

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA

INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS INTERNOS E EXTERNOS DE CAFÉ

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2005

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

T

N778i
2005

Nogueira, Fernando Tadeu Pongelupe, 1964-
Integração dos mercados internos e externos de café /
Fernando Tadeu Pongelupe Nogueira. – Viçosa : UFV,
2005.

xx, 120f. : il. ; 29cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Danilo Rolim Dias de Aguiar.
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 110-113.

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

CDD 22.ed. 380.141373

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA

INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS INTERNOS E EXTERNOS DE CAFÉ

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 16 de fevereiro de 2005.

Miriam Rumenos Piedade Bacchi

Ricardo Chaves Lima

Marília Fernandes Maciel Gomes

João Eustáquio de Lima
(Conselheiro)

Danilo Rolim Dias de Aguiar
(Orientador)

Amar ao próximo como a ti mesmo

O maior mandamento

1. Os fariseus, ao ouvirem que Jesus havia feito os saduceus se calarem, reuniram-se, e um deles, que era doutor da lei, perguntou-Lhe para tentá-lo: Mestre, qual é o maior mandamento da lei? Jesus lhe respondeu: Amarás ao Senhor teu Deus de todo o teu coração, de toda tua alma e de todo o teu espírito. Este é o maior e o primeiro mandamento. E eis o segundo, que é semelhante àquele: Amarás teu próximo como a ti mesmo. Toda a lei e os profetas estão contidos nestes dois mandamentos. (Mateus, 22:34 a 40)
2. Fazei aos homens tudo o que gostaríeis que eles vos fizessem, pois esta é a lei e os profetas. (Mateus, 7:12). Tratai todos os homens da mesma maneira que gostaríeis que eles vos tratassem. (Lucas, 6:31)
3. O reino dos Céus é comparável a um rei que quis pedir contas aos seus servidores. E tendo começado a fazer isso, apresentaram-lhe um que lhe devia dez mil talentos. Mas como ele não tinha condições de pagar-lhe, seu senhor lhe ordenou que vendesse sua mulher, seus filhos e tudo o que possuía, para liquidar sua dívida. O servidor, lançando-se aos seus pés, suplicou-lhe, dizendo: Senhor, tende um pouco de paciência, pois eu vos pagarei tudo. Então, o senhor desse servidor, ficando tocado de compaixão, deixou-o ir e perdoou-lhe a dívida. Mas esse servidor, mal tendo saído, encontrando um de seus companheiros que lhe devia cem moedas, agarrou-o pelo pescoço, sufocando-o e dizia: Paga-me o que me deves. E seu companheiro, atirando-se aos seus pés, suplicou-lhe dizendo: Tende um pouco de paciência que vos pagarei tudo. Mas ele não quis escutá-lo e, indo embora, fez com que o prendessem, até que lhe pagasse o que devia. Os outros servidores, seus companheiros, vendo o que se passava, ficaram extremamente aflitos e avisaram seu senhor de tudo o que tinha acontecido. Então o senhor, fazendo-o vir, disse-lhe: Mau servidor, perdoei tudo pelo que me devias, pois me pediste isso. Não deverias então ter tido piedade do teu companheiro como tive de ti? E seu senhor, furioso, deixou-o nas mãos dos carrascos até que pagasse tudo o que lhe devia. É deste modo que meu Pai que está no Céu vos tratará, se cada um de vós não perdoar ao seu irmão, do fundo do coração, as faltas que tiverem cometido contra vós. (Mateus, 18:23 a 35)
4. *Amar o próximo como a si mesmo; fazer aos outros o que gostaríamos que fizessem por nós* é a expressão mais completa da caridade, pois resume todos os deveres em relação ao próximo. Não há guia mais seguro sobre isso do que ter como regra fazer aos outros o que desejamos para nós. Com que direito exigiremos de nossos semelhantes bom procedimento, indulgência, benevolência, dedicação, se não lhes damos isso? A prática destes ensinamentos morais orienta e conduz à destruição do egoísmo. Quando os homens as tomarem como regra de conduta e como base de suas instituições, entenderão a verdadeira fraternidade e farão reinar entre eles a paz e a justiça. Não haverá mais ódios nem desavenças e sim união, concórdia e benevolência mútua.

(O EVANGELHO SEGUNDO O ESPIRITISMO - ALLAN KARDEC)

AGRADECIMENTO

A meu pai e a minha mãe, pela educação, pelo apoio e pelo incentivo aos estudos, por me formarem moralmente e espiritualmente e por me ajudarem a dar um norte à minha vida.

À minha esposa Andréa, pela imensa paciência e pelo tempo que não pudemos desfrutar juntos, pelo incentivo, pelo carinho e pela compreensão, principalmente nesta etapa de nossas vidas.

À minha irmã, pelo incentivo e pela torcida para concretização deste trabalho.

A meu orientador e amigo, Danilo Rolim Dias de Aguiar, pela constante orientação e pela ajuda nas horas difíceis, pela competência e pela disponibilidade em atender-me, apesar da distância (BH-Viçosa).

Aos conselheiros, professores João Eustáquio de Lima e Stephen M. Helfand, pelos conselhos, pelas orientações e pelos esclarecimentos nas horas de dúvidas.

Aos caríssimos professores do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, que tanto nos engrandeceram com seus conhecimentos.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural (DER), pela oportunidade de realização deste curso.

À Una - União de Negócios e Administração, por ter-me incentivado na realização deste curso.

Aos professores Milton Jacques Collares, José de Melo e Lamartine Sacramento Filho, da Una – União de Negócios e Administração, pelo incentivo.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, em especial, à Maria das Graças Lourenço Soares de Freitas (Graça), pela presteza, pela disponibilidade, pelo profissionalismo e pela ajuda, apesar da distância (BH-Viçosa).

À BM&F e à NYBOT, pelos excelentes bancos de dados disponibilizados pela internet.

Aos colegas de curso, em especial, a Luciane Raposo, Cleyzer, Antônio Baptista (Tozé), Cristiana Muylde e Patrícia Rosado.

A todas as pessoas que, anonimamente, contribuíram para a conclusão deste trabalho.

BIOGRAFIA

FERNANDO TADEU PONGELUPE NOGUEIRA, filho de Nelcy Macedo Nogueira e Ilda Pongelupe Nogueira, nasceu em Belo Horizonte (MG), em 03 de agosto de 1964.

Em dezembro de 1984, graduou-se em Matemática (Licenciatura Plena) pela Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Belo Horizonte (FAFI-BH).

Em janeiro de 1988, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Análise de Sistemas de Informação pela Una - União de Negócios e Administração.

Em novembro de 1988, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Análise de Sistemas pela Faculdade de Filosofia, Ciências e Letras de Belo Horizonte (FAFI-BH).

Em dezembro de 1993, concluiu o curso de pós-graduação "lato sensu" em Administração da Qualidade e Produtividade pela Una – União de Negócios e Administração.

Em dezembro de 1995, concluiu o Curso MBA Executivo em Finanças pelo IBMEC - Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, em Belo Horizonte, Minas Gerais.

Em 29 de março de 2001, concluiu o Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, em nível de mestrado, na Universidade Federal de Viçosa, em

Viçosa, com a tese “Integração Espacial e Efetividade do ‘Hedge’ no Mercado Brasileiro de Café Arábica”.

Em abril de 2001, iniciou o Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, em nível de doutorado, na Universidade Federal de Viçosa, em Viçosa (MG), defendendo tese em 16 de fevereiro de 2005.

ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS	x
LISTA DE FIGURAS	xiv
RESUMO	xv
ABSTRACT	xviii
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais	1
1.2. Eficiência e integração de mercados	5
1.3. O problema e sua importância	7
1.4. Hipóteses	9
1.5. Objetivos	10
2. HISTÓRICO E CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL	11
2.1. Mercado externo	13

	Página
2.2. Mercado interno	18
2.3. Café <i>commodity</i> e café de qualidade	19
3. TEORIA DE INTEGRAÇÃO DE MERCADOS E MÉTODOS DE ANÁLISE	25
3.1. Referencial teórico	25
3.1.1. Arbitragem espacial	25
3.1.2. "Lei do Preço Único"	26
3.1.3. Integração espacial de mercados	26
3.2. Métodos de análise da integração de mercados	29
3.3. Modelo analítico	32
3.3.1. Não-estacionariedade, teste de raiz unitária e co-integração ...	32
3.3.2. Modelo analítico para determinação da extensão do mercado	40
3.3.3. Modelo analítico para padrão da integração de mercados	48
3.3.4. Modelo analítico para grau de integração dos mercados	50
3.4. Fonte de dados	52
4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	54
4.1. Índice de auto-suficiência	54
4.2. Teste de raiz unitária para integração de mercados	56
4.3. Teste de co-integração (teste de Johansen) e extensão do mercado	59
4.4. Modelo do mercado brasileiro de café	64
4.5. Grau de integração do mercado brasileiro de café	76
4.6. Grau de integração entre o mercado interno e o mercado externo de café	89

	Página
4.6.1. Teste de raiz unitária para integração de mercados internos e externos de café	90
4.6.2. Teste de co-integração (teste de Johansen) e extensão do mercado de café (interno e externo)	92
4.6.3. Grau de integração do mercado de café (interno e externo)	94
5. RESUMO E CONCLUSÕES	104
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	110
APÊNDICE	114

LISTA DE TABELAS

	Página
1	Volume das exportações brasileiras de café, por tipo (em mil sacas de 60 kg de café) e por valor total das exportações (US\$ milhões) 4
2	Produção de café em grão (mil sacas de 60 quilos) – 1990 a 2003 13
3	Participação dos 10 maiores países exportadores de café verde nas exportações mundiais (%) – 1996 a 2003 15
4	Valores calculados do IAS (Índice de Auto-Suficiência) para CAFÉ, por Unidade da Federação, Brasil, 1987 e 1996 55
5	Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café por Unidade da Federação, em nível – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 57
6	Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café por Unidade da Federação, em primeira diferença – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 58

7	Teste de Johansen para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café nas Unidades da Federação relacionadas – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	61
8	Teste de razão de verossimilhança para restrições relacionadas com os parâmetros de co-integração BETA, referente a cada Unidade da Federação participante do mercado – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	63
9	Teste de razão de verossimilhança para restrições relacionadas com os parâmetros de co-integração ALFA, referente a cada Unidade da Federação participante do mercado – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	63
10	Vetores de co-integração normalizados (beta) pelo método de Johansen, base MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	66
11	Coefficientes de ajustamento (alfa) do modelo VEC irrestrito – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – MG	68
12	Dinâmica de ajustamento no curto prazo – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – MG	71
13	Vetores de co-integração normalizados (beta) pelo método de Johansen, base SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	73
14	Coefficientes de ajustamento (alfa) do modelo VEC irrestrito – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – SP	74
15	Dinâmica de ajustamento no curto prazo – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – SP	75
16	Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a 2004	77
17	Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a 2004	79

18	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	82
19	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	82
20	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 1990 – antes do rompimento do acordo (AIC)	87
21	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 1990 – antes do rompimento do acordo (AIC)	87
22	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – março de 1990 a fevereiro de 2004 – após o rompimento do acordo (AIC)	88
23	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – março de 1990 a fevereiro de 2004 – após o rompimento do acordo (AIC)	88
24	Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – em nível – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	91
25	Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – em primeira diferença – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	92
26	Teste de Johansen para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – base: MINAS GERAIS	93

27	Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – mercado interno (ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO e MINAS GERAIS) e mercado externo (LIFFE e NYBOT)	96
28	Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação do ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – mercado interno (ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO e MINAS GERAIS) e mercado externo (LIFFE e NYBOT)	98
29	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	99
30	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação do ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	99
31	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de NYBOT – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	101
32	Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de LIFFE – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	101
1A	População estimada de 1987 e 1996, com base no crescimento linear entre 1980 e 1991 e entre 1991 e 2000	115
2A	Cálculo da média do consumo <i>per capita</i> do produto CAFÉ, referente aos anos de 1987 e 1996	116
3A	Consumo <i>per capita</i> do produto CAFÉ, considerando a média das demais Unidades da Federação não consideradas na Tabela 418, do IBGE (anos 1987 e 1996)	117
4A	Quantidade produzida de CAFÉ (em coco), em toneladas, por Unidade da Federação, nos anos de 1987 e 1996	118

LISTA DE FIGURAS

		Página
1	Distribuição geográfica do café, segundo os estados produtores .	3
2	Participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais (%), 1960 a 1997	14
3	Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	80
4	Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004	81
1A	Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	119
2A	Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004	120

RESUMO

NOGUEIRA, Fernando Tadeu Pongelupe, D.S., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2005. **Integração dos mercados internos e externos de café.** Orientador: Danilo Rolim Dias de Aguiar. Conselheiros: João Eustáquio de Lima e Stephen M. Helfand.

A idéia de eficiência num mercado que envolve várias regiões espacialmente separadas está associada ao grau de integração que existe entre os vários mercados. Mercados integrados possuem informações mais precisas, o que possibilita a tomada de decisão empresarial e aumenta a renda de produtores rurais, favorecendo ainda a especialização e o comércio (aumentando a eficiência da movimentação dos produtos). Adicionalmente, os mercados integrados ajustam-se mais rapidamente a mudanças na economia e transmitem mais amplamente os efeitos de políticas públicas. Assim, o conhecimento do grau de integração de um mercado e dos fatores que o determinam atende aos interesses dos tomadores de decisão privada e dos formuladores de políticas públicas, visto que aumenta a racionalidade nas definições de ações públicas e privadas. Entretanto, apesar da relevância do tema e da importância do mercado brasileiro de café no contexto mundial, há carência de estudos sobre a integração desse mercado, em suas dimensões relacionadas com tipo de produto (*café arábica* e

robusta) e geográfica (regional e internacional). Tais estudos poderiam embasar ações públicas e privadas com vistas em maximizar a eficiência de tão importante mercado. O objetivo deste estudo foi analisar a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de café, bem como o grau de integração entre o mercado interno brasileiro de café e os mercados externos de café. Utilizou-se a teoria da co-integração (teste de Raiz Unitária, teste de Johansen, VEC – Vetor de Correção de Erros – e metodologia de GONZALO e GRANGER, 1995) na análise da extensão e do padrão do mercado brasileiro de café, e empregou-se a metodologia de PESARAN e SHIN (1996) para analisar o grau de integração. Os resultados obtidos permitem concluir que a extensão da integração do mercado brasileiro de café é dado por BAHIA, CEARÁ, MATO GROSSO, RONDÔNIA, ESPÍRITO SANTO, PARANÁ, SÃO PAULO e MINAS GERAIS, regiões que produzem diferentes tipos de café (*café arábica* e *café robusta*), de tal forma que essas localidades compartilham a mesma informação, no longo prazo. Conclui-se, também, que pertencem ao mercado brasileiro de café regiões distantes como BAHIA, RONDÔNIA e CEARÁ. Com relação ao padrão do mercado brasileiro de café, constatou-se que este não possui uma Unidade da Federação dominante, que se supunha ser MINAS GERAIS, maior produtor nacional de café. Aliás, nesse quesito, o que se verificou é que as variações nos preços no curto prazo são bem distribuídas entre todo o sistema, apesar da importância de MINAS GERAIS. Nota-se, ainda, existência de um provável mercado que abranja SÃO PAULO e MINAS GERAIS. Pelo fato de o Brasil ser grande exportador de *café arábica*, supunha-se que as regiões produtoras desse produto fossem mais integradas que as produtoras do *robusta*. No entanto, os resultados não foram condizentes com a suposição acima, visto que houve casos em que as produtoras de *café robusta* eram mais integradas que as produtoras de *café arábica*. Por fim, devido ao fato de o Brasil ser o maior exportador mundial de café, é de grande importância que se conheça o grau de integração entre o mercado interno de café (*café arábica* e *café robusta*) e o externo. Para isso, utilizou-se, como *proxy* do mercado externo, a média das quartas-feiras dos contratos futuros de café (*café arábica* para NYBOT e *café*

robusta para LIFFE), primeiro vencimento (vencimento mais recente). Os resultados permitem concluir que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e o externo é maior que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café robusta* e o mercado externo, o que pode ser justificado pelo fato de o mercado de *café arábica* ser mais importante para o Brasil.

