



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

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

**Help ensure our sustainability.**

**Give to AgEcon Search**

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

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

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# Integração e Transmissão de Preços no Mercado Internacional de Café Arábica

Dênis Antônio da Cunha<sup>1</sup>  
Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale<sup>2</sup>  
Marcelo José Braga<sup>3</sup>  
Antônio Carvalho Campos<sup>4</sup>

**Resumo:** Este estudo objetivou verificar se há integração entre os preços dos principais países produtores de café arábica e os praticados no mercado internacional. Foram realizados testes de cointegração e estimados um modelo VEC e perfis de persistência. Os resultados indicaram que Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, são integrados entre si e que seus preços reagiram às alterações no preço internacional. O padrão de relacionamento não foi caracterizado por extrema interdependência, e questões relativas à liberalização do mercado ainda exercem influência sobre o equilíbrio de longo prazo. O Brasil foi o mais integrado ao mercado internacional, o que indica que, quanto maior a participação na produção e exportação, mais alto é o grau de integração.

**Palavras-chaves:** Cointegração, VEC, perfis de persistência, preços, café arábica.

---

<sup>1</sup> Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, professor do Departamento de Ciências Econômicas e Gerenciais da Universidade Federal de Ouro Preto. E-mail: [denisufv@gmail.com](mailto:denisufv@gmail.com)

<sup>2</sup> Doutora em Economia Aplicada, professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal Viçosa. E-mail: [smleite@ufv.br](mailto:smleite@ufv.br)

<sup>3</sup> Doutor em Economia Aplicada, professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal Viçosa. E-mail: [mjbraga@ufv.br](mailto:mjbraga@ufv.br)

<sup>4</sup> Ph.D. Economia Agrícola, professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal Viçosa. E-mail: [accampos@ufv.br](mailto:accampos@ufv.br)

**Abstract:** This study aims to analyze the existence of price integration in the main arabica coffee producing countries and in the international price. The analytical framework was a multivariate model of co-integration, a VEC model and persistence profiles. The results show that Brazil, Colombia, Mexico, Guatemala, Peru and Honduras are integrated among them and their prices reacted to fluctuation on international prices. The relationship pattern was not characterized by extreme interdependence and issues related to market liberalization still have influence on the equilibrium in the long-term. Brazil was the most integrated to the international market, demonstrating that as higher is the country's share in production and export, higher is the integration.

**Key-words:** Cointegration, VEC, persistence profiles, prices, arabica coffee.

**Classificação JEL:** Q11, Q17.

## 1. Introdução

O café é um dos produtos agrícolas de maior valor e dinamismo comercial. Seu mercado foi caracterizado, ao longo do século XX, por uma série de intervenções. 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 razão de sua elevada parcela de mercado, que, nas primeiras décadas de 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 instrumentos mais importantes. O AIC entrou em operação em 1963, com o objetivo de sustentar os preços no mercado externo, mediante o controle da oferta dos países membros. Seu instrumento principal era um sistema de quotas, cujo propósito era impedir que os excessos de produção chegassem ao mercado, evitando-se, dessa forma, quedas no preço. Entretanto, a intervenção no mercado aumentava os ciclos, já que os períodos de alta eram prolongados e, como consequência, cortes de produção cada vez maiores eram necessários em épocas subseqüentes (BACHA, 1992)<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> 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 do café, ver Bacha (1992).

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, o que fazia 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 feito distintamente em cada país, de acordo com a conjuntura local.

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

O AIC foi suspenso em 1989 e, a partir de então, tem havido contínua liberalização internacional do setor. Ao enfrentar 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 substancial liberalização de seus mercados de café, dissolvendo agências públicas de regulação, abandonando os projetos de controle dos preços pagos aos produtores e permitindo a operação de agentes privados na comercialização (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, visto 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, no longo prazo, entre os principais países produtores de café arábica, ou seja, se compartilham uma tendência comum e única de comportamento. Especificamente, pretende-se também verificar o padrão de interdependência e determinar o grau de integração do mercado. A variedade arábica foi escolhida para as análises pois é a mais cultivada e comercializada mundialmente, sendo considerada um produto de qualidade superior (utilizada basicamente em *blends*) e de grande aceitação em todos os mercados consumidores<sup>6</sup>.

---

<sup>6</sup> 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, para produtores, os preços de localidades distintas guardam um equilíbrio de longo prazo pós-desregulamentação do mercado.

Embora não exista um comércio expressivo de café verde entre os países produtores e exportadores, é plausível admitir que eles 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 são Alemanha (20%), Estados Unidos (18%), Itália (11%) e Japão (9%); a maior parcela das vendas mexicanas destina-se ao mercado norte-americano (mais de 70%); e os EUA também são o principal mercado para o café da Colômbia e da Guatemala (35% e 45%), que, igualmente, exportam para Japão (15% e 16%) e Alemanha (14% e 8%). Os dados são do USDA (United States Department of Agriculture, 2007).

