) foram usados contratos futuros de café arábica (“Contrato C”, primeiro vencimento), da Bolsa de Nova Iorque (New York Board of Trade – NYBOT, atualmente THE ICE), que é a principal bolsa mundial que comercializa contratos futuros desse tipo de café. A série, aqui denominada Preço Internacional de Café Arábica (PIA), foi obtida no Conselho dos Exportadores de Café do Brasil – CECAFÉ e refere-se a médias mensais. Quanto ao Preço Internacional de Café Robusta (PIR), procurou-se, inicialmente, trabalhar com os dados da London International Financial Futures and Options Exchange – LIFFE (atualmente NYSE EURONEXT). No entanto, devido a dificuldades com o período necessário, optou-se por utilizar o indicador mensal de preços da ICO (*Robustas Group*). Esse é um preço que pode ser considerado referência no mercado internacional de robusta¹⁷. Tanto PIA quanto PIR seguiram o mesmo período de tempo de seus respectivos grupos.

A utilização desses preços justifica-se tanto pelas exigências do modelo econométrico, quanto por características específicas do mercado. Há índices de preços no atacado e varejo, mas que já não se referem à *commodity* café verde, e sim ao café torrado e moído, solúvel, bem como *blends*, que podem conter, em diferentes proporções, tanto café arábica quanto robusta. Nesses níveis de mercado, cada firma

¹⁷ Esse indicador é calculado, pela ICO, por meio de média aritmética dos preços em cada um dos seguintes mercados e tipos de café: Nova Iorque (*Côte d’Ivoire Grade 2; Indonésia EK Grade 4; Uganda Standard; Vietnam Grade 2*) e Le Havre/Marselha (*Cameroon Grade 1; Côte d’Ivoire Grade 2; Indonésia EK Grade 4; Uganda Standard; Vietnam Grade 2*)

oferece um produto que é diferente do de seus concorrentes¹⁸. Além disso, outros trabalhos já fizeram uso desses preços, podendo-se mencionar os de Gómez e Castillo (2001), Nogueira (2005) e Mehta e Chavas (2008).

Todos os preços são disponibilizados por suas fontes em centavos de US\$/libra-peso e foram convertidos em US\$/sacas de 60 kg e posteriormente logaritmizados, conforme exigências do modelo analítico.

Deve-se mencionar que os preços não foram deflacionados. A justificativa para tal expediente é que o deflacionamento introduz uma tendência nos dados. Assim, já que o objetivo da análise de co-integração aqui empregada foi encontrar uma tendência comum entre múltiplas séries de preços, não faria sentido algum criar uma tendência antes da implementação do teste (WANG; TOMEK, 2007; SIQUEIRA, 2007)¹⁹.

¹⁸ Mesmo sendo tratado como *commodity*, o café apresenta diferenciações de qualidade que são reconhecidas no mercado. As variáveis relacionadas à qualidade são: genética, solo, clima e topografia, pragas e moléstias, adubos e defensivos, colheita, beneficiamento e armazenagem.

¹⁹ Siqueira (2007), tratando desse assunto, deu o seguinte exemplo: *Consider two time series $P1$ and $P2$. If we deflate the series, we have $P1,2 = P1,1 \cdot I$ and $P2,2 = P2,1 \cdot I$, where I is the deflator index. Combining them as occurs in a cointegration test, it is easy to find that $P1,2 - P2,2 = (P1,1 - P2,1) \cdot I$. Therefore, deflating a price series creates a trend between them.*

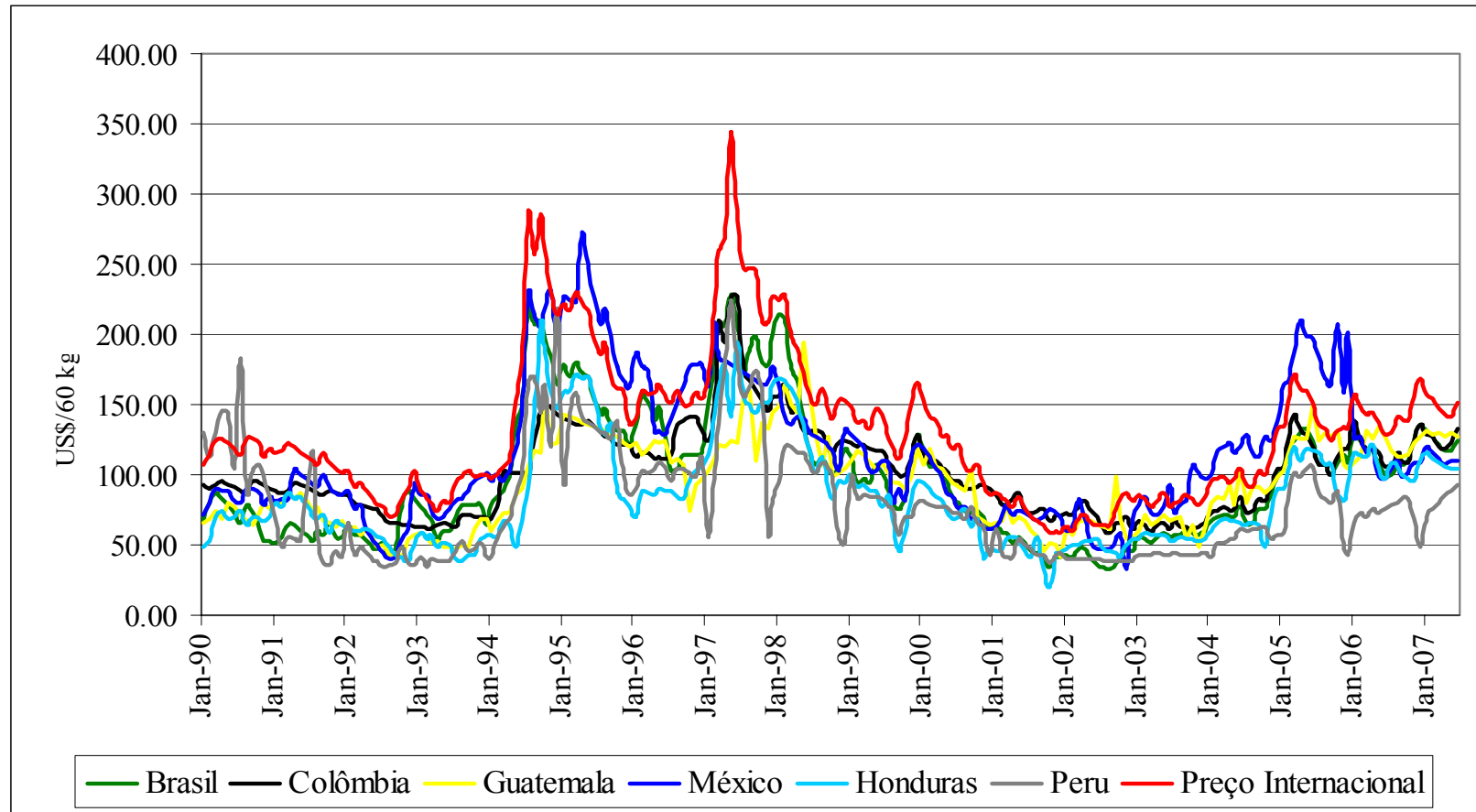
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são apresentados e discutidos os resultados da presente pesquisa. A primeira seção contém análises das séries de preços, com particular ênfase à estacionariedade, já que a metodologia utilizada requer que as séries sejam não estacionárias, mas integradas de mesma ordem. Na segunda, são identificados os mercados que compartilham uma tendência comum de comportamento de preços. Na terceira, é analisado seu padrão de relacionamento. Por fim, na última seção, questões relativas ao grau de integração entre os preços são discutidas.

5.1. Análises preliminares das séries de preços

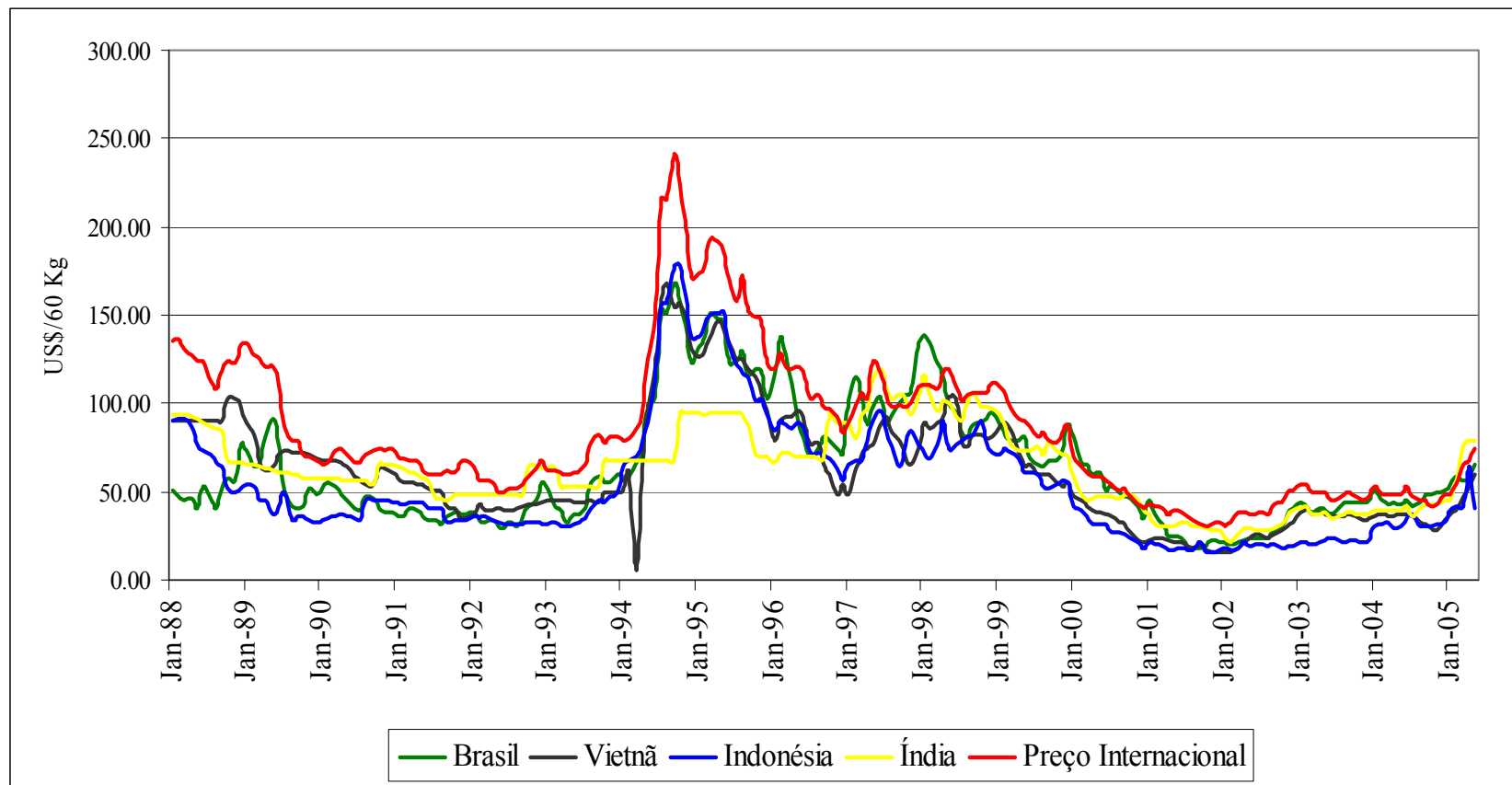
O estudo criterioso das séries temporais é um importante pré-requisito nos trabalhos de transmissão e integração de preços. Uma análise visual de seu comportamento ao longo do tempo pode contribuir na identificação da presença (ou ausência) de elementos como tendências, comportamentos sazonais, quebras estruturais, *outliers* etc.

As Figuras 6 e 7 apresentam as séries de preços recebidos pelos produtores de café das espécies arábica (1990 a 2007) e robusta (1988 a 2005) consideradas neste estudo: Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru, Honduras, Vietnã, Indonésia, Índia, bem como as *proxies* para o mercado internacional dessas duas variedades.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 6 – Preços de café arábica, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, em US\$/60 kg.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 7 – Preços de café robusta, no período de janeiro de 1988 a maio de 2005, em US\$/60 kg.

Observa-se que os preços apresentaram um comportamento semelhante, alternando períodos com tendências de alta e de queda. No entanto, em cada subperíodo, de um mês para o outro, há alterações significativas em termos de crescimento e decréscimo dos preços.

A volatilidade dos preços de café não é um fenômeno recente, visto que a produção é bastante sensível às condições climáticas e a doenças, além da defasagem na resposta da oferta em relação aos estímulos do mercado. Ademais, as variações bruscas de preços aumentaram com o fim do AIC, e os preços caíram sensivelmente após a liberalização do mercado. A ausência de regulação é apenas um fator nesse processo, que tem sido acentuado pelo constante excesso de oferta, resultado do baixo crescimento da demanda, das inovações técnicas e do expressivo crescimento da produção em países como o Vietnã, conforme verificado por Ponte (2002) e May et al. (2004).

Houve uma tendência de queda nos preços até 1994. Em 1993, os países centro-americanos e a Colômbia, visando negociar um acordo de cotas na ICO, passaram a ser mais agressivos nas vendas, fazendo com que os preços caíssem ainda mais. As negociações fracassaram e os produtores, sob a liderança do Brasil, criaram a Associação de Países Produtores de Café (APPC) e começaram articular um programa unilateral de sustentação dos preços.

Em 1994, as duas geadas que comprometeram substancialmente a produção brasileira contribuíram para a acentuada alta de preços observada em todos os países. No entanto, os preços voltaram a cair no fim desse mesmo ano e seguiram baixos até 1997, quando, num contexto de estoques internacionais em níveis críticos, houve um período de seca no Brasil, fazendo com que se iniciasse uma forte recuperação. Embora houvesse excesso de café robusta, a oferta de arábica era baixa, o que causou os picos de alta em países como Brasil, Colômbia e México e nas cotações internacionais dessa espécie. Como as perspectivas da próxima safra brasileira eram muito ruins, o País passou a ser o foco das atenções no mercado internacional (COOPERATIVA COOPARAÍSO, 2003).

A elevação dos preços, em decorrência de geadas (1994) e seca (1997) nas regiões produtoras brasileiras, impulsionou um aumento expressivo da oferta e, por conseguinte, dos estoques nos países consumidores. Posteriormente, o preço voltou à tendência de queda, seguindo assim até meados de 2003, tendo atingido seus piores níveis entre 2001 e 2002. Análises técnicas do setor indicam que nesse período

ocorreu uma de suas mais graves crises, com os preços até 60% menores do que os obtidos em 1997.

No ano 2000, Brasil e Colômbia começaram a planejar uma retenção de estoques para melhorar os preços no mercado internacional. A APPC aprovou um plano de ordenamento, estruturado para durar dois anos, com a participação de todos os membros da entidade, além de Vietnã, Guatemala, Honduras, Nicarágua e México. Mesmo com a retenção sendo aprovada, os preços não mostraram reação e continuaram em queda. Em setembro de 2001, diante do fracasso, o plano foi oficialmente encerrado (COOPERATIVA COOPARAÍSO, 2003). Esse episódio demonstra a perda de poder de manipulação dos preços por parte dos países produtores de café.