ABSTRACT

NOGUEIRA, Fernando Tadeu Pongelupe, D.S., Universidade Federal de Viçosa, February 2005. **Integration of internal and external coffee markets.** Adviser: Danilo Rolim Dias de Aguiar. Committee Members: João Eustáquio de Lima and Stephen M. Helfand.

The idea of market efficiency involving many spatially distant regions is associated to the degree of integration existing among the various markets. Integrated markets obtain more precise information, which leads to better decision-making and higher producer income, also favoring specialization and trade (by increasing product mobility efficiency). In addition, integrated markets adjust more rapidly to economic changes and reflect the effects of public policy more extensively. Thus, knowing the degree of market integration and the factors determining it meets the interest of private decision-makers and public policy formulators, since it allows a rational definition of private and public actions. However, despite the relevance of this topic and the importance of the Brazilian market worldwide, there is a lack of studies on the integration of this market involving both product type (*arabica* and *robusta coffee*) and geographic (region and international) dimensions. Such studies could support public and private actions aimed at maximizing the efficiency of this important market. The

objective of this work was to analyze the extension, pattern and degree of integration of the Brazilian coffee market, as well as the degree of integration between the internal Brazilian coffee market and the external coffee markets. The co-integration theory was applied (Unitary Root test, Johansen test, ECV – Error Correction Vector – and the methodology of GONZALO and GRANGER, 1995) for the analysis of the extension and pattern of the Brazilian coffee market, while the methodology of PESARAN and SHIN (1996) was adopted to analyze the degree of interaction. The results obtained support the conclusion that the extension of the Brazilian coffee market integration includes BAHIA, CEARÁ, MATO GROSSO, RONDÔNIA, ESPÍRITO SANTO, PARANÁ, SÃO PAULO and MINAS GERAIS, regions producing different types of coffee (*arabica coffee* and *robusta coffee*) and sharing the same information in the long term. It was also concluded that distant coffee production regions such as BAHIA, RONDÔNIA and CEARÁ are also part of the Brazilian coffee market. Regarding the pattern of the Brazilian coffee market, it was not confirmed that it had a national leader, which had been assumed to be MINAS GERAIS, the largest coffee producer in Brazil. Indeed, on this aspect, it was verified that price variations in the short run are well distributed throughout the system, despite MINAS GERAIS importance. It was also observed the likely existence of a market comprising SÃO PAULO and MINAS GERAIS. Because Brazil is an important *arabica coffee* exporter, it was assumed that the arabica coffee producing regions were more integrated than the *robusta coffee* producing regions. However, the results did not confirm the above assumption since cases were found when the *robusta coffee* producing regions were more integrated than the *arabica coffee* producing regions. Finally, due to the fact that Brazil is the largest world coffee exporter, it is of the utmost importance to know the degree of integration between the internal Brazilian markets (for *arabica coffee* and *robusta coffee*) and the external markets. Thus, as a *proxy* of the external market, the Wednesday average prices of first delivery futures coffee contracts (*arabica coffee* for NYBOT and *robusta coffee* for LIFFE) were used. The results allowed concluding that the degree of integration between the Brazilian *arabica coffee*

market and the external coffee market is greater than that between the Brazilian *robusta coffee* market and the external market. Such conclusion can be justified by the fact that the *arabica coffee* market is more important to Brazil.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

Desde o início da década de 90 e, mais precisamente, a partir de 1994, com a implantação do Plano Real, a economia brasileira vem passando por um processo de liberalização e exposição à competitividade internacional. Na década de 90, grandes blocos econômicos, como União Européia, NAFTA (*North American Free Trade Agreement*) e Mercosul, têm tido, cada vez mais, presença nas discussões econômicas internacionais. Outros acordos estão em fase de criação, como a ALCA (Área de Livre Comércio para as Américas), e órgãos internacionais como a OMC (Organização Mundial do Comércio) têm buscado equacionamento dos problemas relativos ao comércio internacional, principalmente aos subsídios e às barreiras tarifárias e sanitárias.

Apesar das dificuldades enfrentadas pelo Brasil diante do protecionismo internacional, devido ao seu imenso potencial agrícola e ao processo histórico voltado para a agricultura, com os ciclos do pau-brasil, da borracha e do café, o país tem sido, desde sua colonização, um grande exportador de *commodities* agrícolas. Dentre estas, embora tenha perdido o primeiro posto para os produtos do complexo soja, continua sendo de grande importância a participação do café.

Há mais de um século, o Brasil tem sido o principal produtor mundial de café. Em 2002, seu volume de produção (café verde – *arábica* e *robusta*) superou 51 milhões de sacas de 60 kg e, em 2003, foi de, aproximadamente, 32 milhões de sacas de 60 kg (COFFEE BUSINESS, 2004). Para se ter idéia da importância do Brasil nesse setor, esse volume de produção é cerca de três vezes maior que a produção do Vietnã, que ocupa a segunda posição no ranking dos países produtores de café. Em relação à área colhida, dados do ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ (2004/2005), que reproduz dados do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), mostram que, no final de 2002, mais de 2,4 milhões de hectares foram destinados à cultura de café no país.

No Brasil, a produção de café concentra-se na região Sudeste, onde são produzidos cerca de 80% da produção nacional. As principais Unidades da Federação produtoras são Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná. Em 2003, por exemplo, a participação do estado de Minas Gerais na produção total foi de 46,44%, seguido por Espírito Santo, 25,41%; São Paulo, 8,24%; Rondônia, 6,68%; e Paraná, 5,80% (IBGE, 2003).

Segundo o mapa produzido por LEITE (2001) (Figura 1) e informações do IBGE (2003), o Espírito Santo é o maior produtor nacional de *café robusta* (também conhecido como *conillon*), embora no sul da Bahia, no norte do Mato Grosso e em Rondônia também se produza esse tipo de café. Já no sul do Mato Grosso e, principalmente, em Minas Gerais, São Paulo e Paraná, é produzido *café arábica*.

No tocante às exportações, os dados da Tabela 1 mostram que o Brasil é, majoritariamente, exportador de *café arábica*. Com exceção de alguns anos atípicos, o volume exportado de *café arábica* tem se situado acima de 85% do volume de exportação de café do Brasil. Nota-se, ainda, redução no volume exportado de *café robusta*, entre a primeira e a segunda metade da década de 90, com exceção do ano de 1999, quando um volume muito elevado de *café robusta* foi exportado.



Fonte: LEITE (2001).

Figura 1 – Distribuição geográfica do café, segundo os estados produtores.

Tabela 1 – Volume das exportações brasileiras de café, por tipo (em mil sacas de 60 kg de café) e por valor total das exportações (US\$ milhões)

Anos	<i>Café arábica</i> (1.000 sc.)	<i>Café robusta</i> (1.000 sc.)	Total	% <i>café arábica</i>	% <i>café robusta</i>	Valor das exportações totais (US\$ milhões)
1991	15.816	3.729	19.545	80,92	19,08	-
1992	14.365	2.052	16.417	87,50	12,50	1.113
1993	12.324	2.814	15.138	81,41	18,59	1.282
1994	12.447	2.133	14.580	85,37	14,63	2.558
1995	10.677	1.262	11.939	89,43	10,57	2.426
1996	11.828	945	12.773	92,60	7,40	2.095
1997	12.615	492	13.107	96,25	3,75	3.094
1998	15.616	944	16.560	94,30	5,70	2.603
1999	18.750	2.307	21.057	89,04	10,96	2.461
2000	15.332	678	16.010	95,76	4,24	1.557
2001	19.715	1.214	20.929	94,20	5,80	1.220
2002	21.123	4.282	25.405	83,14	16,86	1.173
2003	20.053	2.732	22.785	88,01	11,99	1.314

Fontes: Coffee Business - até 1997 (SAES e JAYO, 2000); FEBEC/ABICS/CECAFÉ – 1998 a 2003 (FNP, 2000); REVISTA CAFEICULTURA (2003), SECEX/MDIC (valor das exportações) e ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ – 2004/2005 (COFFEE BUSINESS, 2004).