Há muitos estudos sobre preços de café. Os trabalhos desenvolvidos no período de regulamentação do setor, em sua maioria, tratam de questões relativas aos impactos do AIC sobre o mercado, podendo-se citar, como exemplo, 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 ao produtor, atacado e varejo. A integração entre preços no mercado futuro também já foi considerada, a exemplo de Valente e Braga (2006), que analisaram as cotações da BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros) e da NYBOT (New York Board of Trade). 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 (com ênfase aos africanos: Kenya, Uganda, Madagascar, Togo, Camarões, Etiópia, Tanzânia e Angola), 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 do continente americano, lacuna que o presente trabalho procura preencher. 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 um mercado central responsável por alterações em todos os outros. 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 enfrentar o crescente poder de mercado dos consumidores. Estudos dessa natureza permitem ainda avaliar a eficiência com que o mercado opera.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em outras três seções. Na segunda, são apresentados aspectos teóricos relacionados à integração de

mercados, o modelo analítico utilizado, bem como a descrição dos dados; na terceira, os resultados obtidos; e, na quarta, as principais conclusões.

## 2. Metodologia

### 2.1. Integração de mercados: conceitos e modelo analítico

De acordo com Fackler e Goodwin (2001), a integração de mercados refere-se à interdependência dos preços em localidades espacialmente separadas, ao longo do tempo. Por compartilharem informações de longo prazo semelhantes, os preços de um mercado integrado terão influências não apenas das condições de oferta e demanda locais, mas também das condições das demais localidades.

A movimentação conjunta de preços, ou seja, sua interdependência, é condição para a integração, o que indica que ela não depende, exclusivamente, da arbitragem ou de que os mercados estejam ligados diretamente por comércio. 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 que as conecta (FACKLER; GOODWIN, 2001).

González-Rivera e Helfand (2001) estabeleceram que um mercado com  $n$  localidades, geograficamente distintas, será considerado integrado se duas condições forem satisfeitas: deve existir um fluxo físico de bens, direta ou indiretamente, que conecte as  $n$  regiões, e as localidades devem ter um vetor de preços,  $P_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$ , que possa ser decomposto da forma  $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$ ,  $i=1, \dots, n$ , e  $a_i \neq 0$ , no qual  $f_t$  é o fator de integração, que representa o componente permanente (de longo prazo) do preço, e  $\tilde{p}_{it}$ , um componente transitório de cada localidade.

Depreende-se dessas condições que um mercado integrado é aquele cujos preços compartilham a mesma informação de longo prazo. Na teoria de cointegração, isso equivale à existência de um e apenas um fator integrador comum a todas as séries de preços, o que implica que os preços são cointegrados e há  $(n-1)$  vetores de cointegração.

A determinação do conjunto de preços que compartilham  $(n-1)$  vetores de cointegração é realizada por meio de um Vetor Autorregressivo (VAR) de

ordem reduzida, conforme a metodologia de Johansen (1988)<sup>7</sup>. Assim, um sistema cointegrado pode ser representado por um modelo de Correção de Erro Vetorial (VEC),

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

em que  $\Gamma_i$  e  $\Pi$  são matrizes  $(n \times n)$ . Se houver  $(n-1)$  vetores de cointegração,  $\Pi$  terá ordem reduzida igual a  $(n-1)$ . A matriz  $\Pi$  pode ser reescrita como  $\Pi = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  é uma matriz  $n \times (n-1)$  de coeficientes e  $\beta$  também é uma matriz  $n \times (n-1)$  de vetores de co-integração. Já que  $\Pi = \alpha\beta'$ , tem-se  $\Pi P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1}$ , e  $\beta' P_{t-1}$  é o termo de correção de erros, também chamado de desequilíbrio de curto prazo.

O procedimento de Johansen (1988) consiste em testar a ordem da matriz  $\Pi$ , o que corresponde ao número de vetores de cointegração, que, segundo a proposição teórica da integração de mercados aqui considerada, deve ser igual a  $(n-1)$ . Isso pode ser feito por meio de dois testes de razão de verossimilhança:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (2)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}), \quad (3)$$

em que  $T$  é o número de observações usadas no ajustamento e  $\lambda_i$  a  $i$ -ésima raiz característica de  $\Pi$ . O teste do traço ( $\lambda_{trace}$ ) verifica a hipótese de que existem, no máximo,  $r$  vetores de cointegração ( $H_0: r \leq r_0$ , contra  $H_a: r > r_0$ ). O teste de máximo autovalor ( $\lambda_{max}$ ), por sua vez, testa a hipótese nula de que há  $r$  vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há  $(r+1)$ .

Identificados os preços que compartilham a mesma informação de longo prazo, deve-se determinar o grau de integração, definido pelo tempo necessário para que o mercado retorne ao equilíbrio após um choque. Para isso, serão calculados perfis de persistência, conforme metodologia proposta por Pesaran

<sup>7</sup> A teoria de cointegração pressupõe que as séries de preços utilizadas sejam não estacionárias em nível, mas integradas de mesma ordem. Portanto, antes da implementação do procedimento de Johansen (1988), deve-se analisar a estacionariedade das séries. Neste estudo foi utilizado o teste de raiz unitária ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Por ser amplamente utilizado e 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.