As previsões para a safra de 2003 indicaram que os preços baixos praticados no mercado internacional foram responsáveis por queda na produção de vários países. Um novo ciclo de alta iniciou-se em 2004, como resultado, sobretudo, da contínua redução dos estoques mundiais. Desde então, enquanto os preços de outras *commodities*, como soja e milho, batem recordes, os preços de café seguem num ritmo comportado.

A observação das Figuras 6 e 7 indica que há valores discrepantes na amostra, que podem ser explicados pelas particularidades do mercado de café descritas nesta seção. Diante desse fato, empregou-se o teste de Perron e Rodriguez (2003) para a identificação de *outliers* nas séries de preços de café utilizadas no estudo. Essa técnica é importante, pois, quando *outliers* são identificados, há implicações para os demais procedimentos econométricos, principalmente o teste de estacionariedade ADF.

Os possíveis *outliers* que a visualização das séries indicou e que foram testados são: os meses de julho, setembro, outubro e dezembro de 1994 para os preços do Brasil (arábica e robusta), Colômbia, México, Guatemala, Honduras, Peru e Indonésia, além dos preços internacionais das duas variedades. No caso do Vietnã, testou-se também o mês de março de 1994, que teve um valor bastante distinto em relação à própria série e às demais (não foi encontrada na literatura técnica do setor nenhuma justificativa para essa observação, o que possivelmente foi um erro de medida por parte dos responsáveis pela estatística). Também foram verificados outros períodos de instabilidade de preço, como 1997, 2001 e 2002. A Tabela 3 contém os *outliers* identificados.

Tabela 3 – *Outliers* identificados pelo teste de Perron e Rodriguez (2003) no logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo

<i>Série</i>	<i>Período</i>	<i>Parâmetro estimado</i>	<i>t</i>
COL	1997/mar.	0,196	3,953**
PER	1994/dez.	0,711	4,745***
HND	2001/out.	-0,625	-6,498***
PIA	1994/jul.	0,277	4,657***
	1997/maio	0,227	3,742*
VNM	1994/mar.	-2,367	-37,995***

Fonte: Dados da pesquisa.

(***), (**) e (*) indicam significativo a 1%, 5% e 10%, respectivamente (valores críticos de Perron e Rodriguez, 2003, Tabela 2).

As *dummies* referentes a Honduras (2001/out.), Colômbia (1997/mar.), Peru (1994/dez.), Vietnã (1994/mar.) e Preço Internacional de Arábica (1994/jul. e 1997/maio) foram significativas. Conforme mencionado anteriormente, o ano de 2002 apresentou baixa de preços no mercado internacional, reflexo da crise que vinha se desenvolvendo ao longo dos dois anos anteriores (2001 foi o ano que teve os menores preços). Já em 1994 e 1997 houve alta nos preços devido a problemas climáticos no Brasil e baixos níveis dos estoques internacionais, sobretudo de café arábica²⁰.

No caso do preço da Índia, a observação da Figura 7 indicou um comportamento distinto dos demais, com os preços se mantendo em níveis fixos por diversos meses até o ano de 1995. Como o mercado de café indiano foi liberalizado em 1996, a possibilidade de preços artificialmente determinados motivou a realização de um teste de quebra estrutural, mas este não indicou evolução temporal distinta entre os períodos de 1988 a 1995 e 1996 a 2005²¹. No entanto, os valores para a média e desvio-padrão da série nesses dois intervalos sugerem certa diferença, já que no primeiro período o preço médio foi maior (US\$66,45 contra US\$60,14 por

²⁰ Além da identificação dos *outliers*, foi feito um estudo sobre sazonalidade determinística e estocástica nas séries de preços utilizadas. A análise encontra-se no Apêndice A.

²¹ Foi realizado o teste de *Chow*, no qual se testou a existência de quebra estrutural em setembro de 1995. O valor *F* estimado, 0,77, não foi estatisticamente significativo (valor crítico a 1%: 4,71; 5%: 3,04; 10%: 2,33) e, portanto, indicou a não rejeição de H_0 , ou seja, ausência de mudança estrutural. Detalhes sobre o teste de *Chow* podem ser obtidos no Apêndice B.

saca) e a variabilidade menor (15,34 contra 27,41), claro indício de preços controlados. A partir de 1996, no entanto, a série indiana passou a ter comportamento semelhante às demais.

A constatação de que as séries parecem caminhar juntas geralmente é apontada na literatura de séries temporais como um primeiro indício de integração. Ainda assim, concluir que há integração exige procedimentos adicionais, sendo a identificação da ordem de integração das séries um dos mais importantes. Conforme já especificado, o uso da metodologia de co-integração só é possível quando as séries utilizadas são integradas de mesma ordem. Dessa forma, a análise da estacionariedade dos preços foi fundamental.

Embora seja o mais utilizado, é reconhecido na literatura o baixo poder do teste ADF. Portanto, para não incorrer em falhas, sua implementação obedeceu a alguns critérios. Desenvolveu-se o procedimento seqüencial proposto por Doldado et al. (1990), a fim de determinar criteriosamente os termos determinísticos a serem incluídos no teste e evitar, assim, a redução de seu poder. Para as séries de Peru, Honduras e Vietnã, a especificação mais adequada foi a que considerou apenas um intercepto; nas demais, os termos determinísticos de intercepto e tendência não foram estatisticamente significativos (resultados na Tabela 7A do Anexo).

No que se refere à escolha do nível de significância, Enders (1995) sugere que um nível elevado (1% ou 5%) torna mais potente o teste. Há autores que utilizaram 1%, como González-Rivera e Helfand (2001) e Nogueira et al. (2005), e outros, 5%, a exemplo de Foster et al. (1995) e Asche et al. (1999, 2004). Neste trabalho optou-se por considerar o nível de 1%. A Tabela 4 contém os resultados do teste.

As séries foram não-estacionárias em nível e, portanto, $I(1)$. Entretanto, os preços do Peru foram $I(0)$, resultado que não era esperado pois é comum que séries de preços de *commodities* agrícolas sejam não-estacionárias, o que é amplamente relatado na literatura, como nos trabalhos de Ardeni (1989), Foster et al. (1995), Newbold et al. (2000), Nogueira et al. (2005), entre outros.

Tabela 4 – Resultado do teste ADF para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo

	<i>Nível</i>		<i>Primeira diferença</i>		<i>Conclusão</i>
	<i>Defasagens</i>	<i>t</i>	<i>Defasagens</i>	<i>t</i>	
BRA	1	0,026	0	-11,976***	I(1)
COL	0	0,240	0	-12,985***	I(1)
MEX	0	0,012	0	-16,431***	I(1)
GTM	1	0,312	0	-19,063***	I(1)
PER	0	-3,684***	–	–	I(0)
HND	0	-2,699	0	-14,311***	I(1)
PIA	0	0,139	0	-12,399***	I(1)
BRR	1	-0,065	0	-12,016***	I(1)
VNM	1	-2,414	0	-20,622***	I(1)
IDN	0	-0,744	0	-13,799***	I(1)
IND	0	-0,301	0	-12,205***	I(1)
PIR	1	-0,582	0	-10,690***	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1% (valores críticos de cada modelo na Tabela 7A do Anexo).

Segundo Franses e Haldrup (1994), a existência de *outliers* nas séries pode levar à conclusão de uma falsa estacionariedade. Isso motivou a repetição do teste ADF, considerando os *outliers* identificados (Tabela 5).

Tabela 5 – Resultado do teste ADF para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta nas quais foram encontrados *outliers*

	<i>Nível</i>		<i>Primeira diferença</i>		<i>Conclusão</i>
	<i>Defasagens</i>	<i>t</i>	<i>Defasagens</i>	<i>t</i>	
COL	0	-0,029	0	-13,058***	I(1)
PER	0	-3,462	0	-17,880***	I(1)
HND	0	-2,287	0	-14,370***	I(1)
PIA	1	-0,223	0	-11,852***	I(1)
VNM	1	-1,907	0	-26,684***	I(1)
IND	1	-1,868	0	-11,449***	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: (***) indica significativo a 1% (valores críticos de cada modelo na Tabela 7A do Anexo).
Para o teste da série IND foi utilizada *dummy* do tipo *step*.

Quando se considerou a presença de *Additive Outliers*, a série de preços do Peru foi I(1), a 1% de significância, justificando assim sua permanência na análise. Para as demais o resultado se manteve. Resultados como este não são incomuns na literatura. No trabalho de Bacchi (2007), por exemplo, que trata da interdependência dos mercados de álcool e gasolina C no Estado de São Paulo, o teste ADF indicou uma das séries de preço como estacionária e, ainda assim, a autora a manteve na análise de co-integração, justificando que o valor do teste *t* foi muito próximo do crítico²².

Dessa forma, na seção seguinte, que visa determinar se há integração entre os preços de café, foram consideradas todas as séries escolhidas inicialmente, a saber: Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, representantes da espécie arábica, e Vietnã, Brasil, Indonésia e Índia, no caso de robusta; também foram mantidas as *proxies* para os preços internacionais, PIA e PIR.

5.2. Identificação dos preços integrados no mercado internacional de café

O objetivo desta seção foi determinar se os preços estudados fazem parte do mesmo mercado econômico, ou seja, do mercado internacional de café arábica e

²² Foi realizado um terceiro teste de raiz unitária, o teste HEGY, que também indicou a não estacionariedade de todos os preços, inclusive os do Peru (sua especificação, bem como seus resultados, encontram-se no Apêndice A).

robusta. O procedimento utilizado, que consistiu em verificar se os preços possuíam tendência semelhante de comportamento, foi realizado por meio dos testes de co-integração propostos por Johansen (1988), partindo-se de um VAR reparametrizado. Na escolha das defasagens para o modelo, observaram-se os critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannam-Quin (HQ) (Tabela 6).

Tabela 6 – Resultado dos testes de seleção de defasagens para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica e robusta utilizadas no estudo

Defasagem	Arábica			Robusta		
	AIC	SC	HQ	AIC	SC	HQ
0	-4,56	-4,09	-4,37	-0,12	0,00	-0,07
1	-12,30	-11,02	-11,78	-7,59	-7,20	-7,43
2	-12,28	-10,18	-11,43	-7,79	-7,15	-7,54
3	-12,14	-9,24	-10,97	-7,74	-6,85	-7,38
4	-11,93	-8,21	-10,42	-7,75	-6,60	-7,29
5	-11,87	-7,34	-10,04	-7,81	-6,40	-7,24
6	-11,80	-6,45	-9,64	-7,85	-6,19	-7,18
7	-11,68	-5,52	-9,19	-7,85	-5,93	-7,08
8	-11,60	-4,62	-8,77	-7,95	-5,77	-7,07

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Valores em negrito indicam a ordem de seleção da defasagem pelo respectivo critério.

Para o mercado de arábica, os três testes indicaram a inclusão de apenas uma defasagem. Em relação ao café robusta, o critério AIC apontou oito defasagens; o HQ, duas; e o SC, uma. Segundo Enders (1995), em casos como esse, deve-se escolher o critério de SC, pois é o mais parcimonioso. Optou-se, dessa forma, por incluir apenas uma defasagem.

A especificação do teste foi feita com um modelo sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração; esta forma funcional foi escolhida em razão dos resultados dos testes de raiz unitária. Foram incluídas *dummies* para eliminar o efeito dos *outliers* (*dummies* do tipo *pulse*, que assumem valor igual à unidade no momento da ocorrência da observação discrepante, *T*, e zero nos demais períodos). Procurou-se, assim, evitar problemas econométricos, pois, segundo Franses e Haldrup (1994), a presença de

Additive Outliers pode fazer com que o teste de Johansen indique mais vetores de co-integração do que efetivamente existem.

O teste foi realizado para as séries referentes ao café arábica (BRA, COL, MEX, GTM, PER, HND e PIA) e ao café robusta (BRR, VNM, IDN, IND e PIR). Assim, incluíram-se as principais regiões produtoras e também as *proxies* para os preços nos mercados consumidores, por meio dos preços internacionais de café arábica e robusta (PIA e PIR, respectivamente). Em cada mercado, testou-se a existência de $(k - 1)$ vetores de co-integração, considerando a totalidade das séries (Tabela 7).

Tabela 7 – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries de preços em análise

<i>Hipótese nula</i>	τ_{trace}	<i>Valor crítico</i>	τ_{max}	<i>Valor crítico</i>
<i>Arábica</i>				
$r = 0$	289,779	145,398***	99,951	53,123***
$r \leq 1$	189,828	113,419***	61,972	46,746***
$r \leq 2$	127,856	85,337***	46,852	40,295***
$r \leq 3$	81,004	61,267***	30,630	28,588**
$r \leq 4$	50,373	41,195***	24,368	22,299**
$r \leq 5$	26,006	25,078***	22,248	15,892**
$r \leq 6$	3,758 ^{NRH0}	12,761***	3,758 ^{NRH0}	9,165**
<i>Robusta</i>				
$r = 0$	228,767	50,525*	187,385	28,588**
$r \leq 1$	41,382	32,268*	23,326	22,299**
$r \leq 2$	18,055	17,980*	16,206	15,892**
$r \leq 3$	1,848 ^{NRH0}	7,556*	1,848 ^{NRH0}	9,165**

Fonte: Dados da pesquisa.

(***), (**) e (*) referem-se aos valores críticos a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente; (^{NRH0}) indica a não-rejeição da hipótese nula.

Na interpretação do teste, o número de vetores de co-integração foi testado seqüencialmente. Iniciou-se com a hipótese de $r = 0$, que foi rejeitada, pois as estatísticas calculadas (τ_{trace} e τ_{max}) foram maiores que os valores críticos; em seguida testou-se $r \leq 1$, e assim sucessivamente, até a não-rejeição de H_0 em cada mercado.

Em relação ao café arábica, tanto o teste do traço quanto o de máximo autovalor, indicaram a existência de seis vetores de co-integração estatisticamente diferentes de zero ($r \leq 6$), independentemente da ordenação das variáveis no sistema.

Para o café robusta, quando se realizou o teste com os cinco preços em conjunto, foram obtidos três vetores de co-integração, evidenciando que uma das séries deveria ser retirada do sistema (resultado na Tabela 8A do Anexo). Implementou-se, então, o procedimento de exclusão seqüencial descrito na metodologia, considerando diferentes ordenações. Optou-se, ao fim, pela exclusão da Índia. Com a retirada desse país, foram obtidos os três vetores de co-integração ($r \leq 3$) apresentados na Tabela 7 e, portanto, apenas uma tendência estocástica entre os preços.

Contudo, o fato de terem sido obtidos $(k - 1)$ vetores de co-integração não é condição suficiente para garantir a participação de cada um dos preços no equilíbrio de longo prazo dos dois mercados. Por esse motivo, foram testadas as hipóteses de que os parâmetros α e β sejam estatisticamente iguais a zero (Tabela 8).

Tabela 8 – Teste de razão de verossimilhança de restrições aos parâmetros de co-integração (β 's) e de ajustamento (α 's) relacionados a cada um dos preços que compõem o espaço de co-integração

	$\chi^2 (H_0: \beta's = 0)$	<i>P-valor</i>	$\chi^2 (H_0: \alpha's = 0)$	<i>P-valor</i>
BRA=0	20,067	0,003	11,435	0,076
COL=0	31,044	0,000	41,757	0,000
MEX=0	24,449	0,000	17,182	0,009
GTM=0	55,724	0,000	40,661	0,000
PER=0	66,658	0,000	55,686	0,000
HND=0	78,502	0,000	77,142	0,000
PIA=0	45,282	0,000	18,655	0,005
BRR=0	14,946	0,002	9,900	0,019
VNM=0	182,937	0,000	164,875	0,000
IDN=0	26,432	0,000	6,257	0,099
PIR=0	72,618	0,000	9,079	0,028

Fonte: Dados da pesquisa.