No mercado internacional, os grandes exportadores são alguns países da América do Sul, Ásia e África, com destaque para Brasil, Vietnã, Colômbia, Indonésia, México, Índia, Guatemala, Etiópia e Costa do Marfim, entre outros. Em 2003, o Brasil respondeu por 38% das exportações mundiais de *café arábica* e por 16% das exportações de *café robusta*. Entre os principais importadores, destacam-se Estados Unidos e países europeus, principalmente Alemanha, Itália, França e Espanha. Com relação ao consumo, em 2002, o Brasil foi o segundo maior consumidor de café, 13,5 milhões de sacas de 60 kg, sendo superado apenas pelos Estados Unidos, 18,8 milhões de sacas de 60 kg (COFFEE BUSINESS, 2004). Dado o elevado consumo de café nos Estados Unidos e na Europa, nessas regiões estão as duas principais bolsas de futuros, nas quais os contratos futuros de café são negociados: a New York Board of Trade (NYBOT), onde são transacionados contratos de *café arábica*, e a London International Financial Futures and Options Exchange (LIFFE), onde são transacionados contratos futuros de *café robusta*. No Brasil, há a terceira maior bolsa em negociações de contratos de café, a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), na qual são negociados contratos futuros de *café arábica* (desde 1992) e *café robusta* (desde 2002).

Nota-se que o mercado de café no Brasil é de grande importância para a economia brasileira, pois envolve várias regiões produtoras – vários estados brasileiros produtores, bem como várias regiões consumidoras, tanto nacional quanto internacional. O Brasil é o maior exportador mundial de café, razão por que o desempenho do setor cafeeiro, tanto nacionalmente quanto internacionalmente, tende a ter grandes repercussões no Brasil e no mundo.

1.2. Eficiência e integração de mercados

Os mercados, em geral, e os mercados de café, em particular, constituem-se de uma rede de produtores, processadores, *traders* e consumidores, os quais se influenciam mutuamente. Essas influências recíprocas, antes de serem

casuais, obedecem a padrões decorrentes das relações de mercado e refletem o grau de eficiência com que o mercado funciona.

A hipótese do mercado eficiente baseia-se nas seguintes premissas: (a) há inúmeros participantes num mercado eficiente; (b) todos têm acesso às informações relevantes que afetam os preços dos produtos (*commodities*); (c) esses participantes competem livremente e em igualdade de condições pelos produtos no mercado, de tal forma que os preços destes refletem os valores daqueles.

A eficiência de um mercado está intimamente ligada ao conceito de equilíbrio. Se duas regiões espacialmente separadas estiverem em equilíbrio competitivo de longo prazo, então o lucro marginal para arbitragem intermercado, nesses dois mercados, será igual a zero. O preço de uma localidade, no tempo, é menor ou igual ao preço da outra localidade, no tempo, mais o custo de transações de arbitragem espacial – geralmente uma função de preços e custo exógeno do transporte. Assim, quando os negócios ocorrem, a condição acima abriga a igualdade, ou seja, o mecanismo de arbitragem¹ funciona, permitindo que os mercados se ajustem rapidamente. Nesse caso, o mercado será dito eficiente; no entanto, quando não há negócios entre as regiões, a condição acima não abriga a igualdade, ocorrendo, portanto, alguma restrição aos negócios. Assim, o mecanismo de arbitragem não funciona, o que impede que os mercados se ajustem; nesse caso, o mercado será ineficiente.

Já a integração espacial de mercado diz respeito à influência que um mercado exerce no outro, seja diretamente ou indiretamente, de tal forma que a oferta e a demanda em um mercado afetam o preço e, ou, o volume de transações no outro. Nesse caso, os mercados não têm, necessariamente, que estar em equilíbrio competitivo e podem ser imperfeitamente competitivos ou ineficientes (quando há restrições por barreiras de negócios), ou seja, os preços em um mercado respondem a choques no outro. A integração espacial de mercados

¹ O mecanismo de arbitragem consiste em comprar um produto num mercado onde o preço está baixo e vendê-lo num mercado onde o preço está mais alto, após compensar os custos de transferência de uma região para outra, lucrando com a diferença entre esses preços (FACKLER e GOODWIN, 2000).

refere-se à medição do grau de co-movimentação dos preços em diferentes locais, por meio da correlação entre os preços (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Portanto, a idéia de eficiência num mercado que envolve várias regiões espacialmente separadas está associada à integração espacial e ao seu grau de integração entre os vários mercados.

A importância da integração para a eficiência de um mercado e para o desenvolvimento econômico é ressaltada por GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2001), que afirmaram que

“o processo de aumento do grau de integração de mercados isolados, ou de locais que são apenas fracamente integrados ao mercado nacional, pode trazer benefícios significativos aos residentes desses locais. Ele pode aumentar as rendas dos produtores, por permitir aumento na especialização e no comércio, e pode aumentar o bem-estar de consumidores avessos ao risco, por reduzir a variabilidade dos preços dos bens que não eram comercializados previamente”.

Além disso, esses autores enfatizam que “... dado que mercados microeconômicos que se ajustam rapidamente e funcionam bem são ingredientes importantes para o crescimento macroeconômico, o aumento da integração pode trazer benéficos ainda mais amplos”. No entanto, vale ressaltar que, apesar dessas observações, o processo de aumento no grau de integração de mercados isolados pode, também, levar à exclusão dos pequenos produtores, trazendo, assim, algum prejuízo aos que não se ajustarem às novas condições proporcionadas pelo aumento no grau de integração.

1.3. O problema e sua importância

Os mercados integrados carregam informações mais precisas de preços e, portanto, favorecem a especialização e as decisões de comercialização dos produtores, contribuindo para movimentação eficiente de produtos (GOODWIN e SCHROEDER, 1991).

Dessa forma, é importante examinar se dado mercado é integrado e mensurar o grau de integração existente, devendo-se ainda entender mais os fatores que podem limitar a integração e as medidas que poderiam ser tomadas para aumentar o grau de integração do mercado de dada *commodity*.

Medir a integração de mercado pode ser visto como um dado básico para o entendimento de como um mercado específico trabalha. Políticas governamentais baseadas no estudo de integração espacial de mercados podem auxiliar a alocação de recursos governamentais, principalmente em países subdesenvolvidos, onde os recursos financeiros são escassos (RAVALLION, 1986).

Assim, estudar a integração de mercado é importante e há vários estudos que utilizam técnicas econométricas variadas, com vistas em medir a integração de um mercado. GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) utilizaram, para o mercado brasileiro de arroz, uma metodologia pela qual se busca revelar a extensão, o padrão e o grau de integração desse mercado. Com relação ao mercado brasileiro de café, não há, no Brasil, estudos que tenham examinado todos esses elementos, pois a maioria deles utilizou modelos bivariados, que não são adequados para capturar a complexa dinâmica espacial de ajustamento de preços num mercado integrado de multilocalidades.

A extensão do mercado refere-se à dimensão e às fronteiras geográficas do mercado integrado. Tal definição se baseia no conceito ampliado de integração de mercados, o qual diz respeito ao fluxo de bens e informações no tempo e no espaço, ou seja, para que um mercado seja considerado integrado, é necessário que um conjunto de localidades comercialize a mesma *commodity* e a mesma informação de longo prazo.

O padrão de integração de mercados busca determinar, por meio das diferentes relações de interdependência das diferentes localidades do mercado, como a informação contida nos preços é transmitida entre as regiões. Além disso, busca identificar as localidades que mais contribuem para as variações de preços.

O grau de integração do mercado é definido como o tempo de reação para que a relação de longo prazo consiga absorver um choque em todo o sistema, ou seja, a análise conjunta do impacto desses choques permite construir um *ranking* e ordenar os mercados com base nos tempos de reação.