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 pelas relações de equilíbrio de longo prazo estabelecidas entre os diferentes preços, na absorção de um choque em todo o sistema. Com  $(n-1)$  vetores de cointegração, essas relações podem ser representadas por:

$$Z_{it} = c_i + \beta_{1i}P_{1t} + \beta_{2i}P_{2t} + \dots + \beta_{ni}P_{nt}, \quad i = 1, 2, \dots, n-1 \quad (4)$$

em que  $Z_{it}$  é a relação de cointegração dada pelo VEC;  $c_i$  uma constante;  $b_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{ni}$  coeficientes de cointegração; e  $P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt}$  preços que fazem parte do mercado. A relação (4) 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, o que fará com que  $|Z_t| \neq 0$ . Contudo, como  $Z_t$  é estacionário (visto que se trata de uma relação de cointegração), o choque será transitório e seu efeito desaparecerá ao longo do tempo, restabelecendo o equilíbrio.

Por meio do perfil de persistência estuda-se a propagação da variância do choque no tempo  $(t+1, t+2, \dots)$ , condicionada à informação até o tempo  $(t-1)$ . Dessa forma, com um choque inicial na economia no tempo  $t$ , e considerando a informação até  $(t-1)$ , o perfil de persistência enfoca a variância incremental do erro do desequilíbrio no tempo  $(t+T)$ , à medida que o horizonte temporal aumenta. Se o sistema for estacionário e o choque se extinguir, sua variância incremental se reduzirá com o passar do tempo e aproximará de 0 quando  $T$  tender ao infinito.

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

$$H_Z(T) = \text{var}(Z_{t+T} / \Psi_{t-1}) - \text{var}(Z_{t+T-1} / \Psi_{t-1}), \quad T = 0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

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



### 2.3. Dados utilizados

A maior parcela da produção e exportação de café arábica está concentrada no continente americano, com destaque para o Brasil, que foi responsável, em 2007, por 35,3% da produção e por 42,6% da exportação mundial. Outros países que se destacaram em quantidade produzida e participação no comércio internacional dessa espécie foram Colômbia (17,1% e 16,6%, respectivamente), Guatemala (5,16% e 5,6%), Peru (4,4% e 5,3%), Honduras (4,5% e 4,8%) e México (5,86% e 4,3%) (USDA, 2007).

Dada a importância do continente americano para o mercado de café arábica, foram utilizadas séries de preços mensais recebidos por produtores do Brasil (BRA), Colômbia (COL), México (MEX), Guatemala (GTM), Peru (PER) e Honduras (HND), no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, disponibilizadas pela *International Coffee Organization* (ICO, 2007). Esses países podem ser considerados representativos do mercado produtor/exportador de café arábica, visto que são responsáveis por mais de dois terços da produção e exportação mundiais<sup>8</sup>.

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 York (ICE Futures, antiga New York Board of Trade), 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, 2007) e refere-se a médias mensais.

Todos os preços são disponibilizados pelas fontes em centavos de dólar por libra peso (US\$/libra-peso). Foram convertidos em US\$/sacas de 60 kg e logaritmizados. Deve-se mencionar que os preços não foram deflacionados e a justificativa é que, segundo Wang e Tomek (2007), o deflacionamento introduz uma tendência nos dados. Assim, já que o objetivo da análise de cointegração foi encontrar uma tendência comum entre múltiplas séries de preços, não faria sentido criar uma tendência antes da implementação do teste.

<sup>8</sup> A dificuldade de obtenção de séries completas para o período de análise foi um fator que limitou a de outros países no estudo.

### 3. Resultados

#### 3.1. *Identificação da integração de preços no mercado internacional de café*

O estudo criterioso das séries temporais é um importante pré-requisito nos trabalhos de transmissão e integração de preços. A constatação de que os preços parecem caminhar juntos, geralmente, é apontada na literatura como um primeiro indício de integração<sup>9</sup>. Mas essa conclusão requer procedimentos econométricos, como a identificação da ordem de integração das séries e os testes de cointegração.

A especificação do teste ADF seguiu o procedimento descrito em Enders (1995). Para as séries de Peru e Honduras, foi incluído um intercepto; nas demais, os termos determinísticos (intercepto e tendência) não foram estatisticamente significativos. No que se refere à escolha do nível de significância, Enders (1995) sugeriu que um nível elevado (1% ou 5%) torna o teste mais potente. 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%. As defasagens foram escolhidas por meio do critério de Schwartz. Na Tabela 1 estão os resultados do teste.

As séries foram não estacionárias em nível e, portanto,  $I(1)$ . O resultado do teste para a série de preços do Peru, em nível (3,462, em módulo), foi muito próximo ao valor crítico de 1% (3,47). Ainda assim, a série foi considerada  $I(1)$ , pois é comum que preços de *commodities* agrícolas sejam não estacionários, como é destacado nos trabalhos de Ardeni (1989), Foster et al. (1995), Newbold et al. (2000) e Nogueira et al. (2005).