As restrições relativas aos parâmetros β foram rejeitadas a 1% de

significância, indicando que todos os preços efetivamente participavam do equilíbrio de longo prazo do mercado internacional de café arábica, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, e, do de robusta, entre janeiro de 1988 e maio de 2005.

Em relação à matriz α , o preço da Colômbia, México, Guatemala, Peru, Honduras, Vietnã e o Preço Internacional de Arábica foram significativos a 1%; o preço de robusta brasileiro, bem como a cotação internacional dessa espécie, a 5%. No caso do Brasil (para a espécie arábica) e da Indonésia, a hipótese nula de $\alpha = 0$ só pôde ser rejeitada a 10%. Considerou-se, destarte, que todos os preços se ajustaram a desequilíbrios transitórios. Esse resultado indica a ausência de exogeneidade fraca, ou seja, nenhum dos preços foi o fator integrador do sistema. Conseqüentemente, justifica-se a modelagem multivariada, pois não houve um preço que, ao mesmo tempo, foi o responsável pela variação dos demais sem ser influenciado por nenhum outro.

A ausência de exogeneidade está de acordo com a dinâmica do mercado de café após sua desregulamentação. Os países produtores, mesmo integrados, como demonstraram os resultados deste estudo, já não são responsáveis pelo *controle* do preço. O fracasso do acordo firmado em 2001 entre os membros da APCC e outros importantes produtores, como Vietnã, Guatemala e México, é mais um indício dessa realidade. A *formação* do preço situa-se em outra esfera, caracterizada pela negociação entre exportadores e as companhias processadoras internacionais, responsáveis pela distribuição do produto final. Verifica-se, assim, um indício do processo de interdependência oligopsônica proposto no referencial teórico.

A desregulamentação dos mercados internos, que ocorreu a partir da década de 1990, também é responsável pela integração identificada. Antes, o governo de cada país garantia o controle interno de preços, já que adquiria o café de cooperativas de produtores e o revendia para exportação ou consumo doméstico. Também oferecia um esquema de estabilização, fixando o preço em bases anuais ou mensais mais altas do que as do equilíbrio de mercado. Assim, cada país tinha uma dinâmica de preço ditada pelo Estado, de acordo com as suas necessidades internas. Após a liberalização, os produtores ficaram mais expostos às condições de oferta e demanda globais, o que significa que cada país deixou de ser considerado como uma unidade única de mercado (PONTE, 2002).

Contribui ainda para esses resultados o fato de a maior parte dos países analisados serem grandes produtores e exportadores de café verde. Conforme dados

do USDA (2007), em 2007, eles foram responsáveis por cerca de 73% da produção e 74% da exportação mundial. Se forem consideradas as especialidades, em 2006/7, os representantes do mercado de arábica realizaram aproximadamente 75% da produção e 80% das exportações, enquanto os de robusta, 70% e 76%, respectivamente.

Por outro lado, o consumo nos países produtores, à exceção do Brasil, ainda é baixo. Contudo, tem havido um crescimento nessas regiões de modo mais dinâmico do que nos mercados importadores. Esse fato é explicado pela melhora da qualidade do café destinado aos mercados domésticos, preços mais atrativos e aumentos no nível de renda da população, além da tendência de estagnação da demanda nos tradicionais mercados consumidores (VERÍSSIMO, 2003).

O fato de os preços da Índia não compartilharem a mesma tendência das demais séries de café robusta deve ser interpretado com cautela. Devido à dificuldade de obtenção de dados relativos a custos de transação no comércio internacional de café, a não-participação desse país no espaço de co-integração pode indicar uma não-estacionariedade desses custos. Há registros na literatura de situações dessa natureza, como em Goodwin (1992), que apresenta um exemplo empírico no qual a co-integração entre os mercados internacionais de trigo somente existia quando os custos de transporte eram incluídos na análise.

No entanto, a mais provável explicação para a não-integração dos preços indianos é que, no período considerado nesta pesquisa, o mercado de café do país teve duas realidades distintas. Até 1995 foi marcado por protecionismo. A análise da evolução temporal de sua série de preço (Figura 7) evidencia um comportamento bastante distinto das demais, com valores fixos por diversos meses. Essa característica sugere que os preços seriam artificialmente formados, o que, a rigor, comprometeria sua integração. Em 1996 ocorreu a liberalização do setor e, somente a partir de então, é possível falar em preços influenciados pelas condições dos demais mercados. González (2007) identificou que após as reformas do mercado de café, os preços ao produtor indiano passaram a ser co-integrados com os preços mundiais.

Portanto, pelos resultados do teste de co-integração e de significância dos parâmetros α e β , é possível concluir que, à exceção da Índia, há uma única tendência estocástica que governa o comportamento dos preços ao longo do tempo no mercado de cada tipo de café. Comprovou-se a proposição teórica adotada neste estudo, de que deve haver um fator integrador comum entre os preços. Confirmada a integração, pode-se afirmar que choques em um dos preços são capazes de promover

ajustamentos nos demais. Em outras palavras, o mercado não é segmentado e é eficiente na difusão de informações, contribuindo para o estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo no mercado internacional de café.

É preciso notar, entretanto, que a transmissão de preços entre os diversos países não necessariamente faz com que os produtores estejam sempre numa situação melhor. Certamente, durante a crise que ocorreu entre os anos de 2000 e 2002 e causou severas perdas, os produtores prefeririam um sistema de controle de preços ao livre mercado (GONZÁLEZ, 2007).

Os resultados até então obtidos no estudo estão em conformidade com os de trabalhos que também utilizaram o modelo de co-integração para verificar relações entre preços de *commodities* no mercado internacional e, igualmente, consideraram as principais regiões produtoras e, ou, exportadoras. Alguns desses estudos são destacados a seguir.

Asche et al. (1999) examinaram a integração entre os preços de cinco espécies de salmão comercializadas mundialmente, no período de 1986 a 1996; concluíram que as espécies faziam parte do mesmo mercado e podiam ser consideradas substitutas entre si²³. Costa e Ferreira Filho (2000) evidenciaram a integração entre os mercados de arroz do Brasil, Uruguai, Argentina e Tailândia, e de milho, da Argentina e Rotterdam, de 1990 a 1998. Coelho (2004) identificou a transmissão de preços entre o mercado brasileiro e internacional de algodão, considerando o período de 1982 a 2001; segundo esse autor, a desregulamentação do mercado de algodão, ocorrida na década de 1990, modificou a maneira como são formados os preços no país, que passaram a ser influenciados por variáveis externas. Jarvis et al. (2005) comprovaram, para diferentes intervalos de tempo (1961/80, 1980/2002 e 1990/2002), a convergência dos preços de carne bovina entre grandes exportadores (Estados Unidos, Austrália, Uruguai, Argentina e Inglaterra) e também enfatizaram a importância da liberalização dos mercados para os resultados obtidos. Margarido et al. (2007) investigaram a transmissão de preços no mercado mundial de soja, de 1995 a 2003; concluíram que Brasil e Argentina são tomadores de preços, ao

²³ Como analisaram preços de espécies diferentes de salmão, Asche et al. (1999) concluíram que (...) *these species compete in the same market as evidenced by their cointegrated prices (...)*; afirmaram ainda que as distintas espécies poderiam ser consideradas como *the generic product "salmon"*. Tais conclusões corroboram a utilização do modelo de co-integração no presente trabalho, dado que os cafés dos diversos países analisados apresentam algum grau de diferenciação entre si. Ainda assim, são considerados como substitutos no mercado internacional, e os resultados deste estudo comprovaram isso.

passo que EUA e Rotterdam são formadores.

Em se tratando especificamente de café, Gómez e Castillo (2001) avaliaram as relações entre o preço ao produtor e em nível de varejo, inferindo que os países produtores já não são capazes de controlar o preço, dado o poder de mercado dos grandes atacadistas que atuam nesse segmento. Nogueira (2005) analisou a integração entre mercados internos e externos. Esse autor identificou transmissão entre os preços de café arábica e robusta no mercado brasileiro (representado pelos preços pagos aos produtores de Minas Gerais, São Paulo e Espírito Santo) e internacional (também utilizando como *proxies* cotações de bolsas, NYBOT e LIFFE, respectivamente). Mehta e Chavas (2008) estudaram a evolução dos preços em nível de varejo, atacado e produtor, no contexto do AIC (utilizando preços pagos ao produtor de arábica do Brasil fornecidos pela ICO, como neste estudo), e concluíram que o acordo de quotas fazia com que os preços do Brasil fossem desconectados dos preços internacionais.

5.3. Padrão de transmissão de preços

A análise do padrão de interdependência entre os preços foi realizada por meio da estimação do modelo VEC. Para ambos os mercados, os vetores de co-integração (também chamados de elasticidade de transmissão de preços de longo prazo, já que todas as séries foram consideradas em seus logaritmos naturais) foram calculados em relação aos respectivos preços internacionais (PIA e PIR). Essa escolha se deve ao fato de esses preços terem sido incluídos como *proxy* do mercado externo (ou preços nos mercados consumidores), representando, assim, a ligação entre os demais. As séries PIA e PIR referem-se a preços futuros, praticados nas principais bolsas mundiais que comercializam contratos de café, o que, segundo Nogueira (2005), permite com que sejam representativas do mercado internacional. Por outro lado, conforme destacado por diversos autores (GÓMEZ; CASTILLO, 2001; PONTE, 2002; CALFAT; FLORES JUNIOR, 2002), desde a desregulamentação do mercado, os países produtores deixaram de exercer controle direto sobre os preços, o que também justifica tal normalização²⁴.

²⁴ Embora não seja o objetivo deste estudo, deve-se acrescentar que, excluindo o componente especulativo inerente aos mercados futuros, segundo Tomek e Robinson (1990), os preços futuros são uma antecipação dos preços que vigoram no mercado à vista na data de vencimento do contrato (à medida que se aproxima essa data, os preços futuros e físicos tendem a convergir). Morgan et al. (1994) afirmam que os preços no mercado futuro devem representar a melhor estimativa do preço à

As Tabelas 9 e 10 contêm, respectivamente, as seis relações de equilíbrio de longo prazo obtidas para os preços de café arábica e as três de café robusta. As relações foram estabelecidas em termos de pares de mercado e são expressas da seguinte forma: $p_{HND,t} = -0,177 + 0,945p_{PIR,t}$; $p_{PER,t} = -0,771 + 1,042p_{PIR,t}$ etc.

As elasticidades de transmissão de preços são diretamente interpretadas: uma variação de 1% no preço internacional de café arábica causaria uma mudança, no mesmo sentido, de 0,94% no preço de Honduras, de 1,04% no preço do Peru e assim sucessivamente; em relação ao mercado de café robusta, a interpretação é semelhante. Todos os β 's foram individualmente significativos a 1%.

Tabela 9 – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007

	<i>HND</i>	<i>PER</i>	<i>GTM</i>	<i>MEX</i>	<i>COL</i>	<i>BRA</i>
<i>PIA</i>	-0,945 (-10,150)	-1,042 (-11,471)	-0,905 (-7,314)	-1,076 (-7,152)	-0,759 (-11,284)	-1,505 (-12,262)
<i>C</i>	0,177 (0,396)	0,771 (1,773)	-0,196 (-0,331)	0,490 (0,680)	-0,958 (-2,973)	2,733 (4,647)

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student*.

Valores críticos: (***) 1%: 2,576; (**) 5%: 1,960; (*) 10%: 1,645.

Tabela 10 – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005

	<i>IDN</i>	<i>BRR</i>	<i>VNM</i>
<i>PIR</i>	-1,438 (-13,832)	-1,340 (-7,409)	-1,122 (-33,926)
<i>C</i>	2,350 (5,185)	1,682 (2,133)	0,867 (6,018)

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student*.

Valores críticos: (***) 1%: 2,576; (**) 5%: 1,960; (*) 10%: 1,645.

vista no vencimento do contrato. Essas observações também podem ser apontadas como justificativa para a normalização do VEC em relação às *proxies* dos preços internacionais.

Esse padrão de relacionamento, no qual todos os vetores de co-integração são significativos, era esperado. Como se trata de preços em nível de produtor, é plausível admitir que os países sigam, em longo prazo, tendências do mercado internacional, já que a demanda de café verde, representada basicamente por companhias processadoras, tem importante papel na formação de tais preços. Por outro lado, mudanças bruscas na oferta, notadamente alterações na produção do Brasil e do Vietnã, se fazem sentir nos demais países²⁵.

No mercado de café arábica destaca-se o caso do Brasil e do México, que foram os mais expostos às condições do preço internacional, e também a Colômbia, que se mostrou a menos influenciada. Essas distintas elasticidades de transmissão de preços podem ser atribuídas, principalmente, ao grau de desregulamentação do mercado de café nesses países.

O Brasil é o país no qual a liberalização do mercado cafeeiro se deu de modo mais intenso. Em 1990 foi extinto o Instituto Brasileiro do Café (IBC), que controlava a política econômica do setor desde a década de 1950. A partir de então, a intervenção estatal restringiu-se ao gerenciamento e venda de estoques públicos e à concessão de crédito para o cultivo, a colheita e o processamento final do produto. Os vários segmentos da cadeia produtiva de café brasileira passaram a enfrentar uma realidade de total desregulamentação do mercado (BRAGANÇA, 2005; RUFINO, 2006). Dessa forma, é razoável que o País seja o mais influenciado pelo mercado internacional, justamente por ter o maior grau de abertura às condições externas.

No início dos anos 1990, por interesses comerciais, o México apresentou uma postura favorável às reivindicações dos países consumidores, principalmente as dos EUA. Assim, em 1993, o setor cafeeiro mexicano foi liberalizado e houve a substituição do Instituto Mexicano del Café (INMECAFE) pelo Consejo Mexicano del Café (CMC), que se tornou responsável pela execução da política cafeeira do país. Desde então, as atribuições do CMC limitam-se a formular e propor políticas de modernização do setor e representar o café mexicano nos mercados nacionais e internacionais (COUTINHO et al., 1993; BRAGANÇA, 2005). Por essas mudanças, os preços mexicanos também estão bastante expostos às alterações do mercado.

²⁵ Como Brasil e Vietnã são os maiores produtores e exportadores de café, os vetores de co-integração foram estimados novamente, normalizando-os em relação a esses países. Os valores obtidos, apresentados nas Tabelas 9A e 10A do Anexo, embora sejam distintos em magnitude, levam a conclusões semelhantes às até então apresentadas, confirmando a integração entre os preços.

No caso da Colômbia, a justificativa é a incompleta desregulamentação de seu mercado cafeeiro, quando comparada a outras regiões, fazendo com que seus preços estejam menos expostos às condições externas. Segundo Bragança (2005), o gerenciamento do café colombiano é feito, desde 1927, pela Federación Nacional de Cafeteros de Colombia (Federacafé). Esse órgão é responsável pelo Fondo del Café (FNC), que financia pesquisas e projetos de desenvolvimento regional e é utilizado como instrumento de estabilização dos preços. Com recursos do FNC, a Federacafé garante, quando necessário, um preço mínimo, agindo como comprador de último recurso. Ainda assim, na determinação do preço pago aos produtores, são levados em conta aspectos relativos ao mercado internacional, como as condições de oferta nos demais países do continente, especialmente as brasileiras.