No caso específico do setor de café do Brasil, NOGUEIRA (2001), ao estudar apenas o mercado de *café arábica* e utilizar a metodologia de co-

integração, num modelo bivariado, verificou que o mercado brasileiro de *café arábica* era integrado. No entanto, em face das diversas críticas apresentadas por FACKLER (1996), BARRETT e LI (1999), GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) e BARRETT (2001), e conforme sugestão do próprio NOGUEIRA (2001), há necessidade de investigar a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de café, focalizando não só o *café arábica*, mas também o *robusta*. É justamente essa lacuna que o presente estudo se propõe a preencher.

1.4. Hipóteses

As hipóteses a serem testadas neste estudo são as seguintes:

- (a) O mercado brasileiro de *café arábica* e o de *café robusta* são integrados, apesar de os tipos de café serem diferentes;
- (b) A extensão do mercado brasileiro de café abrange todos os tipos de café (*arábica* e *robusta*), bem como todas as regiões produtoras de café, incluindo regiões distantes como BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA;
- (c) O padrão do mercado brasileiro de café é formado por um pólo central (MINAS GERAIS - maior pólo produtor nacional de *café arábica*), o qual se integra com as demais Unidades da Federação produtoras;
- (d) O grau de integração do mercado brasileiro de café é maior nas Unidades da Federação próximas a MINAS GERAIS, sendo menor nas Unidades da Federação mais distantes (BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA) e nas Unidades da Federação que produzem *café robusta* – ESPÍRITO SANTO –, cujo tipo de café é diferente do tipo de café mais produzido no Brasil (*café arábica*);
- (e) O grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e os mercados externos é maior que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café robusta* e os mercados externos.

1.5. Objetivos

Este trabalho tem o objetivo geral de analisar a integração no mercado brasileiro de *café arábica* e *robusta*, nas diferentes Unidades da Federação brasileiras, levando-se em conta a extensão (delimitação espacial dos mercados), o padrão (forma de relacionamento entre os mercados) e o grau de integração (construção do *ranking*, do mais integrado para o menos integrado) desses mercados.

Especificamente, pretende-se:

- (a) Verificar se mercados com tipos de cafés diferentes (*arábica* e *robusta*) são integrados e como estes se relacionam no longo prazo;
- (b) Identificar a extensão da integração do mercado brasileiro de café por meio das localidades que estão ligadas por negócios e que compartilham a mesma informação de longo prazo;
- (c) Identificar o padrão de integração do mercado brasileiro de café pelo padrão de interdependência, que se refere ao conjunto de relacionamentos entre diferentes localidades do mercado;
- (d) Determinar o grau de integração do mercado interno brasileiro de café, construindo um *ranking* de mercados baseado no tempo de reação de cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo para absorver um choque em todo o sistema;
- (e) Determinar o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e de *café robusta* e os mercados externos, construindo um *ranking* de mercados baseado no tempo de reação de cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo para absorver um choque em todo o sistema.

2. HISTÓRICO E CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO DE CAFÉ NO BRASIL

Segundo OLIVEIRA (1993), o café é originário da Abissínia, onde foi encontrado em seu estado silvestre. Iurii Semenov, citado por OLIVEIRA (1993), escreveu que “ao café sucedeu o mesmo que ao cavalo árabe: durante muito tempo se supôs ser a Arábia a sua pátria”. Assim, OLIVEIRA (1993) sugeriu que a ciência tenha consagrado um erro, justamente pelo “fato de ter sido Arábia Feliz a região que, primeiro entre todas, pressentiu a importância da planta, adotando-a, cultivando-a, consumindo com prazer a bebida que seu fruto proporciona”. A partir daí, a planta passou a ser difundida pelo mundo. A Ciência, ao classificá-la, deu-lhe então o nome de *coffea arabica*.

Com relação ao surgimento do nome café, OLIVEIRA (1993) citou que, antes da forma atual, esse produto teve apenas um nome: *bun* ou *bon*, como era chamado pelos etíopes. Passou a denominar-se *qahwa* ou *qahvah*, quando desceu para a Arábia; *kahvé*, *kahveh* ou *kahué*, em turco; *café*, nos países latinos; *coffee*, em inglês, e *kaffee*, em alemão.

OLIVEIRA (1993) afirmou que o café só foi introduzido no Brasil após 1700, quando esta cultura já havia se expandido pelas Antilhas e pelas Guianas Holandesa e Francesa. Apesar de Portugal ter dominado a Ilha do Ceilão, de 1605 a 1658, os portugueses não se interessaram pelo café ali existente (que

havia sido introduzido pelos árabes). O único interesse revelado para implantação da cafeicultura no Brasil, antes de 1700, data de 1673, ocasião em que o Ministro de Portugal em Paris, Duarte Ribeiro de Macedo, enviou relatório a Lisboa no qual demonstrava tal interesse.

A história econômica do Brasil divide-se em quatro ciclos: o do pau-brasil; o do açúcar; o da mineração (pedras preciosas e ouro); e o do café. O ciclo do café cedeu espaço para a industrialização (principalmente para a substituição de bens importados) e para a exportação de manufaturados. Foi um dos mais expressivos da história econômica do Brasil, tendo sido, inclusive, base para industrialização brasileira no início do século XX.

O café foi introduzido no Brasil por João da Maia da Gama (Governador do Maranhão), que teve a iniciativa de mandar trazer as sementes do café da vizinha Guiana Francesa, missão confiada ao Sargento-Mor Francisco de Melo Palheta, que viajou a pretexto de tratar de questões de fronteira (OLIVEIRA, 1993).

Desde então, o café expandiu-se pelo Brasil, tendo chegado primeiro à Província do Rio de Janeiro, disseminando, em seguida, para Minas Gerais e São Paulo, onde a planta encontrou *habitat* promissor, surgindo, aí, os barões do café: Barão de Aiuruoca (Custódio Ferreira Leite), Marquês de Baependi (Nogueira da Gama) e Joaquim José Sousa Breves, para citar alguns (OLIVEIRA, 1993).

Em 1883, os paulistas ultrapassaram a Província do Rio de Janeiro na produção de café e, desde então, mineiros e paulistas se tornaram os maiores produtores do Brasil (OLIVEIRA, 1993).

É interessante destacar que o relatório do Observatório Social Brasil, *Café: Vida, Produção e Trabalho – Agricultores Familiares e Assalariados Rurais*, cita que, atualmente, está ocorrendo com o café uma espécie de retorno às origens. Hoje, a cultura está retornando ao Norte e Nordeste do Brasil, ou seja, subiu do Paraná para São Paulo, de São Paulo para Minas Gerais e Espírito Santo e, mais recentemente, para regiões do Cerrado Mineiro, Rondônia e Bahia, “reiniciando o caminho de volta às origens, em regiões mais quentes, seu habitat natural” (OSOCIAL, 2003).

2.1. Mercado externo

O Brasil é o maior produtor de café, e sua participação, no início do século XX, foi de quase 80% (oitenta por cento) no comércio mundial do café, embora hoje atenda apenas a 20% a 30% das necessidades desse mercado (OLIVEIRA, 1993; SAES e JAYO, 2000). Em 2003, o Brasil foi responsável por cerca de 29,99% das exportações mundiais de café verde e solúvel (COFFEE BUSINESS, 2004).

Com relação à produção de café em grão, conforme dados da OIC (Organização Internacional do Café) e do ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ – 2004/2004, o Brasil é o maior produtor mundial e seus principais concorrentes são o Vietnã e a Colômbia (segundo e terceira colocados no *ranking* de produtores de café em grão). A Tabela 2 mostra a produção dos oito maiores produtores mundiais nos anos de 1990, 1995, 2000, 2002 e 2003 (OBSERVATÓRIO SOCIAL, 2003; e COFFEE BUSINESS, 2004).