---

<sup>9</sup> A Figura 1A, do Anexo, apresenta a evolução dos preços no período analisado.

**Tabela 1.** Resultado do teste ADF para o logaritmo das séries mensais de preços de café arábica

	Nível		Primeira diferença		Valores críticos (1%)	Conclusão
	Defasagens	t	Defasagens	t		
BRA	1	0,026	0	-11,976***	$\tau = 2,58$	I(1)
COL	0	-0,029	0	-13,058***	$\tau = 2,58$	I(1)
MEX	0	0,012	0	-16,431***	$\tau = 2,58$	I(1)
GTM	1	0,312	0	-19,063***	$\tau = 2,58$	I(1)
PER	0	-3,462	0	-17,880***	$\tau_{\mu} = 3,47$	I(1)
HND	0	-2,287	0	-14,370***	$\tau_{\mu} = 3,47$	I(1)
PIA	1	-0,223	0	-11,852***	$\tau = 2,58$	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota:  $\tau_{\mu}$  e  $\tau$  referem-se, respectivamente, ao valor crítico do modelo com intercepto e sem tendência e do modelo sem intercepto e sem tendência (DICKEY; FULLER, 1981).

Identificada a ordem de integração das séries, foram realizados os testes de cointegração, com o objetivo de determinar se os preços estudados faziam parte do mesmo mercado econômico, ou seja, do mercado internacional de café arábica. Na escolha das defasagens para o modelo, utilizou-se o critério Schwartz, que indicou a inclusão de apenas uma defasagem; entretanto, após o teste de autocorrelação (Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey), foram incluídas três defasagens<sup>10</sup>.

A especificação do teste de cointegração foi feita com um modelo sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração. O teste foi realizado para as séries em conjunto (BRA, COL, MEX, GTM, PER, HND e PIA). Testou-se a existência de  $(n - 1)$  vetores de cointegração (Tabela 2).

<sup>10</sup> O teste verifica a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial nos resíduos na defasagem de ordem  $k$ .

**Tabela 2.** Teste de Johansen para identificação do número de relações de cointegração entre as séries de preços em análise

Hipótese nula	$\tau_{trace}$	Valor crítico	$\tau_{max}$	Valor crítico
$r = 0$	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 <sup>NRHO</sup>	12,761***	3,758 <sup>NRHO</sup>	9,165**

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (\*\*\*) e (\*\*) referem-se aos valores críticos a 1% e 5% de significância, respectivamente; (<sup>NRHO</sup>) indica a não rejeição da hipótese nula.

O teste do número de vetores de cointegração iniciou-se com a hipótese de  $r = 0$ , que foi rejeitada, pois as estatísticas calculadas foram maiores que os valores críticos; em seguida, testou-se  $r < 1$ , e assim sucessivamente, até a não rejeição de  $H_0$ . Tanto o teste do traço quanto o do máximo autovalor indicaram a existência de seis vetores de cointegração estatisticamente diferentes de zero ( $r < 6$ ), independentemente da ordenação das variáveis no sistema.

Contudo, a existência de  $(n - 1)$  vetores de cointegração não é condição suficiente para garantir a participação de cada um dos preços no equilíbrio de longo prazo do mercado. Por esse motivo, foram testadas as hipóteses de que os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  eram estatisticamente iguais a zero (Tabela 3).

**Tabela 3.** Teste de restrições aos parâmetros  $\beta$ s e  $\alpha$ s do modelo de cointegração

	$\chi^2 (H_0: \beta's = 0)$	<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

Fonte: Dados da pesquisa.

As restrições relativas aos parâmetros  $\beta$  foram rejeitadas a valores menores que 1% de significância, o que indica que todos os preços participavam efetivamente do equilíbrio de longo prazo do mercado internacional de café arábica, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Com relação à matriz  $\alpha$ , os preços da Colômbia, México, Guatemala, Peru, Honduras e o internacional foram significativos a menos de 1%; para o Brasil, a hipótese nula de  $\alpha = 0$  só pôde ser rejeitada a 7,6%. 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. Consequentemente, justifica-se a modelagem multivariada, pois não houve um preço que, ao mesmo tempo, tenha sido 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. Mesmo integrados, como demonstraram os resultados deste estudo, os países produtores já não são responsáveis pelo controle do preço. Sua *formação* situa-se em outra esfera, caracterizada pela negociação entre exportadores e companhias processadoras internacionais, responsáveis pela distribuição do produto final. Uma evidência dessa realidade foi o fracasso de um acordo de retenção de estoques organizado em 2001 pela Associação dos Países Produtores de Café, cujo objetivo era aumentar os preços no mercado internacional.

A desregulamentação dos mercados internos, que ocorreu a partir da década de 90, 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 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).

Contribuiu ainda para esses resultados o fato de a maior parte dos países analisados serem grandes produtores e exportadores de café. Conforme dados do USDA (2007), em 2007 eles foram responsáveis por cerca de 75% da produção e 85% da exportação mundial da variedade arábica.