Esses resultados para as elasticidades de transmissão de preços são semelhantes aos de González (2007). Essa autora analisou o impacto das reformas ocorridas em alguns países produtores sobre os preços de café, igualmente utilizando um modelo de correção de erros e concluiu que:

In general, the largest impact of the reforms was detected in countries where the liberalization was complete, leading to full withdrawal of state-trading enterprises from marketing, significantly simplified procedures for export licensing and entry of private traders. The following countries are in this category: Brazil, Kenya, Mexico, Uganda, Madagascar, Togo and Cameroon. [...] In other countries several important reforms took place, but they were less far-reaching or happened more gradually than in the cases described above. These include Colombia, Ethiopia, Tanzania, Angola and Central African Republic.

No que diz respeito à integração dos preços de café robusta, a menor influência do preço internacional sobre o Brasil (quando se compara ao resultado para café arábica) pode ser atribuída ao fato de esse não ser o principal tipo de café produzido e exportado pelo País. Em contraste, no Vietnã e na Indonésia a espécie ocupa a principal posição.

Essas relações de longo prazo estabelecidas entre os preços são asseguradas por um mecanismo de correção de erros que as conduz ao equilíbrio. No modelo utilizado neste trabalho, esse mecanismo é representado pela matriz α e permite verificar a estrutura espacial do mercado. Nas Tabelas 11 e 12 são apresentados os valores calculados para o vetor de correção de erros nos dois mercados em análise.

Tabela 11 – Coeficientes de ajustamento do VEC (α 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007

<i>Correção de erros</i>	<i>HND</i>	<i>PER</i>	<i>GTM</i>	<i>MEX</i>	<i>COL</i>	<i>BRA</i>	<i>PIA</i>
<i>HND, PIA</i>	-0,430 (-4,907)	0,007 (0,047)	0,121 (1,506)	-0,036 (-0,387)	-0,063 (-1,371)	-0,062 (-0,772)	-0,015 (-0,233)
<i>PER, PIA</i>	-0,103 (-1,946)	-0,379 (-4,427)	0,018 (0,359)	0,072 (1,298)	0,003 (0,111)	-0,033 (-0,678)	0,045 (1,187)
<i>GTM, PIA</i>	0,066 (0,867)	0,103 (0,837)	-0,259 (-3,695)	0,052 (0,649)	0,119 (2,961)	-0,028 (-0,403)	0,021 (0,377)
<i>MEX, PIA</i>	0,140 (2,747)	-0,006 (-0,077)	0,050 (1,058)	-0,129 (-2,425)	0,044 (1,641)	0,081 (1,743)	0,033 (0,890)
<i>COL, PIA</i>	0,155 (1,462)	0,082 (0,477)	0,134 (1,378)	-0,243 (-2,187)	-0,211 (-3,794)	0,058 (0,602)	0,013 (0,177)
<i>BRA, PIA</i>	-0,129 (-2,046)	0,132 (1,290)	0,077 (1,332)	0,102 (1,539)	0,021 (0,627)	0,013 (0,227)	0,111 (2,458)

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student*.

Valores críticos: Estatística *t* – 1%: 2,57; 5%: 1,96; 10%: 1,64.

A partir da Tabela 11, pode-se inferir que a magnitude dos coeficientes estimados para café arábica (em valor absoluto) indica que os preços responderam mais rapidamente aos seus próprios desequilíbrios em relação ao preço internacional. O preço de Honduras e, em seguida, o da Colômbia e México mostraram-se mais suscetíveis às variações nos demais. O preço do Peru, Guatemala, Brasil e o Preço Internacional foram os que menos reagiram às alterações nas relações de co-integração dos outros (com apenas um termo de correção de erros significativo).

Os coeficientes de ajustamento do Brasil devem ser destacados, pois seu preço foi o que menos reagiu aos demais termos de correção de erros. A explicação para esse resultado é que o País, além de ser o maior produtor e exportador de café, é também um dos maiores mercados consumidores (o segundo, em termos mundiais), o que faz com seu preço seja menos suscetível às variações de curto prazo dos demais preços que compõem o mercado. Justificativa semelhante foi dada por Margarido et al. (2007) para explicar o baixo ajustamento de curto prazo do preço de soja dos EUA, em relação aos preços do Brasil, Argentina e Rotterdam.

Não obstante, o preço internacional respondeu aos desequilíbrios transitórios do Brasil, evidenciando a importância do país no mercado externo de café e confirmando a proposição acima. É comum que mudanças na oferta brasileira sejam responsáveis por perturbações no preço de equilíbrio em nível mundial. Os movimentos de alta ocorridos em 1994 e 1997, conforme já discutido anteriormente, foram resultados de problemas com a safra brasileira (geadas e seca, respectivamente).

Tabela 12 – Coeficientes de ajustamento do VEC (α 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005

<i>Correção de erros</i>	<i>IDN</i>	<i>BRR</i>	<i>VNM</i>	<i>PIR</i>
<i>(IDN, PIR)</i>	-0,082 (-1,695)	0,164 (2,928)	0,023 (0,426)	0,106 (3,209)
<i>(BRR, PIR)</i>	0,061 (2,236)	-0,105 (-3,323)	-0,006 (-0,198)	-0,020 (-1,073)
<i>(VNM, PIR)</i>	-0,001 (-0,019)	0,008 (0,142)	-0,485 (-8,741)	-0,018 (-0,514)

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student*.

Valores críticos: Estatística *t* – 1%: 2,576; 5%: 1,960; 10%: 1,645.

Entre os mercados de robusta analisados, conforme mostra a Tabela 12, o preço da Indonésia foi o mais interdependente. O Brasil influenciou seu próprio preço e o da Indonésia, e também se ajustou ao termo de correção de erros desse último país, mas, diferentemente da análise do café arábica, não teve impacto sobre o preço internacional. Tal resultado não surpreende, já que a maior parte de sua produção refere-se ao tipo arábica. O preço do Vietnã foi o que respondeu mais rapidamente aos choques, com coeficiente de 0,485 (em valor absoluto), mas esse ajuste foi em relação aos seus próprios desequilíbrios transitórios.

Mesmo com a ausência de exogeneidade fraca (resultado apresentado na Tabela 8), não se verificou, como mostrado nas Tabelas 11 e 12, um padrão de interdependência entre *todos* os preços (já que o teste *t* não indicou a significância individual de todos os coeficientes α 's). Tal resultado pode ser explicado por três razões principais.

Em primeiro lugar, embora os cafés produzidos nesses países sejam

substitutos no mercado internacional, a substituição não é perfeita e associa os preços apenas no longo prazo. Segundo Ponte (2002), a substitutibilidade entre os cafés de diversas origens tem sido resultado de desenvolvimentos tecnológicos que possibilitaram uma maior flexibilidade na criação de *blends*. As empresas processadoras não dependem mais de variedades específicas de café, tendo possibilidade de substituir o café colombiano pelo da América Central ou o brasileiro pelo mexicano, e até mesmo trocar arábica por robusta de qualidade superior. Discussão semelhante foi apresentada na análise do mercado brasileiro de arroz, realizada por González-Rivera e Helfand (2001).

Outra explicação é a existência de muitos pequenos produtores que estão em regiões remotas, de difícil acesso e com precária infra-estrutura de comunicação, realidade comum aos países estudados. A dificuldade de obter informações tão logo elas surjam reduz a habilidade dos produtores de negociarem com outros participantes da cadeia produtiva, dificultando uma resposta adequada às condições de mercado no curto prazo. Soma-se a isso o ciclo biológico do café, que impede um ajuste imediato.

Um terceiro motivo são os impedimentos às importações de café verde pelos países em estudo. Segundo Silva (2008), as maiores tarifas à importação de café são cobradas por países que são grandes produtores e exportadores do produto. Essas nações temem que a entrada de café de outros países possa comprometer a produção e os preços domésticos. O Brasil, por exemplo, dificulta a importação de café verde robusta, sobretudo proveniente do Vietnã, por meio de restrições fitossanitárias, justificando que se deve evitar a entrada de pragas e doenças, comuns na lavoura daquele país.

Não obstante a ausência de interação entre todos os preços, essa análise da estrutura espacial do modelo, por meio dos coeficientes α 's, mostrou que os países produtores têm formas distintas de inserção no mercado mundial. Brasil e Vietnã, por serem os maiores produtores e exportadores, são influenciados, no curto prazo, basicamente por suas próprias condições e pelo preço internacional, que, por sua vez, também sofre influência dos preços brasileiros. No extremo oposto, a grande interdependência de Honduras, por exemplo, reflete o fato de ser, entre as nações consideradas, a de menos expressividade no mercado.

Por fim, para tornar mais completa a análise do padrão de relacionamento entre os preços de café no mercado externo, foi testada a hipótese de perfeita

integração. Verificou-se, por meio do teste de Razão de Verossimilhança, se uma variação no preço internacional é transmitida de maneira completa aos países. Essa análise justifica-se, pois é muito comum que a divulgação de estimativas de safras, notícias de problemas climáticos etc., principalmente no Brasil, levem, na maioria das vezes, a um impacto imediato em todo o mercado (Tabela 13).

Tabela 13 – Teste de razão de verossimilhança para a hipótese de perfeita integração entre pares de preços

H_0	χ^2	P -valor
<i>Arábica</i>		
$\beta_{\text{HND}} = -\beta_{\text{PIA}}$	27,071	0,000
$\beta_{\text{PER}} = -\beta_{\text{PIA}}$	34,762	0,000
$\beta_{\text{GTM}} = -\beta_{\text{PIA}}$	52,400	0,000
$\beta_{\text{MEX}} = -\beta_{\text{PIA}}$	50,606	0,000
$\beta_{\text{COL}} = -\beta_{\text{PIA}}$	45,520	0,000
$B_{\text{BRA}} = -\beta_{\text{PIA}}$	49,634	0,000
<i>Robusta</i>		
$\beta_{\text{IDN}} = -\beta_{\text{PIR}}$	130,840	0,000
$\beta_{\text{BRR}} = -\beta_{\text{PIR}}$	69,682	0,000
$B_{\text{VNM}} = -\beta_{\text{PIR}}$	19,169	0,001

Fonte: Dados da pesquisa.

Rejeitou-se a perfeita integração para os pares de preço tanto para o café arábica quanto para o robusta. Tal resultado é plausível uma vez que os vetores de co-integração captam diferenças de sistemas produtivos, tecnologias e qualidade do produto.

A produção nos países considerados é bastante heterogênea. Em algumas regiões, o cultivo é realizado basicamente por pequenos produtores, que utilizam mão-de-obra familiar, ao passo que em outras são empregadas modernas técnicas de produção e obtidas altas taxas de produtividade. Com relação ao café arábica, por exemplo, as características edafo-climáticas e topográficas do Brasil possibilitam melhores condições para a mecanização e a produção em escala, diferentemente do cultivo dos países da América Central, do México e da Colômbia, onde grande parte se localiza em áreas íngremes e de intensa vegetação. Por sua vez, o beneficiamento

ocorre de maneiras distintas, podendo ser por via úmida ou seca²⁶ (VERÍSSIMO, 2003). Com relação a questões institucionais, já não há intervenção governamental no setor cafeeiro do Brasil, realidade ainda não totalmente assegurada em outros países. Por fim, a ausência de perfeita integração pode também ser resultado de custos de transação relacionados a fretes, taxas portuárias, entre outros custos de produção e exportação, específicos de cada país.

Esse resultado é comum na literatura, uma vez que a perfeita integração requer um funcionamento do mercado em condições muito próximas às de concorrência perfeita. Essa é uma das críticas feitas às análises fundamentadas exclusivamente na LPU. No estudo da integração entre os estados produtores de café brasileiros, realizado por Nogueira (2005), a hipótese foi igualmente rejeitada. Em outros trabalhos, como o de Pereira (2005) e Rosado (2006), que tratam da integração entre os mercados de boi gordo e suínos do Brasil, respectivamente, as conclusões são semelhantes.

De modo geral, a interdependência entre os preços internacionais de café verificada neste estudo pode ser atribuída às características do mercado após o fim do AIC. Com a desregulamentação do setor em nível internacional, aumentou o poder de manipulação do mercado por parte dos grandes grupos empresariais. As principais empresas do setor (Nestlé, Sara Lee, Starbucks e KraftFoods, por exemplo), atuam nos vários países, combinam as variedades na confecção de seus *blends* e controlam o “sabor” da bebida nos mercados consumidores. Dessa forma, têm muito mais habilidade e recursos para controlar as mudanças do mercado que os países produtores.

Por conseguinte, o fato de poucas firmas controlarem o mercado internacional de café, comprando o produto de vários países e, possivelmente, aplicando políticas semelhantes, faz com que haja, em nível de produtor, co-movimento de preços. Essa transmissão de preços, mesmo indireta, é a própria definição de integração de mercados e foi a proposição teórica adotada neste estudo. Goodwin e Schroeder (1991) também encontraram evidência desse tipo de relacionamento ao concluírem que a maior integração do mercado de carne bovina dos Estados Unidos foi resultado da concentração na indústria processadora.

²⁶ Detalhes sobre os sistemas produtivos, beneficiamento e outras questões técnicas relacionadas à produção de café podem ser obtidos em Ponte (2002), Veríssimo (2003) e Saes e Miranda (2006 a, b).

Ainda que se reconheça a importância da interdependência oligopsônica para os resultados encontrados, não se deve negligenciar o papel das condições da oferta na explicação do movimento semelhante de preços no mercado internacional. Análises conjunturais do setor indicam, por exemplo, que os preços mais baixos dos últimos anos são resultado do crescimento expressivo da produção em alguns países, com destaque para o Vietnã.

Deve-se ressaltar que esses resultados não indicam que, no longo prazo, os preços de café no mercado internacional serão iguais. Em outras palavras, a integração identificada permite apenas afirmar que os preços possuem trajetórias temporais semelhantes e convergem para um equilíbrio de longo prazo, porém mantendo-se em magnitudes distintas. Nesse caso, as ligações indiretas, determinadas por parceiros comerciais comuns, certamente são as responsáveis pela integração, fazendo com que a interdependência ocorra sem que os preços difiram exatamente pelos custos de transferência.