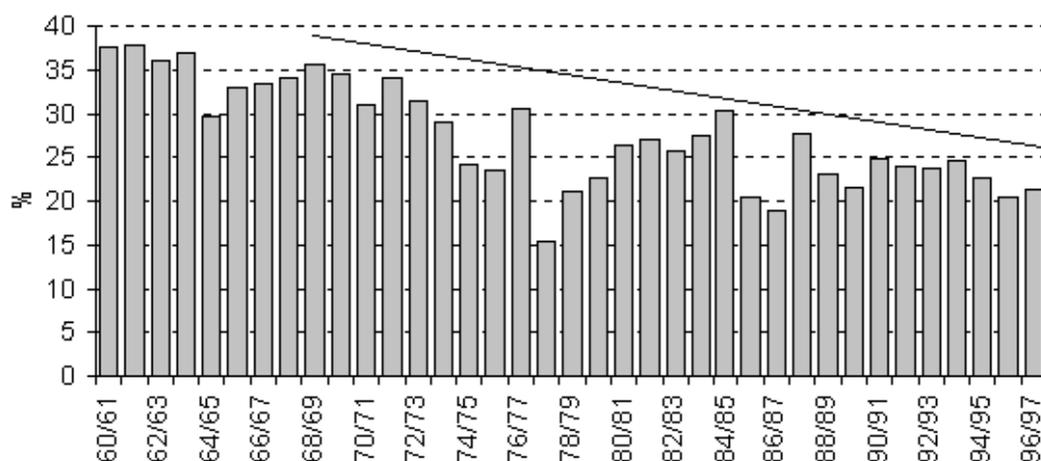
Tabela 2 – Produção de café em grão (mil sacas de 60 quilos) – 1990 a 2003

Países	1990	1995	2000	2002	2003*
Brasil	37.321	15.784	32.005	48.480	28.460
Colômbia	14.231	12.878	10.532	11.250	11.750
Vietnã	1.390	3.938	14.775	10.000	11.250
Indonésia	7.441	5.865	6.947	5.670	6.050
México	4.674	5.300	4.815	4.000	4.550
Índia	2.829	3.560	4.526	4.588	4.508
Etiópia	2.909	2.860	2.768	3.750	4.333
Guatemala	3.271	4.002	4.940	3.143	3.500

Fonte: OIC (Organização Internacional do Café) e COFFEE BUSINESS (2004).

* Observação: ano 2003 – dados obtidos do ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ – 2004/2005 (COFFEE BUSINESS, 2004).

A expansão da cafeicultura em outros países e a abertura dos mercados, decorrente do fenômeno recente da globalização na década de 90, permitiram o acirramento da competição. Em 1962, os países produtores de café firmaram um acordo, o Acordo Internacional do Café (AIC), que tinha por função regular os preços e a oferta mundial desse produto. A participação do Brasil no mercado mundial de café tem, desde então, sido decrescente, conforme Figura 2. Segundo SAES e JAYO (2000), na década de 60, o Brasil detinha cerca de 40% do mercado mundial; em 1999, em torno de 17,49%; e em 2003, em torno de 30% (COFFEE BUSINESS, 2004).



Fonte: USDA – Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (SAES e JAYO, 2000).

Figura 2 – Participação das exportações brasileiras nas exportações mundiais (%), 1960 a 1997.

Conforme Tabela 3, a participação do Brasil no mercado mundial de café manteve-se entre 16% a 30%, no período de 1996 a 2003 (FNP, 2000; SAES e JAYO, 2000; e COFFEE BUSINESS, 2004). Na década de 90, houve significativo aumento na produção de café nos países asiáticos e africanos, o que resultou no acirramento ainda maior da competição entre os países produtores.

Tabela 3 – Participação dos 10 maiores países exportadores de café verde nas exportações mundiais (%) – 1996 a 2003

Países	1996	1997	1998	1999	2003*
Brasil	21,31	16,52	27,94	17,49	29,99
Vietnã	6,85	9,22	7,7	9,41	13,68
Colômbia	11,63	14,28	11,26	10,4	12,07
Costa do Marfim	6,62	5,54	2,61	6,46	2,84
México	5,58	5,44	4,9	5,17	3,05
Indonésia	7,29	7,38	6,47	6,8	5,42
Guatemala	4,83	5,3	4,72	4,88	4,50
Índia	3,25	4,07	4,31	4,95	4,32
Honduras	2,54	3,65	2,71	3,45	2,85
Uganda	5,28	4,06	4,33	4,83	2,97

Fonte: USDA – Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (FNP, 2000).

* Observação: ano 2003 – dados do ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ (COFFEE BUSINESS, 2004).

Com relação ao Acordo Internacional do Café (AIC), o final da década de 80 foi marcante. Em 1989, houve a suspensão das cláusulas econômicas do AIC e, devido à pressão dos outros países produtores de café, que buscavam, cada vez mais, aumentar sua participação mundial, a cafeicultura no Brasil passou por uma fase conturbada, em relação aos preços recebidos pelos produtores. É interessante notar que outro fato que contribuiu para a crise nessa época foi a busca de qualidade, principalmente por parte dos Estados Unidos, o que afetou sobremaneira o Brasil, pois até hoje se tem a idéia de que o café é uma *commodity*, ou seja, um produto padronizado. Apesar de este estudo considerá-lo como *commodity*, é importante salientar que o café possui várias características, como, por exemplo, qualidade da bebida (mole, dura, rio, riada, etc.), origem, tipos – orgânico, rastreado, descafeinado, etc. Esses fatos levaram a uma séria crise no setor cafeeiro em todo o mundo, resultando, em 1989, na suspensão do AIC. Com a desregulamentação (programa de retirada gradual do

estado da atividade econômica), ocorrida no Governo Collor de Melo no início de 90, extinguiram-se, em março de 1990, o IBC (Instituto Brasileiro do Café) e o IAA (Instituto do Açúcar e do Alcool), o que fez com que os preços e estoques de café ficassem a cargo dos produtores e exportadores, sem intermediação do Estado. Vale lembrar que o IBC era um órgão que assegurava à produção brasileira o preço de garantia, independentemente da qualidade do grão. Dessa forma, o complexo do café brasileiro perdeu um importante aliado na mediação de conflitos entre produtores/exportadores (OSOCIAL, 2003).

Em 1994, a cafeicultura brasileira iniciou nova fase. Os preços começaram a apresentar tendência ascendente, atingindo seu pico em 1997. Essa fase tem tido como padrão de comércio internacional as determinações da OIC (Organização Internacional do Café), órgão que desempenha papel de centro de coleta e disseminação de informações sobre a economia cafeeira, além da negociação e do acompanhamento de projetos de interesse dos países-membros da Organização (PIRES, 2001).

Atualmente, um fato importante, com relação ao café, diz respeito à qualidade. Muitos consumidores, principalmente no mercado externo, têm buscado um café diferenciado, que costuma atingir preços superiores aos considerados *commodity*. O *café arábica* é considerado superior ao *robusta*, razão por que seu preço é superior ao segundo; o *arábica* é muito utilizado em *blends*, ou seja, uma bebida de melhor qualidade, enquanto o *robusta* é mais utilizado na produção do café solúvel.

O Brasil é grande exportador de *café arábica* (Tabela 1), mas também exporta *café robusta*, no entanto, não tem atentado, nos últimos anos, para o desenvolvimento de um café de melhor qualidade. Já Colômbia e México exportam apenas *café arábica*. É importante salientar que a Colômbia utiliza um marketing agressivo com relação ao seu café, o que deu origem, inclusive, a uma bebida denominada “café colombiano suave”.

Na América do Norte, o México é o principal produtor e exportador; na América Central, destacam-se a Guatemala, principal produtor, e Honduras e

Costa Rica. Nesses países da América Central, a atividade cafeeira representa uma importante fonte de divisas.

No continente africano, as receitas cambiais do café representam uma importante parcela principalmente para Uganda, Burundi, Etiópia, Quênia e Tanzânia. No continente asiático, os principais produtores são Indonésia – principal produtor e exportador mundial de *café robusta*, Vietnã e Índia. O Vietnã exporta basicamente *café robusta*, enquanto a Índia exporta tanto *robusta* quanto *arábica*.