Portanto, pode-se afirmar que há uma única tendência estocástica que governa o comportamento dos preços ao longo do tempo. Em outras palavras, o mercado não é segmentado e é eficiente na difusão de informações, o que contribui para o estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo no mercado internacional de café.

Esses resultados estão em conformidade com os de outros trabalhos que também utilizaram o modelo de cointegração para verificar relações entre preços de café no mercado internacional. Gómez e Castillo (2001), ao avaliarem as relações entre o preço ao produtor e no varejo, inferiram que os países produtores já não são capazes de controlar o preço, dado o poder de mercado dos grandes atacadistas que atuam nesse segmento. Mehta e Chavas (2008) estudaram a evolução dos preços no varejo, atacado e ao produtor, no contexto do AIC (utilizando preços pagos ao produtor de arábica do Brasil fornecidos pela ICO, como no presente estudo), e concluíram que o acordo de quotas fazia com que os preços do Brasil fossem desconectados dos internacionais. Cunha et al. (2008) identificaram transmissão entre os preços de café robusta do Brasil, Vietnã e Indonésia, no período de 1988 a 2005.

### **3.2. Padrão de transmissão de preços**

A análise do padrão de interdependência dos preços foi realizada por meio da estimação do modelo VEC. Os vetores de cointegração foram calculados em relação ao preço internacional (PIA), escolha que se deve ao fato de esse preço ter sido incluído como *proxy* do mercado externo, representando, assim, a ligação entre os demais. A série PIA refere-se aos preços praticados na principal bolsa mundial que comercializa contratos de café arábica, o que permite que

seja representativa do mercado internacional. Por outro lado, conforme destacado por diversos autores (GÓMEZ; CASTILLO, 2001; PONTE, 2002; CALFAT; FLORES JUNIOR, 2002), desde a desregulamentação do setor, os países produtores deixaram de exercer controle direto sobre os preços, o que também justifica tal normalização<sup>11</sup>.

A Tabela 4 contém as seis relações de equilíbrio de longo prazo, obtidas para os preços de café arábica. Todas foram estabelecidas em termos de pares de mercado e são expressas da seguinte forma:  $p_{HND,t} = -0,177 + 0,945 p_{PIR,t}$ ;  $p_{PER,t} = -0,771 + 1,042 p_{PIR,t}$ , etc.

**Tabela 4.** Vetores de cointegração ( $\beta$ '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.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student* (1%: 2,57; 5%: 1,96; 10%: 1,64).

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 0,95% no preço de Honduras, de 1,04% no preço do Peru, e assim sucessivamente. Todos os  $\beta$ 's foram individualmente significativos a 1%<sup>12</sup>.

<sup>11</sup> Deve-se acrescentar que, se fosse excluído o componente especulativo inerente aos mercados futuros, segundo Tomek e Robinson (1990), os preços futuros seriam uma antecipação dos valores que vigorariam no mercado à vista na data de vencimento do contrato; assim, à medida que se aproxima essa data, os preços futuros e físicos tendem a convergir. Assim, os valores no mercado futuro devem representar a melhor estimativa do preço à vista no vencimento do contrato. Essas observações também justificam a normalização do VEC em relação ao PIA.

<sup>12</sup> Vetores de cointegração superiores à unidade ( $\hat{\beta}_i > 1$ ), como os que foram obtidos para o Peru, México e Brasil, podem ser resultados de elevados custos de transação, segundo González-Rivera e Helfand (2001). Além desses autores, Asche et al. (1999) e Nogueira et al. (2005) também obtiveram ( $\hat{\beta}_i > 1$ ) em seus estudos.

Esse padrão de relacionamento, no qual todos os vetores de cointegração são significativos, era esperado. Como se trata de preços ao produtor, é plausível admitir que os países sigam, no longo prazo, tendências do mercado internacional, visto que a demanda de café verde, representada basicamente por companhias processadoras, tem importante papel na formação de tais preços. Segundo Calfat e Flores Júnior (2002), desde a desregulamentação do setor, os importadores têm passado por um processo de concentração de mercado, aumentando seu poder de barganha em relação aos países produtores.

Deve-se destacar o caso do Brasil e do México, que foram os mais expostos às condições do preço internacional, e também o da Colômbia, que foi 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, o Instituto Brasileiro do Café (IBC) foi extinto. Ele controlava a política econômica do setor desde a década de 50. A partir de então, a intervenção estatal restringiu-se ao gerenciamento e à venda de estoques públicos e à concessão de crédito para cultivo, colheita e processamento final do produto. Os vários segmentos da cadeia produtiva brasileira de café passaram a enfrentar uma realidade de total desregulamentação do mercado (BRAGANÇA, 2005). 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 90, por interesses comerciais, o México apresentou postura favorável às reivindicações dos países consumidores, principalmente os 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 (BRAGANÇA, 2005). Por essas mudanças, os preços mexicanos também estão bastante expostos às alterações do mercado.

No caso da Colômbia, a justificativa é a incompleta desregulamentação de seu mercado cafeeiro, quando comparada a outras regiões, o que faz 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. Por meio dos recursos do FNC, a Federacafé garante, quando necessário,



um preço mínimo e age como comprador, no último recurso. Mesmo 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.