5.4. Grau de integração

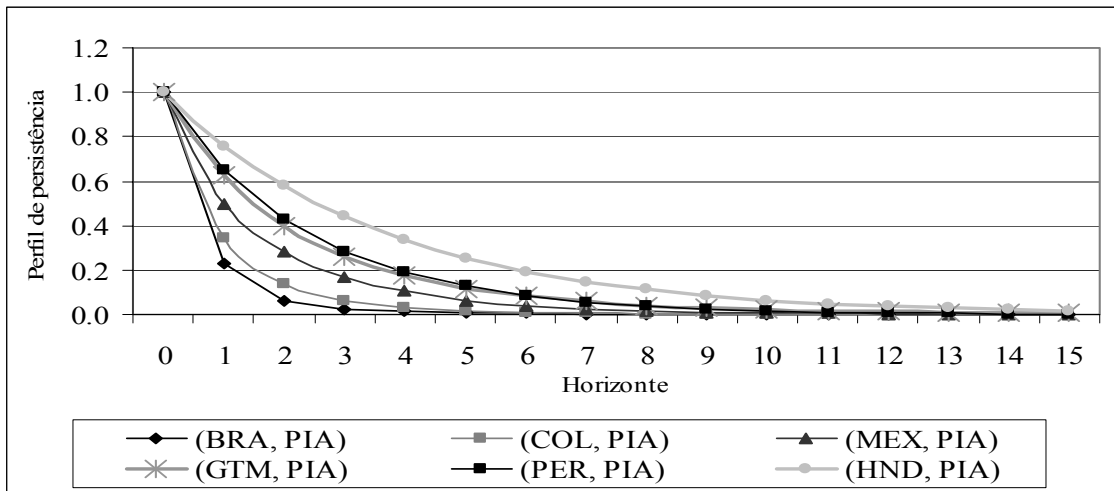
Uma vez identificada a integração entre os preços, procurou-se determinar em quanto tempo as relações estabelecidas retornariam ao equilíbrio após uma alteração qualquer no mercado, isto é, qual é o grau de integração. Foram utilizados perfis de persistência, que medem a resposta de cada uma das relações de co-integração a um choque em todo o sistema.

Inicialmente, os cálculos foram realizados para cada par de preços, tendo como base os preços internacionais de café arábica e robusta. Em geral, os resultados obtidos indicaram que os choques no sistema são removidos de modo relativamente rápido²⁷.

Para o mercado de café arábica, verificou-se que o preço brasileiro foi o que retornou ao equilíbrio mais rapidamente, com 94% dos ajustamentos ocorrendo no segundo mês após o choque; logo depois, o preço da Colômbia, com 94% no terceiro mês, e México, com 90% no quarto mês; os demais tiveram ajustes mais lentos: Guatemala e Peru apresentaram cerca de, respectivamente, 92% e 91,5% dos ajustes no sexto mês e Honduras teve 91,5% no nono mês. A Figura 8 exibe o gráfico dos

²⁷ As tabelas com os perfis de persistência, calculados para um horizonte de 36 meses, e que são a base para as análises dessa seção, encontram-se no Anexo (Tabelas 11A, 12A e 13A).

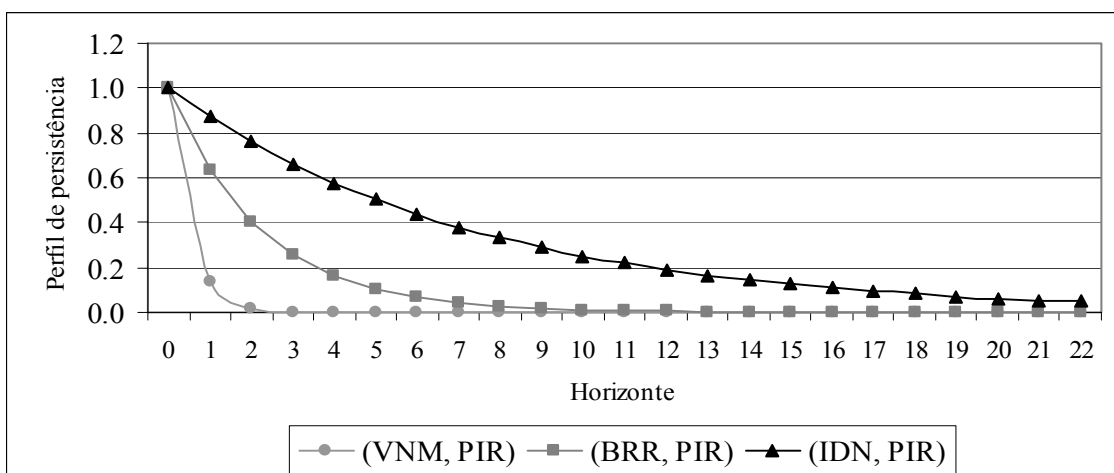
perfis de persistência, indicando que, por volta de 15 meses após o choque, os pares de preços praticamente retornaram ao equilíbrio.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 8 – Ajustamento das relações de co-integração entre os preços de café arábica a um choque em todo o sistema, de janeiro de 1990 a maio de 2007.

Com relação ao café robusta, o preço do Vietnã foi o que se ajustou mais rapidamente, eliminando quase a totalidade do desequilíbrio (98%) no segundo mês. O Brasil apresentou aproximadamente 90% dos ajustamentos no quinto mês; para a Indonésia, essa mesma porcentagem só foi obtida no décimo sexto mês após o choque. Na Figura 9 pode ser visualizada a evolução dos perfis de persistência.



Fonte: Dados da pesquisa

Figura 9 – Ajustamento das relações de co-integração entre os preços de café robusta a um choque em todo o sistema, de janeiro de 1988 a maio de 2005.

Com o objetivo de resumir os ajustamentos discutidos numa medida que representasse o *grau* de integração entre os mercados, foi calculado o perfil de persistência mediano (ou meia-vida), definido como o tempo necessário para que ocorram 50% dos ajustes entre cada preço e aquele que foi tomado como base. Na Tabela 14 encontram-se as estimativas.

Tabela 14 – Perfis de persistência medianos (PP) de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração

<i>Séries</i>	BRA	COL	MEX	GTM	PER	HND	VNM	BRR	IDN
<i>PP mediano (meses)</i>	0,646	0,761	0,992	1,558	1,663	2,580	0,578	1,581	4,900

Fonte: Dados da pesquisa.

Brasil e Vietnã foram os mais integrados do mercado, já que, em menos de um mês ocorreram 50% dos ajustamentos em seus preços, resultantes de um choque nos preços internacionais, que alteraram o equilíbrio em todo o sistema. Como são os principais produtores/exportadores de café arábica e robusta, respectivamente, realizando um elevado volume de transações com diversos importadores, esse resultado faz sentido.

Os resultados obtidos para os perfis medianos estão em conformidade com a velocidade de ajustamento dos preços a mudanças no mercado internacional calculada por González (2007), e também podem ser explicados pelas reformas nos países. Conforme essa autora, antes da desregulamentação era necessário, em média, seis meses para que houvesse 50% dos ajustes nos preços domésticos devido a alterações no mercado externo; no período pós-reforma, nesse mesmo intervalo ocorre 80% do ajustamento²⁸.

Em geral, o grau de integração esteve relacionado com a expressividade de cada país no comércio externo de café. Países com menores parcelas de mercado foram menos integrados, como é o caso de Peru e Honduras. Essa também é a explicação para a maior integração brasileira, quando comparada aos preços da Indonésia, no mercado de café robusta – embora não seja tradicionalmente um

²⁸ Os preços utilizados por González (2007) não são os mesmos da presente pesquisa, uma vez que a autora priorizou países do continente africano (em comum com esta análise apenas os preços do Brasil, Colômbia e México).

produtor dessa espécie de café, o Brasil, conforme dados do USDA (2007), é o segundo maior produtor e exportador, atrás apenas do Vietnã.

Tendo em vista que a análise até então realizada tem por base dois horizontes temporais distintos, os perfis de persistência foram reestimados para um período comum, entre janeiro de 1990 e maio de 2005. Incluiu-se o mesmo número de séries de preços para cada tipo de café, dando prioridade aos maiores produtores. Assim, para arábica, as séries utilizadas foram BRA, COL e MEX e, para robusta, VNM, BRR e IDN. Como anteriormente, houve duas estimações distintas e em cada uma delas os perfis foram normalizados em relação aos respectivos preços internacionais, PIA e PIR. Procurou-se, com esse expediente, testar de modo preciso a segunda hipótese deste estudo, ou seja, que o mercado de arábica é mais integrado do que o de robusta. Os resultados obtidos para os perfis medianos encontram-se na Tabela 15.

Tabela 15 – Perfis de persistência medianos, de janeiro de 1990 a maio de 2005

<i>Preços de café arábica</i>		<i>Preços de café robusta</i>	
BRA	1,612	VNM	0,547
COL	1,808	BRR	1,094
MEX	2,300	IDN	4,603
<i>Média</i>	<i>1,907</i>	<i>Média</i>	<i>2,081</i>

Fonte: Dados da pesquisa.

Embora os valores sejam distintos (em magnitude), o grau de integração, comparativamente àqueles apresentados na Tabela 14, foi o mesmo, mantendo-se, inclusive, a seqüência dos preços mais integrados para os menos integrados. Os ajustamentos mais rápidos em relação aos preços internacionais foram novamente os de Brasil e Vietnã.

Os resultados do perfil mediano para os preços VNM e BRR, quando comparados a BRA e COL, apontam para uma provável maior integração do mercado de café robusta. Análises conjunturais do Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA, 2005) e de Saes e Miranda (2006b) mencionam um aumento na participação das vendas de café robusta no mercado internacional, o que poderia ser uma provável explicação para esse resultado. Conforme os referidos estudos, desde

meados da década de 1990, as exportações de café arábica têm crescido menos que as de robusta.

Tratando especificamente do Vietnã, o alto grau de integração de seu preço ao preço internacional de café robusta é o resultado do bom desempenho de suas exportações nos últimos anos. De acordo com dados do USDA (2007), entre 1995 e 2006, suas exportações cresceram a uma taxa média de 13% ao ano, enquanto as brasileiras cresceram a 6%, as colombianas a apenas 0,21%, e as mexicanas e indonésias decresceram, respectivamente, a 6% e 1% ao ano.

Não obstante, deve-se levar em consideração que, em termos médios, como mostra a Tabela 15, o mercado de café arábica pode ser considerado mais integrado que o de robusta (1,907 contra 2,081). De fato, é o que faz mais sentido, visto que a espécie arábica ainda é a mais produzida e comercializada mundialmente. Esse também foi o resultado obtido por Nogueira (2005), quando comparou a integração entre os mercados brasileiros de café arábica e robusta com os respectivos preços internacionais (representados por cotações da NYBOT e LIFFE).

O mais relevante, contudo, é que ambos apresentaram alto grau de integração. O desenvolvimento das tecnologias de comunicação tem sido vital nesse processo. O crescimento de transações via *internet* e a utilização das bolsas de valores permite uma transferência de informações de modo muito mais ágil e rápido.

De acordo com Nogueira (2005), a maior competitividade da cultura cafeeira, aliada a outros fatores, como a busca por qualidade, fim do AIC, globalização e desenvolvimentos tecnológicos, faz com que os profissionais desse mercado busquem proteção contra os riscos de preços atuando no mercado futuro. Ratifica-se, portanto, a utilização dos preços das bolsas (*proxies* para os preços internacionais de café arábica e robusta), por serem importantes divulgadoras de preços.

6. CONCLUSÕES

O mercado de café tem como característica marcante uma história de regulamentação, que se estendeu ao longo do século XX, tanto nacional quanto internacionalmente. Até 1989 eram comuns os acordos e quotas de produção/exportação, que tinham como objetivo final o controle do preço. Sem quaisquer juízos acerca das regras e dos objetivos de tais acordos, destaca-se que os preços eram artificialmente mantidos em níveis mais altos do que os determinados pela interação entre oferta e demanda. Em nível nacional, não havia qualquer tendência de equilíbrio entre os preços, dado que cada país praticava uma política, determinada, em última instância, pelas necessidades do desenvolvimento local. Com a desregulamentação do setor, a partir de 1989, os produtores passaram a efetivamente estar sujeitos às condições de oferta e demanda.

Assim, este trabalho teve como objetivo analisar a integração entre os principais países produtores de café, identificando se, pós-liberalização do mercado, passou a existir influência dos movimentos de preços de uma região sobre as demais. Foram estudados, além de Brasil, Colômbia, México e Vietnã, outros países que geralmente são negligenciados nas análises do setor, como Guatemala, Peru, Honduras, Indonésia e Índia.

Partiu-se de uma proposição teórica adequada à realidade do mercado mundial de café, que é caracterizado por um oligopsônio. Assim, as relações entre os preços de café dos diversos países estudados foram fundamentadas na teoria de integração de mercados e também num modelo de interdependência oligopsônica.

Analiticamente, foi utilizado um modelo multivariado de co-integração e perfis de persistência, que possibilitaram estimar as elasticidades de transmissão de preços de curto e longo prazo e também avaliar o grau de integração do mercado.

As conclusões permitidas pelos resultados encontrados são apresentadas a seguir.

Os principais produtores de café arábica (Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras) são integrados entre si. De forma semelhante, os produtores de robusta (Vietnã, Brasil e Indonésia) também são integrados. Há, no mercado de cada espécie, uma relação de equilíbrio, no longo prazo, entre o preço desses países e as respectivas cotações internacionais. Evidencia-se, dessa forma, que existe um fluxo comum e único de informações ao longo dos diversos *players* do setor, que respondem às condições do mercado mundial, por meio de ligações indiretas, possibilitadas por parceiros comerciais comuns. A existência de co-integração entre os preços permite também afirmar, ainda que de modo imperfeito, que os cafés oferecidos pelos países em cada mercado são substitutos entre si.

Acredita-se que esse resultado seja consequência das mudanças pelas quais vem passando o setor desde julho de 1989, cujas manifestações mais relevantes foram a liberalização do mercado, a consolidação dos grupos empresariais que importam café verde como controladores dos preços recebidos pelo produtor e o desenvolvimento de técnicas de processamento, que deixaram as firmas menos dependentes de tipos específicos de café.

Com a desregulamentação, os países não são mais considerados como unidades auto-suficientes, cujos preços são determinados artificialmente em função de necessidades locais, num claro contraste ao que foi documentado na literatura para períodos anteriores ao desta análise. Por outro lado, o fato de o mercado ser caracterizado por um oligopsônio não impediu a integração; antes, o processo de interdependência oligopsônica assumiu importante papel, confirmando a proposição teórica adotada.

Todavia, questões relativas ao grau de abertura dos mercados ainda afetam o equilíbrio no longo prazo. Essa conclusão foi possível porque a Colômbia, que, dentre os países analisados para café arábica, é o que ainda mantém esquemas de preços mínimos aos seus produtores, teve o menor valor para a elasticidade de transmissão de preços, ao passo que o Brasil, o mais aberto às condições do mercado, teve o maior valor. Essa também é a mais provável explicação para a não-

participação da Índia no equilíbrio do mercado de robusta, já que, até 1996, o setor cafeeiro do país era marcado por protecionismo e controle estatal.

Não se pode falar, entretanto, num padrão de extrema interdependência entre os preços, tampouco em integração perfeita. A explicação é que há um grande contingente de pequenos produtores, localizados em áreas remotas, ainda com dificuldade de acesso a informações tão logo sejam repassadas. Além disso, as distintas técnicas produtivas, bem como algumas diferenças do café oferecido ao mercado e os rigorosos impedimentos às importações de café verde pelos países produtores, dificultam o completo e instantâneo ajuste dos preços.

Ainda assim, verificou-se que o grau de integração é alto, ou seja, os mercados retornariam ao equilíbrio rapidamente caso houvesse um choque nos preços internacionais que afetasse as relações estabelecidas em todo o sistema. O desenvolvimento das tecnologias de informação, notadamente a *internet*, bem como o crescimento das operações nos mercados futuros, têm permitido que as informações fluam entre os agentes da cadeia produtiva de modo mais rápido e eficiente.

Brasil e Vietnã foram os mais integrados ao mercado internacional de café arábica e robusta, respectivamente, evidenciando que a forma de inserção de cada país no mercado definiu o grau de integração. No caso do Brasil, a existência da BM&F, importante bolsa na qual são comercializados contratos futuros de café, contribui para aumentar a disponibilidade de informações sobre preços, permitindo um rápido ajuste às mudanças no mercado externo.