Com relação ao consumo, os principais consumidores são Estados Unidos, Europa, Japão, alguns países asiáticos e os próprios países produtores, dentre os quais se destaca o Brasil, segundo maior consumidor do planeta. Dentre os países não-produtores de café em 2002, destacaram-se Estados Unidos, Alemanha, Japão, Itália, França, Espanha e Rússia, cujo consumo foi de 18,87, 9,06, 6,94, 5,18, 5,49, 2,91 e 2,79 milhões de sacas de 60 kg, em 2002, respectivamente. Dentre os países produtores de café em 2002, destacaram-se Brasil, Etiópia, Indonésia, México e Colômbia, com 13,75, 1,83, 1,67, 1,50, 1,40 respectivos milhões de sacas de 60 kg (COFFEE BUSINESS, 2004).

O mercado europeu é o maior consumidor de café em grão/verde, abrangendo Alemanha, Itália, França, Espanha, Holanda, Inglaterra, Suécia, Bélgica, Áustria, Finlândia, Suíça e Dinamarca, sendo Alemanha e Itália grandes reexportadores de café, principalmente após agregar valor ao produto.

Com o objetivo de dar uma panorâmica final ao mercado externo, foram listados os principais mercados, com base em 2003, do café brasileiro em grão/verde, solúvel, torrado cafeinado e torrado descafeinado. Assim, com relação aos principais mercados do café brasileiro em grão/verde, destacaram-se, como destino, Estados Unidos, Alemanha, Itália, Japão, França, Bélgica, Espanha, Eslovênia, Suécia, Holanda, Grécia e Argentina; com relação ao café brasileiro solúvel, Estados Unidos, Rússia, Ucrânia, Alemanha, Japão, Reino Unido, República Tcheca, Argentina, Cingapura, El Salvador, Lituânia, Malásia, Finlândia e Espanha; como importadores de café brasileiro torrado cafeinado, Estados Unidos, Itália, Japão, Colômbia, Canadá, Argentina, Rússia, Angola,

China e Chile; e como destino do café brasileiro torrado cafeinado, Estados Unidos, Ilhas Cayman, França, Áustria, Argentina, Uruguai, Japão, Grécia, Chile, Líbano e China (COFFEE BUSINESS, 2004).

2.2. Mercado interno

Conforme Figura 1, Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Paraná e Bahia são as principais Unidades da Federação produtoras de *café arábica*, enquanto Espírito Santo e Rondônia são os principais produtores de *café robusta* (LEITE, 2001; e COFFEE BUSINESS, 2004).

Segundo COFFEE BUSINESS (2004), a principal Unidade da Federação produtora de *café arábica*, no Brasil, é Minas Gerais. Segundo PIRES (2001), as três regiões principais produtoras de café em Minas são Sul de Minas, Zona da Mata e Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba; já para o Observatório Social do Brasil (2004), são as regiões Sul/Sudoeste, Triângulo/Alto Paranaíba, Zona da Mata e Centro-Oeste. A região do Sul de Minas é a maior produtora do Estado, visto que sua participação na produção total foi cerca de 47,2%. Segundo COFFEE BUSINESS (2004), a safra de 2004/2005 – estimativa da CONAB, deverá ser de 99,85% de *café arábica* e cerca de 0,15% de *café robusta*. Segundo PIRES (2001), na região Sul de Minas, o café é classificado como bebida dura; na do Triângulo Mineiro, cuja produção é irrigada, como bebida mole e bebida dura; na Zona da Mata, como bebida rio.

Segundo LEITE (2001) e COFFEE BUSINESS (2004), o estado do Espírito Santo é o segundo maior produtor nacional de café. De acordo com COFFEE BUSINESS (2004), para a safra 2004/2005 – estimativa CONAB, 31,51% deverá ser de *café arábica* e 68,49%, de *café robusta*, que é bastante utilizado na produção de café solúvel.

O estado de São Paulo é o terceiro maior produtor nacional (COFFEE BUSINESS, 2004), e as principais regiões produtoras são Mogiana e Paulista. Segundo VEGRO et al. (2000), as quatro principais regiões com expressão econômica na cafeicultura paulista são: (a) Franca; (b) Espírito Santo do

Pinhal/São João da Boa Vista; (c) Marília (Getulina e Vera Cruz); e (d) Piraju. As regiões de Franca e Espírito Santo do Pinhal/São João da Boa Vista constituem a região de Mogiana, e Marília (Getulina e Vera Cruz) e Piraju, a de Paulista. A quase totalidade do café produzido em São Paulo é de *arábica*, e praticamente não há produção do *robusta* (COFFEE BUSINESS, 2004). Segundo PIRES (2001), na região Alta Mogiana (Franca e Pedregulho), tem-se uma bebida mole com corpo e aroma achocolatado, ou seja, de boa qualidade.

O Paraná produz somente *café arábica* (COFFEE BUSINESS, 2004) e vem reduzindo sua produção nos últimos anos, com o deslocamento do café do Sul para o Sudeste/Nordeste do Brasil. A bebida do Paraná é classificada, segundo PIRES (2001), como bebida rio.

De acordo com PIRES (2001), a Unidade da Federação da Bahia vem investindo na cultura do café, principalmente do café irrigado, já que o oeste baiano utiliza irrigação por meio do pivô central. Na Bahia, as áreas mais tradicionais são Barra do Choça e Chapada Diamantina. Cerca de 80,32% da produção de café da Bahia deverá ser de *café arábica* e 19,68%, de *café robusta*, na safra de 2004/2005 – estimativa CONAB (COFFEE BUSINESS, 2004). Segundo PIRES (2001), o café baiano é classificado como bebida excelente e bebida mole.

Por fim, Rondônia e Mato Grosso produzirão 100% de *café robusta*, conforme estimativa da CONAB, na safra 2004/2005 (COFFEE BUSINESS, 2004).

2.3. Café *commodity* e café de qualidade

O café é, geralmente, tratado como uma *commodity*, sendo, inclusive, comercializado em bolsas de mercadorias e futuros, o que exige padronização nos contratos. Porém, este produto tem diferenciação relativamente grande, e as diferenças de qualidade são reconhecidas no mercado (LEITE e SILVA, 2000).

“Qualidade do café refere-se ao conjunto de características organolépticas do grão ou da bebida que lhe imprimem valor comercial”

(Malavolta, citado por LEITE e SILVA, 2000:3). As variáveis associadas à qualidade do café são: (a) Genética; (b) Clima e topografia; (c) Pragas e moléstias; (d) Solo, adubos e defensivos; (e) Colheita; (f) Beneficiamento; e (g) Armazenamento.

As variáveis de qualidade dos cafés determinam as diferenças entre eles e permitem classificá-los (a) quanto à estirpe ou variedade de sua origem (*coffea arabica* ou *coffea canephora* – robusta); (b) quanto à peneira (classificação das favas quanto às dimensões dos crivos das peneiras oficiais); (c) quanto ao aspecto (classificação dos grãos quanto a perfeitos ou defeituosos, uniformes ou não, de cor seca ou não); (d) quanto à cor (verde-cana, verde-azulado, verde-claro, esverdeado, amarelo-claro, etc., a qual tem a ver com o envelhecimento do café e com o aspecto); (e) quanto à seca (fator essencial no aspecto e na torrefação do café); (f) quanto ao preparo (café de terreiro e despulpado); (g) quanto à torração (relativo aos grãos que deixaram de torrar ou mostrar a cor característica dos despulpados – fina, boa, regular e má); e (h) quanto à bebida (mole, estritamente mole, apenas mole, duro, riado e rio) (LEITE e SILVA, 2000).

Segundo SAES e JAYO (2000), a despeito da qualidade, o Brasil é considerado um fornecedor de quantidade, ao passo que os cafés da Colômbia, Guatemala, Costa Rica, Quênia, entre outros, são mais valorizados e recebem prêmio pela qualidade. Assim, como pode ser observado nas Tabelas 1, 2 e 3, o Brasil é um grande produtor de *café arábica* e um grande exportador de quantidade desse tipo para o mercado internacional.