As elasticidades de transmissão de preços obtidas são semelhantes às de González (2007). Essa autora analisou o impacto das reformas ocorridas em países produtores sobre os preços de café, utilizando igualmente o modelo VEC, e concluiu que “the largest impact of the reforms was detected in countries where the liberalization was complete (...). 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 happened more gradually (...); these include Colombia, Ethiopia, Tanzania, Angola and Central African Republic” (GONZÁLEZ, 2007, p. 24).

As 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, o mecanismo é representado pela matriz e permite verificar a estrutura espacial do mercado (Tabela 5).

**Tabela 5.** Coeficientes de ajustamento do VEC ( $\beta$ '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.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas do teste *t-Student* (1%: 2,57; 5%: 1,96; 10%: 1,64).

A partir da Tabela 5, pode-se inferir, pela magnitude e significância dos coeficientes estimados (em valor absoluto), 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 do que os demais. O preço do Peru, Guatemala, Brasil e o preço internacional foram os que menos reagiram às alterações nas relações de cointegração com os 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 que seu preço seja menos suscetível às variações de curto prazo do que os 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, o que evidencia a importância do País no mercado externo de café e confirma a proposição acima. É comum que mudanças na oferta brasileira sejam responsáveis por perturbações no preço de equilíbrio, em termos mundiais. Os movimentos de alta ocorridos em 1994 e 1997, por exemplo, foram resultados de problemas com a safra brasileira, relacionados a geadas e seca, respectivamente.

Apesar da ausência de exogeneidade fraca (Tabela 3), não se verificou, como apresentado na Tabela 5, um padrão de interdependência de *todos* os preços (já que o teste *t* não indicou a significância individual de todos os coeficientes  $\alpha$ 's). Tal resultado pode ser explicado por três razões principais, discutidas a seguir.

Inicialmente, embora os cafés produzidos nesses países sejam substitutos no mercado internacional, a substituição não é perfeita e associa os preços apenas no longo prazo. Discussão semelhante foi apresentada na análise do mercado brasileiro de arroz, realizada por González-Rivera e Helfand (2001). Ainda sim, segundo Ponte (2002), a substitutibilidade entre os cafés de diversas origens tem sido resultado de desenvolvimentos tecnológicos que possibilitaram maior flexibilidade na criação de *blends*. Dessa forma, as empresas processadoras não dependem mais de variedades específicas de café.

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, o que dificulta 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 produtores e exportadores que temem que a entrada de café de outros países possa comprometer a produção e os preços domésticos. As exportações brasileiras de café, por exemplo, enfrentam uma série de barreiras não tarifárias (restrições técnicas, sanitárias, de certificação etc.), além das tarifárias. Quanto a estas últimas, Silva (2008) destaca que as maiores tarifas são cobradas por países que, em geral, são produtores de café. Segundo esse autor, a tarifa média calculada para os 47 países produtores e exportadores de café verde em 2007, para a posição 0901<sup>13</sup>, foi igual a 20,53%, enquanto aquela para a posição 2101<sup>14</sup> foi de 22,08%.

De modo geral, a interdependência dos preços internacionais de café verificada neste estudo, pode ser atribuída às características do mercado após o fim do AIC. Com a desregulamentação do setor, o poder de manipulação do mercado por parte dos grandes grupos empresariais aumentou. As principais empresas do setor (Nestlé, Sara Lee, Starbucks e KraftFoods, por exemplo), que atuam nos vários países, combinam as variedades na confecção de seus *blends* e “controlam o sabor da bebida” nos mercados consumidores. Dessa forma, elas têm muito mais habilidade e recursos para causar mudanças no mercado do que os países produtores.

Por conseguinte, o fato de poucas empresas dominarem o mercado internacional de café, comprando-o de vários países e, possivelmente, aplicando políticas semelhantes, faz com que haja, para o produtor, comovimento 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.

<sup>13</sup> Café, mesmo torrado ou descafeinado; cascas e películas de café; sucedâneos contendo café em qualquer proporção.

<sup>14</sup> Extratos, essências e concentrados de café, de chá ou de mate e preparações à base desses produtos ou à base de café, chá ou mate; chicória torrada e outros sucedâneos torrados de café e respectivos extratos, essências e concentrados.

No entanto, não se deve negligenciar o papel das condições da oferta na explicação do movimento semelhante de preços no mercado internacional. Análises conjunturais do setor fornecidas pelo USDA (2008, 2007, 2006 e 2005) indicam, por exemplo, que os preços mais baixos dos últimos anos são resultado da tendência positiva de crescimento da produção em alguns países, como Brasil e Vietnã<sup>15</sup>.

Deve-se ressaltar que esses resultados não indicam que os preços de café no mercado internacional serão iguais no longo prazo. 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 mantêm magnitudes distintas. Esse resultado está de acordo com a abordagem teórica de Fackler e Goodwin (2001), segundo os quais não é necessário que duas ou mais regiões tenham comércio direto para que sejam integradas, visto que parceiros comerciais comuns (ligações indiretas) podem garantir a transmissão de preços.