Embora análises técnicas do setor indiquem que o mercado de café robusta esteja crescendo de modo mais dinâmico que o de arábica, este último ainda pode ser considerado como mais integrado. O fato de o Brasil, líder mundial em produção e exportação e segundo maior consumidor, ser especializado na produção de arábica e possuir boa infra-estrutura no que se refere à transmissão de informações (notadamente a BM&F) dá suporte a tal afirmação.

Uma conclusão geral é a de que o mercado não é segmentado e há transmissão de preços, mesmo prevalecendo uma estrutura de concorrência imperfeita. Pode-se intuir, portanto, que a integração não é possível apenas em mercados concorrenciais, como propõe a corrente teórica baseada na Lei do Preço Único.

A existência de integração entre os países deve incentivar ações conjuntas no âmbito da ICO, que hoje atua como um fórum para consultas intergovernamentais. Embora tenha sido realizado, em 2007, um novo AIC, com objetivos importantes no que se refere à integração (por exemplo, desenvolvimento de mecanismos para eliminar flutuações de preços e desequilíbrios entre a oferta e a demanda), deve-se também criar certificados de origem e harmonização de normas técnicas.

Por parte dos produtores, a participação em cooperativas poderia ampliar as possibilidades de negociação e estabelecimento de contratos de longo prazo e acordos de exclusividade. É vital diversificar a produção, agregando valor ao produto, e procurar atender a nichos de mercado que ainda não são completamente explorados, como os cafés especiais/orgânicos, menos vulneráveis às oscilações de preço.

A transmissão de preços nem sempre deixa os produtores em situação favorável, dados os movimentos de baixa que freqüentemente ocorrem. Dessa forma, as políticas públicas precisam se concentrar na criação de instrumentos para evitar que os produtores aumentem suas plantações de modo indiscriminado em épocas de preços altos, impedindo-se pressões subseqüentes de baixa. Deve-se ainda incentivar e dar condições de acesso a mercados futuros e contratos de opção e diminuir impostos sobre as exportações de café verde.

Contudo, em vista da baixa interdependência entre os preços no curto prazo, uma preocupação dos formuladores de política deveria ser o desenvolvimento de estratégias que garantam um fluxo de informações de mercado, sobretudo preços, simultâneo a todos os agentes. Seria possível, assim, diminuir assimetrias entre os produtores e melhor trabalhar a integração de preços não apenas em longo prazo.

A principal implicação de todas as conclusões deste estudo é que já não faz sentido pensar em políticas intervencionistas, mesmo que em alguns dos países analisados o café continue sendo um produto estratégico. A atomização do mercado produtor, somada ao poder das companhias processadoras, torna inócua qualquer tentativa de restrição de oferta.

Por fim, este trabalho não teve a pretensão oferecer uma resposta definitiva a respeito das relações entre os preços de café no mercado mundial. No entanto, acredita-se que o conhecimento da dinâmica de transmissão de preços entre os países possa contribuir para as estratégias comerciais de cada um, num contexto em que apenas maiores parcelas de mercado possibilitam aumento dos lucros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABIC – Associação Brasileira da Indústria de Café. **Indicadores da indústria de café no Brasil**. Disponível em: <<http://www.abic.com.br/estatisticas.html>>. Acesso em: 08/04/2007.

AKIYAMA, T.; VARANGIS, P. N. The impact of the International Coffee Agreement on producing countries. **The World Bank Economic Review**, v. 4, n. 2, p. 157-173, 1990.

ALEXANDER, C.; WYETH, J. Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market. **Journal of Development Studies**, v. 30, n. 2, p. 303-308, 1994.

ANACAFÉ – Asociación Nacional del Café. **Exportaciones: principales destinos**. Disponível em: <http://portal.anacafe.org/portalold/content/temp/comer/estadisticas_temp.htm>. Acesso em: 15/10/2007.

ARDENI, P. G. Does the law of one price really hold for commodity prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 3, p. 661– 669, 1989

ASCHE, F.; BREMNES, H.; WESSELLS, C. R. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 3, p. 568-581, 1999.

ASCHE, F.; GORDON, D. V.; HANNESSON, R. Tests for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France. **Marine Resource Economics**, v. 19, p. 195–210, 2004.

BACCHI, M. R. P. **Interdependência dos mercados de gasolina C e de álcool combustível no Estado de São Paulo**. 150 p. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2007.

BACHA, E. L. Política brasileira do café: uma avaliação centenária. In: MARCELLINO MARTINS & E. JOHNSTON EXPORTADORES LTDA. **150 Anos de Café**. 2ª ed. Rio de Janeiro: Mergulhar Serviços Editoriais, 1992, p. 15-133.

BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Threshold cointegration. **International Economic Review**, v. 38, n. 3, p. 627-645, 1997.

BARRETT, C. B. Measuring integration and efficiency in international agricultural markets. **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.

BARROS, J. R. M.; GRAHAM, D. H. A agricultura brasileira e o problema da produção de alimentos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 8, n. 3, p. 695-726, 1978.

BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environment problems. **Journal of the American Statistical Association**, v. 70, n. 3, p. 70-79, 1975.

BRAGANÇA, G. G. F. Poder de mercado via demanda residual: o café brasileiro nos EUA. In: BRAGA, M. J.; AGUIAR, D. R. D.; TEIXEIRA, E. C. (eds). **Defesa da concorrência e poder de mercado no agronegócio**. Viçosa: UFV, 2005. p. 119-166.

CALFAT, G; FLORES JUNIOR, R. G. Government actions to support coffee producers – an investigation of possible measures from the European Union. **Ensaios Econômicos da EPGE**, n. 448, 2002.

CECAFÉ – Conselho dos Exportadores de Café. **Dados gerais**. Disponível em: <<http://www.cecafe.com.br>>. Acesso em: 23/11/2007.

CMC – Consejo Mexicano del Café. **Mercado internacional del Café**. Disponível em: <<http://www.infoaserca.gob.mx/analisis/cafe.pdf>>. Acesso em: 23/08/2007.

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

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 153-169, 2004.

COOPERATIVA COOPARAÍSO. **Política brasileira do café**. 2003. 102 p. Disponível em: <<http://www.cooparaiso.com.br/pdf/politica.pdf>>. Acesso em: 24/01/2008.

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

COUTINHO, L. G.; FERRAZ, J. C.; SANTOS, A.; VEIGA, P. M. **Estudo da competitividade da indústria brasileira - competitividade da indústria do café**. Nota Técnica Setorial do Complexo Agroindustrial. Campinas: Unicamp, 1993.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. **Journal of American Statistics Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DOLDADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. **Journal of Economic Surveys**, v. 4, n. 3, p. 249-273, 1990.

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

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 35, n.1, p. 251-276. 1987.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. IN: RAUSSER, G. C.; GARDEN, B. L. (eds.). **Handbook of Agricultural Economics**. Amsterdam: North-Holland Press, 2001. p. 971-1024.

FACKLER, P. L.; TASTAN, H. Estimating the degree of market integration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 90, n. 1, p. 69-85, 2008.

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 49-62, 1990.

FORD, D. J. Simulation analysis of stabilization policies in the international coffee market. In: ADAMS, F. G.; BEHRMANN, J. R. (eds). **Econometric modeling of world commodity policy**. Lexington, Mass: Heath, 1978.

FOSTER, K. A.; HAVENNER, A. M.; WALBURGER, A. M. System theoretic time-series forecasts for weekly live cattle prices. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, n. 4, p. 1012–1023, 1995.

FRANSES. P. H.; HALDRUP. N. The effects of Additive Outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 12, n. 4, p. 471-478, 1994.

GEER, T. Price formation on the world coffee market and its implications for the international Coffee Agreement. **Review of World Economics**, v. 106, n. 1, p. 128-152, 1971.

GÓMEZ, M. I.; CASTILLO, M. **Structural change, rents transferring and market power in the international coffee market: a time series analysis**. Chicago: Annual Meeting of American Agricultural Economics Association, 2001. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/123456789/15393/1/sp01go06.pdf>>.

GONZÁLEZ, E. K. **Three Essays on Coffee Markets**. 147 p. Dissertation (Agricultural and Resource Economics Program) – University of Maryland, 2007.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. M. The extent, pattern and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 3, p. 576-592, 2001.

GOODWIN, B. K. Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets. **Review of Agricultural Economics**, v.14, n. 1, p. 117 – 124, 1992.

GOODWIN, B.K.; GRENNES, T.J.; MCCURDY, C. Spatial price dynamics and integration in Russian food markets. **Journal of Economic Policy Reform**, v. 3, n. 2, p. 157-193, 1999.

GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001.

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

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

GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration, and control. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 551-559, 1988.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. São Paulo: Campus, 2006. 840p.

HYLLEBERG. S.; ENGLE. R. F.; GRANGER. C. W. J.; YOO. B. S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**. v. 44, n. 1-2, p. 215-238, 1990.

HOMEM DE MELO, F. B. **Agricultura Brasileira: incerteza e disponibilidade de alimentos**. Tese (Livre Docência) – Universidade de São Paulo, 1978.

JARVIS, L. S.; BERVEJILLO, J. E.; CANCINO, J. P. International beef prices: is there evidence of convergence? **Review of Agricultural Economics**, v. 27, n. 3, p. 449–455, 2005.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics & Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. **Oxford Bulletin on Economics and Statistics**, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

JNC – Junta Nacional del Peru. **Estadísticas – Precios**. Disponível em: <<http://www.juntadelcafe.org.pe>>. Acesso em: 16/01/2008.

JORDAN, K. H.; VANSICKLE, J. J. Integration and behavior in the U. S. winter market for fresh tomatoes. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 27, n. 1, p. 127-137, 1995.

KRUGMAN, P.; R., OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.

LI, J. R.; BARRETT, C. B. **Distinguishing between equilibrium and integration in markets analysis**. Working paper 99-8. International Agricultural Trade Research Consortium, 1999. Disponível em: <<http://www.umn.edu/iatrc>>. Acesso em: 12/03/2007.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.

MADALLA, G. S.; KIM, I. M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 505p.

MARGARIDO, A. M. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 7-21, 2001.

MARGARIDO, A. M.; TUROLLA, F. A.; BUENO, C. R. F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. **Nova Economia**, v. 17, n. 2, p. 241-270, 2007.

MAY, P. H.; MASCARENHAS, G. C. C.; POTTS, J. **Sustainable coffee trade: the role of coffee contracts**. Winnipeg, Manitoba: International Institute for Sustainable Development, 2004. 63 p. Disponível em: <http://www.iisd.org/pdf/2004/sci_coffee_contracts.pdf>. Acesso em: 22/01/2008.

MDA – Ministério do Desenvolvimento Agrário. **Estudo exploratório 3: cadeia produtiva do café**, 2005. 25p. Disponível em: <http://www.mda.gov.br/saf/arquivos/estudo_cafe.pdf>. Acesso em: 16/01/2008.

MEHTA, A.; CHAVAS, J. P. Responding to the coffee crisis: what can we learn from price dynamics?. **Journal of Development Economics**, v. 85, n. 1-2, p. 282-311, 2008.

MEYER, J. Measuring market integration in the presence of transaction costs: a threshold vector error correction approach. **Agricultural Economics**, v.31, n. 2-3, p. 327-334, 2004.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher LTDA, 2004. 535p.

MORGAN, C. W.; RAYNER, A. J.; ENNEW, C. T. Price instability and commodities futures markets. **World Development**, v. 22, n. 11, p. 1729-1736, 1994.

MUELLER, C. C. O impacto do Acordo Internacional do Café sobre o preço do café. **Revista Brasileira de Economia**, v. 25, n. 3, p. 131-148, 1971.

MUNDLAK, Y.; LARSON, D. F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 399-422, 1992.

NEWBOLD, P.; RAYNER, T.; KELLARD, N. Long-run drift, co-movement and persistence in real wheat and maize prices. **Journal of Agricultural Economics**, v. 51, n. 1, p. 106-121, 2000.

NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 120 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2005.

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

OBSERVATÓRIO AGROCADENAS COLÔMBIA. **Café: estadísticas de la cadena**. Disponível em: <<http://www.agrocadenas.gov.co/home.htm>>. Acesso em: 15/10/2007.

ORMOND, J. G. P.; PAULA, S. R. L.; FILHO, P. F. Café: (Re)conquista dos mercados. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n.10, p.3-56, 1999. Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/bnset/set1001.pdf>>. Acesso em: 13/03/2008.

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

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B. B. (ed). **Cointegration for the Applied Economist**. Basingstoke: Macmillan Press, 1994, p. 113-146.

PERRON, P.; RODRIGUEZ, G. Searching for Additive Outliers in nonstationary time series. **Journal of Time Series Analysis**. v. 24, n. 2, p. 193-220, 2003.

PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Cointegration and speed of convergence to equilibrium. **Journal of Econometrics**, n. 71, p. 117-143, 1996.

PONTE, S. The ‘Latte Revolution’? Regulation, markets and consumption in the global coffee chain. **World Development**, v.30, n. 7, p. 1099–1122, 2002.

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

RICHARDSON, J.D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**, v. 8, n. 2, p. 341–351, 1978.

ROGERS, R. T.; SEXTON, R. J. Assessing the importance of oligopsony power in agricultural markets. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 76, n.4, p. 1143-1150, 1994.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 117 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2006.

RUFINO, J. L. S. **Programa Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento do Café: antecedentes, criação e evolução**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2006. 348 p.

SAES, M. S. M.; MIRANDA, B. V. **Índia: oportunidades e desafios no gigante asiático**. 2006a Disponível em <<http://www.cafepoint.com.br/?actA=9&erroN=1&areaID=34&referenciaURL=noticiaID=365||actA=7||areaID=26||secaoID=64>> Acesso em: 04/04/2008.

SAES, M. S. M.; MIRANDA, B. V. **Vietnã: uma viagem um gigante do café**. 2006b. Disponível em <<http://www.cafepoint.com.br/?actA=9&erroN=1&areaID=34&referenciaURL=noticiaID=30661||actA=7||areaID=26||secaoID=64>>. Acesso em: 04/04/2008.

SEPHTON, P.S. Spatial market arbitrage and threshold cointegration. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, n. 4, p. 1041-1046, 2003.

SEXTON, R. J.; KLING, C. L.; CARMAN, H. F. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to US celery. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 73, n. 3, p. 568-580, 1991.

SHIN, D. W.; SARKAR, S.; LEE, J. H. Unit root tests for time series with outliers. **Statistics and Probability Letters**, v. 30, n. 3, p. 189-197, 1996.

SILVA, O. M. **Proteção tarifária às exportações brasileiras de café**. 2008. Disponível em: <<http://www.cafepoint.com.br/?noticiaID=45016&actA=7&areaID=26&secaoID=46>>. Acesso em: 09/06/2008.

SIQUEIRA, K. B. **The dynamics of farm milk price formation in Brazil**. 126 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, 2007.

STIGLER, G. J.; SHERWIN, R. A. The extent of the market. **Journal of Law and Economics**, vol. 28, n. 3, p. 555-585, 1985.

TOMEK, W. G.; ROBINSON, K. L. **Agricultural product prices**. 3 ed. Ithaca: Cornell University Press, 1990. 360 p.

TSAY, R. S. Outliers, level shifts and variance changes in time series. **Journal of Forecasting**, v. 7, n. 1, p. 1-20, 1998.