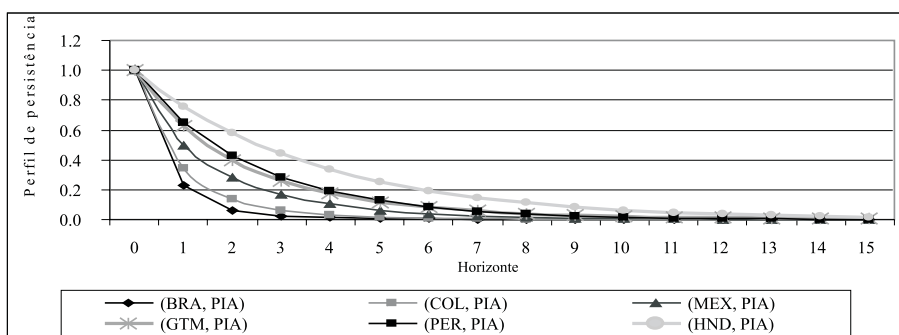
### **3.3. Grau de integração**

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

Em geral, os resultados indicaram que os choques no sistema são removidos de modo relativamente rápido. O preço brasileiro foi o que retornou ao equilíbrio mais rapidamente, com 94% dos ajustamentos 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 92% dos ajustes no sexto mês e, em Honduras, essa mesma porcentagem só foi obtida no nono mês. Na Figura 1, encontra-se o gráfico dos perfis de persistência, o que indica que, por volta de 15 meses após o choque, os pares de preços praticamente retornaram ao equilíbrio<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> Fala-se em “tendência positiva de crescimento” pois, devido ao ciclo bianual do cultivo de café (alternância entre boas e más colheitas), em alguns anos houve queda da produção. As análises conjunturais do USDA consideram os países produtores de café das Américas, África, Ásia e Oceania.

<sup>16</sup> Os perfis de persistência calculados são apresentados na Tabela 1A do Anexo. Para obter os percentuais de ajustamento de cada mês, basta subtrair o valor do perfil calculado de 1 e multiplicar o resultado por 100; por exemplo, no caso do Brasil, no segundo mês, o perfil calculado é 0,0614, o que indica que ainda resta aproximadamente 6,14% de desequilíbrio para ser eliminado.



**Figura 1.** Ajustamento das relações de cointegração entre os preços de café arábica a um choque em todo o sistema, de janeiro de 1990 a maio de 2007

Fonte: Dados da pesquisa.

Com o objetivo de resumir os ajustamentos discutidos em uma medida que representasse o *grau* de integração entre os mercados, foi calculado o perfil de persistência mediano (ou meia-vida), definido pelo tempo necessário para que ocorram 50% dos ajustes entre cada preço e aquele que foi tomado como base. Na Tabela 6 encontram-se as estimativas.

**Tabela 6.** Perfis de persistência medianos de um choque nas relações de cointegração

Séries	BRA	COL	MEX	GTM	PER	HND
<i>Perfil mediano (meses)</i>	0,646	0,761	0,992	1,558	1,663	2,580

Fonte: Dados da pesquisa.

Em geral, o grau de integração esteve relacionado com a expressividade de cada país no comércio externo de café. O Brasil foi o mais integrado do mercado, visto que, em menos de um mês, ocorreram 50% dos ajustamentos em seu preço, resultantes de um choque na cotação internacional. Como é o principal produtor/exportador de café arábica e realiza elevado volume de transações com diversos importadores, esse resultado faz sentido. Por um lado, a existência da BM&F, importante bolsa em que são comercializados contratos futuros de café, contribui para aumentar a disponibilidade de informações sobre preços, permitindo um rápido ajuste às mudanças no mercado externo. Por outro, países com parcelas menores de mercado foram menos integrados, como é o caso de Peru e Honduras.

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, eram necessários, 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 temporal, ocorre 80% do ajustamento. Cabe ressaltar, entretanto, que o alto grau de integração da Colômbia não está de acordo com o esperado; mesmo que o café colombiano apresente forte inserção internacional, a incompleta desregulamentação de seu mercado, já discutida anteriormente, leva a crer que o país deveria ser menos integrado. Esse resultado deve, portanto, ser visto com cautela.

O desenvolvimento das tecnologias de comunicação tem sido vital nesse processo. O crescimento de transações via *internet* e a utilização de bolsas de valores permitem uma transferência de informações de modo muito mais ágil e rápido.

A maior competitividade da cultura cafeeira, aliada à busca por qualidade, liberalização do mercado e desenvolvimentos tecnológicos, faz com que os profissionais do setor busquem proteção contra os riscos de preços atuando no mercado futuro. Ratifica-se, portanto, a utilização do preço da bolsa de Nova York como *proxy* para o preço internacional de café arábica, por ser uma importante divulgadora de preços.