USDA – United States Department of Agriculture. **Tropical Products: coffee**. Disponível em: <http://www.fas.usda.gov/tropical_arc.asp>, Acesso em: 08/12/2007.

VALENTE, M. L. C.; BRAGA, M. J. Causalidade e co-integração no mercado de café entre a BM&F e a NYBOT. **Revista de Economia e Administração – IBMEC**, v. 5, n. 3, p. 369-383, 2006.

VERÍSSIMO, V. **Comércio, agricultura e meio ambiente: estudo de impactos da ALCA em café e maçã e seus sistemas de produção agrícola**. Disponível em: <<https://idl-bnc.idrc.ca/dspace/bitstream/123456789/25948/1/52504.pdf>>. Acesso em: 23/08/2007.

VOLGELSANG, T. J. Two simple procedures for testing for a unit root when there are Additive Outliers. **Journal of Time Series Analysis**, v. 20, n. 20, p. 237-252, 1999.

WANG, D; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n. 4, p. 873-889, 2007.

APÊNDICE A – ANÁLISE DE SAZONALIDADE

Segundo Morettin e Toloi (2004) a sazonalidade de uma série mensal pode ser de dois tipos:

- i) *Determinística*, quando é perfeitamente previsível a partir de meses anteriores; seu comportamento é estável ao longo do tempo, ocorrendo em séries que são influenciadas por fenômenos da natureza ou por determinadas datas que se repetem com alguma regularidade.
- ii) *Estocástica*, na qual o componente sazonal se modifica de forma imprevisível, sendo alterado por fatores que não necessariamente se repetirão.

A análise da sazonalidade determinística pode ser realizada pelo método de regressão com variáveis binárias; utiliza-se, como variável dependente, cada uma das séries em estudo (livre do comportamento da tendência) e, como variáveis explicativas, variáveis *dummies* sazonais. Há diferentes maneiras de se introduzir as *dummies* para captar o efeito sazonal e evitar o problema de multicolinearidade perfeita na estimação:

a) utilizar 12 *dummies* e omitir o intercepto

$$Y_t = \sum_{j=1}^{12} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (1A)$$

em que $D_{jt} = 1$ se o período t corresponde a j ($j = 1, 2, \dots, 12$) e zero caso contrário.

Os coeficientes α_j representam os interceptos das $s = 12$ linhas paralelas de tendência.

b) manter o intercepto e utilizar 11 *dummies*

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=2}^{12} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (2A)$$

em que $D_{jt} = 1$ se o período t corresponde a j ($j = 2, 3, \dots, 12$) e zero caso contrário. Se o intercepto é mantido com $\alpha_s = 0$, o coeficiente α_j ($j \neq s$) representa o efeito sazonal do período j comparado com o período s .

c) usar a restrição de que $\sum_{j=1}^{12} \alpha_j = 0$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{11} \alpha_j D_{jt} + \varepsilon_t \quad (3A)$$

em que $D_{jt} = 1$ se o período t corresponde a j ; $D_{jt} = -1$ se o período t corresponde a 12; e zero caso contrário ($j = 1, 2, \dots, 11$). Cada α_j corresponde ao efeito sazonal do período s comparado com uma linha de tendência média e é chamado de constante sazonal. Dado que $\sum_{j=1}^{12} \alpha_j = 0$, $\alpha_{12} = -\left(\sum_{j=1}^{11} \alpha_j\right)$.

As três formas são matematicamente equivalentes, embora a definição com restrição pareça ser a mais conveniente.

Supondo que ε_t , em cada um dos modelos, seja normalmente distribuído e também seja ruído branco, as suposições do modelo linear estão satisfeitas e a existência de sazonalidade determinística será testada por meio do teste F. Se a hipótese nula de que todos os α_j são estatisticamente iguais a zero for rejeitada, é preciso modificar a série para eliminar o efeito sazonal.

Na análise da sazonalidade estocástica deve-se utilizar testes de raiz unitária sazonal. O procedimento mais comum e que foi implementado neste estudo é o teste de Hylleberg *et al.* (1990), conhecido como teste HEGY.

Segundo Hylleberg *et al.* (1990), os testes de raiz unitária convencionais pressupõem que as séries temporais tenham um padrão uniforme de mudanças sazonais ou não contenham sazonalidade. Entretanto, este componente pode estar presente, tornando mais baixo o poder do teste e fazendo com que se rejeite a hipótese de raiz unitária quando na verdade a série não é estacionária ou vice-versa.

O teste HEGY foi desenvolvido para testar raízes sazonais e não-sazonais em séries trimestrais. Porém, neste trabalho foi utilizada uma versão para dados mensais apresentada em Maddala e Kim (1998).

Inicia-se com o operador de diferença sazonal mensal

$$\Delta_{12}y_t = (1 - L^{12})y_t = y_t - y_{t-12}, \quad (4A)$$

que contém 12 raízes no círculo unitário e pode ser decomposto como

$$\begin{aligned} 1 - L^{12} &= (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL) \\ &\times \left[1 + \frac{(\sqrt{3} + i)L}{2}\right] \left[1 + \frac{(\sqrt{3} - i)L}{2}\right] \\ &\times \left[1 - \frac{(\sqrt{3} + i)L}{2}\right] \left[1 - \frac{(\sqrt{3} - i)L}{2}\right] \\ &\times \left[1 + \frac{(\sqrt{3} + i)L}{2}\right] \left[1 - \frac{(\sqrt{3} - i)L}{2}\right] \\ &\times \left[1 - \frac{(\sqrt{3} + i)L}{2}\right] \left[1 + \frac{(\sqrt{3} - i)L}{2}\right] \end{aligned} \quad (5A)$$

em que todos os termos, exceto $(1 - L)$, representam raízes unitárias sazonais.

A identificação da raiz unitária será equivalente a testar a significância dos parâmetros na seguinte regressão auxiliar:

$$\begin{aligned} \varphi^*(L)y_{8,t} &= \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \pi_5 y_{4,t-2} \\ &+ \pi_6 y_{4,t-1} + \pi_7 y_{5,t-2} + \pi_8 y_{5,t-1} + \pi_9 y_{6,t-2} + \pi_{10} y_{6,t-1} \\ &+ \pi_{11} y_{7,t-2} + \pi_{12} y_{7,t-1} + \mu_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6A)$$

em que μ_t é um componente determinístico, podendo ser uma constante, tendência e, ou, *dummies* sazonais e

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1 + L)(1 + L^2)(1 + L^4 + L^8)y_t \\ y_{2,t} &= -(1 - L)(1 + L^2)(1 + L^4 + L^8)y_t \\ y_{3,t} &= -(1 - L^2)(1 + L^4 + L^8)y_t \\ y_{4,t} &= -(1 - L^4)(1 - \sqrt{3}L + L^2)(1 + L^2 + L^4)y_t \\ y_{5,t} &= -(1 - L^4)(1 + \sqrt{3}L + L^2)(1 + L^2 + L^4)y_t \\ y_{6,t} &= -(1 - L^4)(1 - L^2 + L^4)(1 - L + L^2)y_t \\ y_{7,t} &= -(1 - L^4)(1 - L^2 + L^4)(1 + L + L^2)y_t \\ y_{8,t} &= (1 - L^{12})y_t \end{aligned}$$

Deve-se estimar a equação (6A) por MQO. A série terá uma raiz unitária regular se $\pi_1 = 0$, e raízes unitárias sazonais se qualquer um dos demais π_i 's ($i = 2, \dots, 12$) for estatisticamente igual a zero. A significância estatística de π_1 e π_2 é verificada utilizando-se o teste t tradicional. Mas, como os pares de raízes complexas

são conjugados, para que Y_t tenha raízes unitárias complexas, é necessário que pares dos coeficientes π sejam simultaneamente iguais a zero, ou seja, $\pi_i = \pi_{i+1} = 0$, sendo $i = 3,5,7,9,11$. Desse modo, a significância dos pares de raízes complexas é analisada por meio do teste F. Os valores críticos, entretanto, não seguem as suas distribuições originais e sim aquelas tabuladas por Franses e Hobijn (1990).

Finalmente, em relação ao número de defasagens da diferença sazonal, Lütkepohl e Krätzig (2004) destacam que deve ser escolhido antes da realização do teste utilizando os critérios de Akaike, Hannan-Quinn ou Schwarz. Neste estudo foi utilizado o critério de Schwarz, que segundo Enders (1995), apresenta-se como o mais parcimonioso.

A.1. Resultados do teste de sazonalidade determinística

Para analisar a sazonalidade determinística procedeu-se à estimação de (3A). Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 1A.

Em todas as séries, o que se observou foi a não existência de sazonalidade determinística para o período de análise, dado que a estatística F apresentou-se não significativa e, em termos individuais, o valor t calculado também não foi significativo para nenhuma das constantes sazonais.

Tabela 1A – Teste de sazonalidade determinística mensal para o logaritmo das séries mensais de preços de café das espécies arábica (janeiro de 1990 a junho de 2007) e robusta (janeiro de 1988 a maio de 2005) utilizadas no estudo

<i>Meses</i>	<i>Constantes sazonais</i>											
	BRA	COL	MEX	GTM	PER	HND	PIA	BRR	VNM	IDN	IND	PIR
Janeiro	0,0480	0,0024	0,0252	-0,0072	-0,0834	0,0107	0,0050	0,0885	-0,0193	0,0148	0,0267	0,0052
Fevereiro	0,0524	0,0070	0,0455	0,0316	-0,0403	0,0478	0,0097	0,0513	0,0242	0,0179	-0,0016	0,0048
Março	0,0669	0,0392	0,0425	0,0543	0,0301	0,1015	0,0280	0,0275	-0,1043	0,0135	-0,0005	0,0184
Abril	0,0380	0,0396	0,0098	0,0439	0,0532	0,0871	0,0094	-0,0027	0,0294	0,0514	0,0077	0,0114
Mai	0,0437	0,0384	-0,0257	0,0676	0,0824	0,0432	0,0414	-0,0004	0,0628	0,0024	0,0139	0,0312
Junho	-0,0104	0,0124	-0,0242	0,0589	0,0883	0,0259	0,0007	-0,0557	0,0713	0,0330	-0,0091	0,0100
Julho	-0,0732	-0,0488	-0,0275	-0,0134	0,1177	-0,0211	-0,0152	-0,0862	0,0453	0,0278	-0,0347	-0,0166
Agosto	-0,0600	-0,0354	-0,0501	-0,0214	0,0450	-0,0058	-0,0222	-0,0816	0,0217	-0,0042	-0,0342	-0,0176
Setembro	-0,0627	-0,0269	-0,0408	-0,0392	0,0070	-0,0668	-0,0189	-0,0161	-0,0021	-0,0019	-0,0209	0,0010
Outubro	-0,0375	-0,0324	0,0124	-0,0596	0,0284	-0,1495	-0,0295	-0,0031	-0,0126	-0,0296	0,0227	-0,0219
Novembro	-0,0041	-0,0003	-0,0335	-0,0733	-0,1563	-0,0709	-0,0111	0,0208	-0,0632	-0,0436	0,0132	-0,0132
Dezembro	-0,0011	0,0049	0,0664	-0,0422	-0,1720	-0,0022	0,0028	0,0575	-0,0532	-0,0814	0,0168	-0,0128
Estatística F	0,191 ^{NRHO}	0,175 ^{NRHO}	0,145 ^{NRHO}	0,340 ^{NRHO}	0,708 ^{NRHO}	0,489 ^{NRHO}	0,052 ^{NRHO}	0,182 ^{NRHO}	0,155 ^{NRHO}	0,062 ^{NRHO}	0,049 ^{NRHO}	0,021 ^{NRHO}

Fonte: Dados da pesquisa.

(^{NRHO}) indica não rejeição de H_0 .

A.2. Resultados do teste HEGY

A Tabela 2A apresenta os resultados do teste HEGY. Foi utilizado um termo determinístico referente à constante e não foram incluídas variáveis *dummies* sazonais, pois não foi constatada sazonalidade determinística nos dados.

A análise da significância estatística de π_1 indicou a presença de raiz unitária não sazonal para cada uma das séries, inclusive a que se refere aos preços do Peru, confirmando os resultados obtidos anteriormente. Não foi constatada a presença de raiz unitária semi-anual ($\pi_2 = 0$). Verificou-se, também, que as raízes unitárias complexas são simultaneamente diferentes de zero em todos os pares de π_i 's ($\pi_i = \pi_{i+1} = 0$, com $i = 3, \dots, 12$), indicando a ausência destas.

Tabela 2A – Resultados do teste de raiz unitária sazonal para o logaritmo das séries mensais de preços de café das espécies arábica (janeiro de 1990 a junho de 2007) e robusta (janeiro de 1988 a maio de 2005) utilizadas no estudo

Variável	$\frac{F}{C}$	lags	0	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$	π_1, \dots, π_{12}	π_2, \dots, π_{12}
			π_1	π_2	π_3 e π_4	π_5 e π_6	π_7 e π_8	π_9 e π_{10}	π_{11} e π_{12}		
BRA		0	1,886 ^{NRHO}	-2,976***	18,016***	28,669***	14,189***	24,438***	20,171***	225,825***	246,100***
COL		0	2,859 ^{NRHO}	-3,494***	23,055***	25,672***	19,999***	26,459***	8,469***	217,856***	237,512***
MEX		0	1,769 ^{NRHO}	-3,376***	25,360***	21,803***	17,405***	12,703***	28,196***	150,565***	163,681***
GTM		0	2,591 ^{NRHO}	-3,504***	13,840***	33,516***	14,577***	40,020***	22,336***	107,011***	116,673***
PER		2	2,725 ^{NRHO}	-2,288**	5,345***	12,805***	9,727***	21,629***	9,708***	11,980***	12,244***
HND		0	2,646 ^{NRHO}	-3,236***	14,895***	27,028***	18,269***	27,033***	19,437***	136,806***	148,999***
PIA		0	1,592 ^{NRHO}	-3,578***	27,336***	22,901***	13,919***	21,409***	12,346***	279,204***	304,198***
BRR		0	2,245 ^{NRHO}	-3,531***	18,272***	30,473***	14,952***	33,874***	14,163***	254,430***	277,151***
VNM		0	3,393 ^{NRHO}	-2,366**	9,073***	24,048***	19,227***	24,019***	22,518***	58,998***	64,007***
IDN		0	2,571 ^{NRHO}	-3,247***	16,168***	10,151***	22,360***	18,061***	19,851***	305,214***	331,976***
IND		0	1,787 ^{NRHO}	-3,918***	12,931***	22,001***	16,223***	23,290***	12,186***	206,366***	224,116***
PIR		0	0,986 ^{NRHO}	-3,969***	16,329***	35,596***	10,084***	14,554***	17,101***	408,128***	443,785***

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: F = frequência e C = coeficientes; as defasagens foram definidas de acordo com o critério de Schwarz. (***) e (**) indicam rejeição da hipótese nula a 1% e 5%, respectivamente e (^{NRHO}) indica não rejeição de H_0 (valores críticos obtidos em FRANSES e HOBIJN, 1990).

APÊNDICE B – TESTE DE *CHOW*

Conforme discutido na Metodologia (subseção 4.1.2.), os estudos que envolvem o uso de séries temporais devem considerar possíveis alterações na função de regressão no decorrer do tempo, isto é, mudanças estruturais na relação entre o regressando e o (s) regressor (es). Uma mudança estrutural indica que os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado. Alguns fatores que explicam isso são mudanças na política econômica ou mesmo eventos exógenos, como problemas climáticos, por exemplo (GUJARATI, 2006).

No caso do estudo de preços de café esse tema assume papel importante, já que a produção é bastante sensível às alterações naturais; além disso, no período analisado neste trabalho houve a desregulamentação do mercado cafeeiro em alguns países, podendo-se mencionar o México, em 1993, e a Índia, em 1995.

Caso haja uma quebra (mudança estrutural) durante o período em estudo, as estimativas obtidas para a amostra completa se referem a uma relação que é válida “em média”, podendo ser viesadas e apresentar baixo ou nenhum poder de previsão.

Quando a data da provável quebra for conhecida, é possível testar sua significância estatística por meio de um teste *F* especial, proposto por *Gregory Chow* em 1960. O teste de *Chow* consiste em dividir a amostra em dois sub-períodos, ou seja, anterior e posterior à quebra, e testar a hipótese nula de ausência de mudança estrutural. Isso pode ser feito de distintas formas. Uma possibilidade é estimar três regressões:

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_2 X_t + u_{1t} \quad (1B)$$

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_{2t} \quad (2B)$$

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + u_{3t} \quad (3B)$$

As equações (1B) e (2B) pressupõem que os dois períodos são distintos (intercepto e, ou, coeficientes angulares diferem), enquanto (3B) considera que não há mudança estrutural, ou seja, $\alpha_1 = \lambda_1 = \beta_1$ e $\alpha_2 = \lambda_2 = \beta_2$; por essa razão, essa equação é chamada de “restrita”.

A estatística de teste é calculada da seguinte forma:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR})/k}{(SQR_{SR})/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (4B)$$

em que SQR_R é a soma dos quadrados dos resíduos da equação restrita; SQR_{NR} , a soma sem restrições dos quadrados dos resíduos das equações (1B) e (2B), ou seja, $SQR_{1B} + SQR_{2B}$; k , o número de parâmetros estimados; e n_1 e n_2 o número de observações incluídas nas regressões (1B) e (2B), respectivamente. A razão F segue a distribuição F com k graus de liberdade no numerador e $(n_1 + n_2 - 2k)$ no denominador. Se o valor F calculado for superior ao valor F crítico, rejeita-se a hipótese de estabilidade dos parâmetros e conclui-se que (1B) e (2B) são diferentes. O teste pode ser generalizado para levar em consideração mais de uma quebra estrutural.

O teste de *Chow*, embora de fácil aplicação, requer que os termos de erro u_{1t} e u_{2t} tenham distribuições normais e independentes, e a mesma variância homocedástica, ou seja, $u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$. Além disso, no caso de rejeição da hipótese nula, o procedimento permite apenas concluir que as regressões (1B) e (2B) são distintas, sem indicar se a diferença decorre dos interceptos, dos coeficientes angulares ou de ambos.

ANEXOS

Tabela 3A – Produção e exportação mundial de café, em milhões de sacas de 60 quilos, de 1995 a 2007

	<i>Café arábica</i>		<i>Café Robusta</i>	
	<i>Produção</i>	<i>Exportação</i>	<i>Produção</i>	<i>Exportação</i>
1995	69	55	31	20
1996	63	58	33	24
1997	74	56	32	23
1998	71	62	33	21
1999	77	61	43	28
2000	70	60	47	30
2001	68	62	43	26
2002	85	65	41	23
2003	67	62	41	27
2004	79	63	42	27
2005	70	63	41	25
2006	83	67	48	29

Fonte: USDA, 2007.

Tabela 4A – Coeficientes de correlação simples entre os preços de café arábica utilizados na estimação do modelo VEC

	PIA	BRA	COL	MEX	GTM	PER	HND
PIA	1,0000						
BRA	0,9516	1,0000					
COL	0,9193	0,8779	1,0000				
MEX	0,8408	0,8585	0,7694	1,0000			
GTM	0,8374	0,8259	0,8556	0,7849	1,0000		
PER	0,8455	0,7766	0,8079	0,7111	0,7228	1,0000	
HND	0,9059	0,8614	0,8877	0,8019	0,8670	0,7542	1,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 5A – Coeficientes de correlação simples entre os preços de café robusta utilizados na estimação do modelo VEC

	PIR	VNM	BRR	IDN	IND
PIR	1,0000				
VNM	0,8942	1,0000			
BRR	0,8268	0,6946	1,0000		
IDN	0,9487	0,8403	0,8412	1,0000	
IND	0,8687	0,7905	0,7757	0,8857	1,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6A – Estatísticas descritivas dos preços de café arábica e robusta utilizados na estimação dos modelos VEC

Séries	Preço de café (arábica e robusta), US\$/60 kg			
	Médio	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
BRA	98,30	32,78	228,92	46,42
COL	102,84	58,96	227,46	31,72
MEX	116,51	33,27	273,09	48,98
GTM	94,06	41,47	194,00	31,39
PER	78,72	34,47	224,65	38,73
HND	85,07	20,49	208,25	37,27
PIA	131,90	59,04	344,81	52,40
BRR	63,83	17,53	167,90	34,32
VNM	61,54	5,83	167,92	32,52
IDN	54,27	15,42	178,58	34,63
IND	63,04	21,71	119,16	22,85
PIR	84,58	30,17	241,78	41,88

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7A – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF pelo procedimento de Doldado et al. (1990)

Séries	τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\tau}$	τ_{μ}	$\tau_{\alpha\tau}$	τ
BRA	-1,946	0,275	1,880	-1,950	1,933	0,026
COL	-1,642	0,447	1,606	-1,631	1,650	0,240
MEX	-2,416	-0,191	2,450	-2,438	2,449	0,012
GTM	-2,041	0,662	2,035	-1,937	1,967	0,312
PER	-3,646	-0,179	3,474	3,684***	3,651***	–
HND	-2,688	0,003	2,699	-2,699	2,722**	–
PIA	-1,937	-0,029	1,906	-1,950	1,959	0,139
BRR	-1,939	-0,259	1,905	-1,926	1,934	-0,065
VNM	-2,545	-0,914	2,394	-2,414	2,368*	–
IDN	-1,410	0,094	1,151	-1,561	1,464	-0,744
IND	-1,567	0,195	1,401	-1,857	1,837	-0,301
PIR	-1,695	-0,209	1,530	-1,838	1,786	-0,582
<i>Valores críticos</i>						
(***) 1%	3,99	3,49	3,74	3,47	3,19	2,58
(**) 5%	3,43	2,79	3,09	2,88	2,53	1,95
(*) 10%	3,13	2,38	2,73	2,57	2,16	1,62

Fonte: Dados da Pesquisa

Nota: Os valores em negrito referem-se aos resultados apresentados na Tabela 4.

Tabela 8A – Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração entre as séries de preços de café robusta (IND, IDN, BRR, VNM e PIR)

<i>Hipótese nula</i>	τ_{trace}	<i>Valor crítico</i>	τ_{max}	<i>Valor crítico</i>
$r = 0$	277,676	72,774*	213,261	32,165*
$r \leq 1$	64,415	50,525*	28,859	26,121*
$r \leq 2$	35,556	32,268*	23,347	20,050*
$r \leq 3$	12,209 ^{NRHO}	17,980*	10,228 ^{NRHO}	13,906*
$r \leq 4$	1,981	7,557*	1,981	7,557*

Fonte: Dados da pesquisa.

(*) refere-se aos valores críticos a 10% de significância e (^{NRHO}) indica a não-rejeição da hipótese nula.

Tabela 9A| – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica, de janeiro de 1990 a junho de 2007, normalizados em relação ao Brasil

	PIA	HND	PER	GTM	MEX	COL
BRA	-0,699 (-12,792)	-0,723 (-9,189)	-0,689 (-6,920)	-0,666 (-9,122)	-0,813 (-8,308)	-0,524 (-8,934)
C	-1,654 (-6,773)	-1,105 (-3,143)	-1,130 (-2,541)	-1,517 (-4,650)	-1,031 (-2,360)	-2,227 (-8,493)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste t-Student.

Valores críticos: (*) 1%: 2,576; (**) 5%: 1,960; (***) 10%: 1,645.

Tabela 10A – Vetores de co-integração (β 's), para o logaritmo das séries mensais de preços de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005, normalizados em relação ao Vietnã.

	PIR	IDN	BRR
VNM	-0,893 (-38,591)	-1,1555 (-17,223)	-0,9912 (-7,808)
C	-0,7591 (-8,167)	0,7857 (2,914)	-0,1255 (-0,246)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste t-Student.

Valores críticos: (*) 1%: 2,576; (**) 5%: 1,960; (***) 10%: 1,645.

Tabela 11A – Perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração para o mercado de café arábica, de janeiro de 1990 a maio de 2007

	(BRA, PIA)	(COL, PIA)	(MEX, PIA)	(GTM, PIA)	(PER, PIA)	(HND, PIA)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,2260	0,3432	0,4961	0,6248	0,6466	0,7589
2	0,0614	0,1351	0,2823	0,4010	0,4255	0,5798
3	0,0231	0,0586	0,1696	0,2622	0,2827	0,4423
4	0,0118	0,0281	0,1039	0,1745	0,1887	0,3365
5	0,0072	0,0151	0,0643	0,1183	0,1263	0,2554
6	0,0047	0,0089	0,0401	0,0817	0,0846	0,1936
7	0,0032	0,0056	0,0253	0,0575	0,0565	0,1467
8	0,0022	0,0037	0,0161	0,0410	0,0377	0,1113
9	0,0016	0,0024	0,0103	0,0297	0,0251	0,0844
10	0,0011	0,0016	0,0067	0,0216	0,0166	0,0641
11	0,0008	0,0011	0,0044	0,0159	0,0110	0,0488
12	0,0006	0,0008	0,0030	0,0117	0,0072	0,0372
13	0,0004	0,0005	0,0020	0,0086	0,0048	0,0284
14	0,0003	0,0004	0,0014	0,0063	0,0031	0,0217
15	0,0002	0,0002	0,0010	0,0047	0,0021	0,0166
16	0,0002	0,0002	0,0007	0,0034	0,0014	0,0127
17	0,0001	0,0001	0,0005	0,0025	0,0009	0,0097
18	0,0001	0,0001	0,0004	0,0018	0,0006	0,0075
19	0,0001	0,0001	0,0003	0,0013	0,0004	0,0057
20	0,0001	0,0000	0,0002	0,0010	0,0003	0,0044
21	0,0000	0,0000	0,0001	0,0007	0,0002	0,0034
22	0,0000	0,0000	0,0001	0,0005	0,0001	0,0026
23	0,0000	0,0000	0,0001	0,0004	0,0001	0,0020
24	0,0000	0,0000	0,0001	0,0003	0,0001	0,0015
25	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0012
26	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0009
27	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0007
28	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0005
29	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0004
30	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0003
31	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
32	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
33	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
34	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
35	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001
36	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0001

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 12A – Perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração para o mercado de café robusta, de janeiro de 1988 a maio de 2005

	(VNM, PIR)	(BRR, PIR)	(IDN, PIR)
0	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,1357	0,6351	0,8711
2	0,0187	0,4027	0,7596
3	0,0028	0,2552	0,6621
4	0,0006	0,1616	0,5769
5	0,0002	0,1024	0,5026
6	0,0001	0,0649	0,4378
7	0,0001	0,0412	0,3813
8	0,0001	0,0262	0,3320
9	0,0000	0,0167	0,2890
10	0,0000	0,0107	0,2516
11	0,0000	0,0069	0,2190
12	0,0000	0,0045	0,1906
13	0,0000	0,0029	0,1658
14	0,0000	0,0019	0,1443
15	0,0000	0,0013	0,1255
16	0,0000	0,0009	0,1092
17	0,0000	0,0007	0,0950
18	0,0000	0,0005	0,0826
19	0,0000	0,0004	0,0718
20	0,0000	0,0003	0,0625
21	0,0000	0,0002	0,0543
22	0,0000	0,0002	0,0472
23	0,0000	0,0001	0,0411
24	0,0000	0,0001	0,0357
25	0,0000	0,0001	0,0311
26	0,0000	0,0001	0,0270
27	0,0000	0,0001	0,0235
28	0,0000	0,0001	0,0204
29	0,0000	0,0001	0,0178
30	0,0000	0,0001	0,0154
31	0,0000	0,0000	0,0134
32	0,0000	0,0000	0,0067
33	0,0000	0,0000	0,0101
34	0,0000	0,0000	0,0088
35	0,0000	0,0000	0,0077
36	0,0000	0,0000	0,0117

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 13A – Comparação dos perfis de persistência de um choque nas relações de co-integração, para os mercados de café arábica e robusta, de janeiro de 1990 a maio de 2005

	<i>Arábica</i>			<i>Robusta</i>		
	(BRA, PIA)	(COL, PIA)	(MEX, PIR)	(VNM, PIR)	(BRR, PIR)	(IDN, PIR)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,6361	0,6787	0,7341	0,0852	0,5236	0,8623
2	0,4137	0,4576	0,5420	0,0077	0,2734	0,7430
3	0,2758	0,3064	0,4022	0,0010	0,1425	0,6387
4	0,1886	0,2039	0,2998	0,0003	0,0743	0,5477
5	0,1321	0,1348	0,2244	0,0002	0,0388	0,4686
6	0,0945	0,0886	0,1685	0,0001	0,0204	0,3999
7	0,0687	0,0579	0,1271	0,0001	0,0110	0,3406
8	0,0506	0,0376	0,0961	0,0001	0,0061	0,2895
9	0,0375	0,0243	0,0729	0,0000	0,0036	0,2457
10	0,0280	0,0157	0,0555	0,0000	0,0022	0,2082
11	0,0209	0,0101	0,0423	0,0000	0,0015	0,1763
12	0,0156	0,0064	0,0324	0,0000	0,0011	0,1491
13	0,0116	0,0041	0,0248	0,0000	0,0009	0,1260
14	0,0087	0,0026	0,0191	0,0000	0,0007	0,1065
15	0,0064	0,0017	0,0147	0,0000	0,0006	0,0899
16	0,0048	0,0011	0,0113	0,0000	0,0005	0,0759
17	0,0035	0,0007	0,0088	0,0000	0,0005	0,0640
18	0,0026	0,0005	0,0068	0,0000	0,0004	0,0540
19	0,0019	0,0003	0,0053	0,0000	0,0003	0,0456
20	0,0014	0,0002	0,0041	0,0000	0,0003	0,0384
21	0,0011	0,0001	0,0032	0,0000	0,0003	0,0324
22	0,0008	0,0001	0,0024	0,0000	0,0002	0,0273
23	0,0006	0,0001	0,0019	0,0000	0,0002	0,0230
24	0,0004	0,0000	0,0015	0,0000	0,0002	0,0194
25	0,0003	0,0000	0,0011	0,0000	0,0001	0,0164
26	0,0002	0,0000	0,0009	0,0000	0,0001	0,0138
27	0,0002	0,0000	0,0007	0,0000	0,0001	0,0116
28	0,0001	0,0000	0,0005	0,0000	0,0001	0,0098
29	0,0001	0,0000	0,0004	0,0000	0,0001	0,0083
30	0,0001	0,0000	0,0003	0,0000	0,0001	0,0070
31	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0059
32	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0049
33	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0042
34	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0035
35	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0030
36	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0025

Fonte: Dados da pesquisa.