## 4. Conclusões

Os principais produtores de café arábica (Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras) são integrados entre si e há uma relação de equilíbrio, no longo prazo, entre o preço desses países e a cotação internacional. Existe um fluxo comum e único de informações entre os *players* do setor, que respondem às condições do mercado mundial por meio de ligações indiretas, possibilitadas por parceiros comerciais comuns. A existência de cointegração entre os preços permite afirmar também que os cafés oferecidos pelos países em cada mercado são substitutos entre si (ainda que de modo imperfeito).

Acredita-se que esse resultado seja consequência das mudanças pelas quais o setor vem passando 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.

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

Não se pode falar, entretanto, num padrão de extrema interdependência dos preços, tampouco em integração perfeita. A explicação é que há grande contingente de pequenos produtores, localizados em áreas remotas, que ainda têm dificuldade de acesso a informações no curto prazo. 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.

No entanto, verificou-se que o grau de integração é alto, ou seja, os mercados retornariam ao equilíbrio rapidamente, caso houvesse um choque no preço internacional. O desenvolvimento das tecnologias de informação, notadamente a internet, bem como o crescimento das operações nos mercados futuros, tem permitido que as informações sejam disseminadas entre agentes da cadeia produtiva de modo mais rápido e eficiente.

A existência de integração 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 (como o desenvolvimento de mecanismos para eliminar flutuações de preços e desequilíbrios entre a oferta e a demanda), devem-se também criar certificados de origem e harmonização de normas técnicas.

Por parte de 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 sejam completamente explorados, como os cafés especiais/orgânicos, menos vulneráveis às oscilações de preço.

A transmissão de valores nem sempre deixa os produtores em situação favorável, dados os movimentos de baixa que frequentemente ocorrem. Dessa forma, as políticas públicas precisam concentrar-se na criação de instrumentos que evitem que os produtores aumentem suas plantações de modo

indiscriminado em épocas de preços altos, impedindo-se pressões subsequentes de baixa. Deve-se ainda dar condições de acesso a mercados futuros e diminuir impostos sobre as exportações de café verde.

Contudo, em vista da baixa interdependência dos 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 pequenos e grandes produtores e trabalhar melhor 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 artigo não teve a pretensão de 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, no contexto atual, em que apenas maiores parcelas de mercado possibilitam aumento dos lucros.

## 5. Referências Bibliográficas

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.

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.



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.

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. **Ensaaios 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.

CUNHA, D. A.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C.; FERNANDES, L. L. Transmissão de preços no mercado internacional de café robusta. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 6. n.1, p. 1-26, 2008.

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.

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

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.

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.

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.; 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.

ICO – International Coffee Organization. **Historical Data**. Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/select7.asp>>. Acesso em: 06/10/2007.

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

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](http://www.iisd.org/pdf/2004/sci_coffee_contracts.pdf)>. Acesso em: 22/01/2008.

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.

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.

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.

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.

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: 16/12/2009.

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

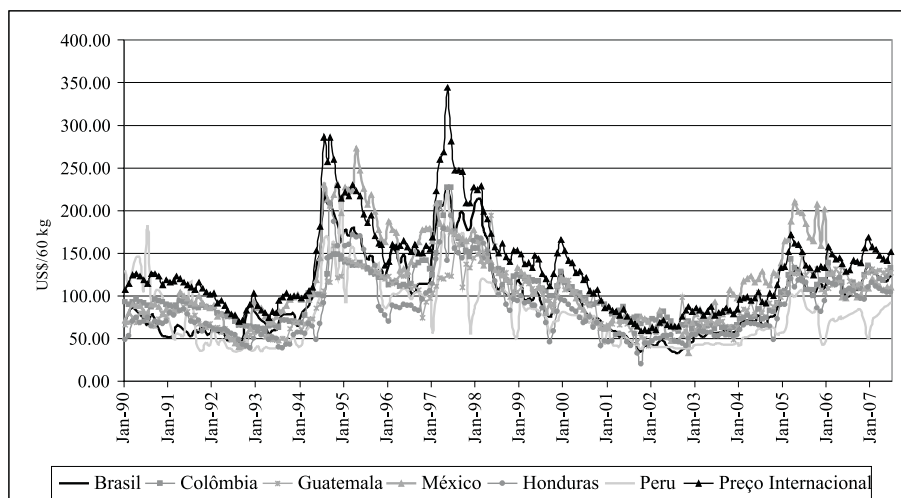
USDA – United States Department of Agriculture. **Tropical Products: coffee**. Disponível em: <[http://www.fas.usda.gov/tropical\\_arc.asp](http://www.fas.usda.gov/tropical_arc.asp)>, Acesso em: 08/12/2007.

\_\_\_\_\_. **Tropical Products: world markets and trade**. 2008, 2007, 2006 e 2005. Disponível em: <[http://www.fas.usda.gov/coffee\\_arc.asp](http://www.fas.usda.gov/coffee_arc.asp)>, Acesso em: 16/12/2009

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.

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

## 6. Anexos



**Figura 1A.**Preços de café arábica, no período de janeiro de 1990 a junho de 2007, em US\$/60 kg

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 1A.** Perfis de persistência de um choque nas relações de cointegração 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

Fonte: Dados da pesquisa.