Discute-se muito que o café, no Brasil, é tratado como *commodity*, sendo exportado, na sua grande maioria, em grão/verde. Segundo OSOCIAL (2003), não se agrega muito valor ao café brasileiro, principalmente exportado, o que dá chance para que países europeus, principalmente Alemanha e Itália, sejam reexportadores desse produto. Assim, há várias formas de agregar valor às exportações de café, e uma das tendências internacionais mais evidenciadas atualmente é a exportação de cafés especiais ou diferenciados, bem como de café solúvel. Esses cafés especiais, diferenciados, *gourmets*, são muito utilizados na

confeção de *blends*, elaborados segundo demandas dos importadores. *Blend* é uma mistura de tipos de cafés que resultam em aromas, sabores e bebidas específicas. Um exemplo seria *blendar* uma proporção média de 30% de *café arábica* com 70% de *café robusta* para produzir o café solúvel, porque o *robusta* apresenta maior rendimento nesse processo e o *arábica* tem sabor mais apreciado. Também é freqüente a utilização de tipos de *café arábica* procedente de várias regiões produtoras para *blendar*, dado que cada um destes apresenta características específicas. Outras tendências atuais do café dizem respeito a pesquisas que visam buscar inovações tecnológicas, como café descafeinado, alimentos diversos produzidos com café, tais como sorvetes, bolos, doces, balas, etc., utilização do rastreamento na produção do produto, que dá origem aos cafés rastreados, comercialização justa e transparente, para que o consumidor possa visualizar a distribuição dos ganhos por todos os elos da cadeia produtiva, e condições em que ele está sendo produzido (tipo de mão-de-obra, etc.), e cafés *gourmets*, ou seja, cafés especiais, muitas vezes produzidos artesanalmente, mas que podem obter preços diferenciados no mercado nacional e internacional (OSOCIAL, 2003).

Ao analisar o setor de café, constata-se que este é organizado de forma sistêmica, ou seja, possui um conjunto de atividades que iniciam antes da porteira até o consumidor final (ou o mercado internacional). Tal como qualquer outro, o complexo agroindustrial do café também tem os seguintes elementos: (a) os fornecedores de insumos e bens de produção; (b) a produção agropecuária; (c) o processamento e a transformação; e (d) a distribuição e o consumo (MARQUES e MELLO, 1999).

Com relação ao complexo agroindustrial do café no Brasil (SAES e JAYO, 2000), seus principais segmentos são:

- (a) fornecedores de insumos, de máquinas e de equipamentos;
- (b) produção primária;
- (c) primeiro processamento (maquinistas e cooperativas);
- (d) segundo processamento (empresas de torrefação e moagem, empresa de solúvel e cooperativas);

- (e) vendedores nacionais (exportadores, cooperativas e atacadistas); e
- (f) compradores internacionais (supermercados, pequeno varejo, mercado institucional, lojas de café e bares e restaurantes).

Segundo SAES e JAYO (2000), a transformação da matéria-prima café dá origem ao café torrado, ao torrado e moído e ao solúvel, que podem dar origem a subprodutos: 3 x 1 (café, leite e açúcar), *cappucinos* e *soft-drinks*.

A primeira transação do complexo agroindustrial do café diz respeito à relação entre fornecedores de insumos e produção primária. Há uma série de equipamentos, tais como colheitadeiras, secadores, separadores de grãos, catadores de pedra, descascadores de grãos e sururucas, que são específicos a essa cultura. As cooperativas têm grande importância para a aquisição de insumos e máquinas e equipamentos, visto que 40% dos produtores são cooperados, o que permite adquirir vantagens no pagamento (geralmente efetuado após a colheita) e na compra de insumos (SAES e JAYO, 2000).

Após a produção primária, procede-se ao segundo processamento, da seguinte forma:

- (a) por intermédio das cooperativas, que têm também a função de armazenadores (primeiro processamento);
- (b) por intermediação dos maquinistas (prestadores de serviços para os produtores - primeiro processamento), exportadores e, ou, corretores;
- (c) por venda direta dos produtores para as indústrias de processamento; e
- (d) mediante integração nas cooperativas.

Algumas cooperativas armazenam e beneficiam o café e, também, escoam a produção para o mercado interno ou internacional. Algumas delas também participam do processamento do produto (café torrado e moído).

Alguns produtores rurais beneficiam o produto e depois o vendem a vendedores nacionais (exportadores e cooperativas) e, ou, a compradores internacionais (indústrias de café solúvel, torrefação e moagem).

Com relação à indústria nacional de torrefação e moagem, quase toda a produção é escoada no mercado interno, sendo pequena parcela exportada. Já na indústria de café solúvel, somente pequena parcela da produção é destinada ao

mercado interno, sendo grande parte exportada (SAES e JAYO, 2000). Segundo COFFEE BUSINESS (2004), o Brasil exportou 64.527 sacas de 60 kg de café torrado, em 2003, e 66.650, em 2002, e exportou 2.847.626 sacas de 60 kg, em 2003, e 2.546.537, em 2002, de café solúvel.

No complexo agroindustrial do café, os exportadores e as cooperativas vendem a matéria-prima café para compradores internacionais, que, em alguns momentos, também a vendem à indústria nacional.

Vale ressaltar a importância das cooperativas para o complexo agroindustrial do café no Brasil, visto que elas participam ativamente da comercialização do produto, pois são grandes exportadores. Segundo estatística da ABECAFÉ (2001), as principais cooperativas exportadoras de *café arábica* no Brasil são:

- (a) COOXUPÉ;
- (b) Cooperativa Regional de Cafeicultores de São Sebastião do Paraíso (MG);
- (c) COOCAFER – Cooperativa dos Cafeicultores do Cerrado (Patrocínio-MG);
- (d) Cooperativa dos Cafeicultores da Região de Garça (SP);
- (e) Cooperativa Agropecuária Mourãoense Ltda.;
- (f) Cooperativa Agropecuária de Rolândia (PR); e
- (g) COCAPEC – Cooperativa dos Cafeicultores de Franca (SP).

Segundo SAES e JAYO (2000), nas operações de compra e venda da matéria-prima, há a figura do corretor, cuja importância tende a decrescer, pois seu principal produto, a informação, está cada vez mais disponível, devido ao expressivo desenvolvimento dos canais de informação.

As informações sobre oferta e demanda do café, área plantada, estoques, clima, entre outras, são importantes para os agentes dessa cadeia agroindustrial, pois podem afetar os preços e, conseqüentemente, a rentabilidade e a renda dos agentes da cadeia agroindustrial do café. No entanto, quanto mais rápidas elas forem absorvidas pelos agentes da cadeia agroindustrial, menores serão as conseqüências e mais integrados estarão os diversos mercados. Dessa forma, é interessante analisar a extensão, o padrão e o grau de integração das principais

regiões produtoras de café no Brasil, em especial, das Unidades da Federação de Minas Gerais e São Paulo.

O complexo agroindustrial do café é bastante competitivo, principalmente no mercado externo. Quantidade expressiva da produção nacional é destinada ao mercado externo e está sujeita a diversos tipos de riscos, quais sejam, qualidade do produto (genético, climático, beneficiamento, armazenamento, entre outros), câmbio, oferta (já que o café é um produto estocável), políticas agrícolas (inclusive de financiamento da produção agrícola), dentre outros. Tais riscos podem levar a resultados indesejáveis para os participantes do complexo agroindustrial do café, principalmente exportadores, razão por que muitos deles buscam se proteger de variação nos preços. Assim, é importante conhecer e analisar o grau de integração entre o mercado interno brasileiro e os mercados externos de café.

3. TEORIA DE INTEGRAÇÃO DE MERCADOS E MÉTODOS DE ANÁLISE

3.1. Referencial teórico

3.1.1. Arbitragem espacial²

Na arbitragem espacial, os arbitradores são agentes que asseguram que os preços de bens homogêneos de quaisquer duas localidades diferem, no máximo, pelo custo de movimentação (custo de transferência) do bem da região de menor preço para a região de maior preço, ou seja,

$$p_j - p_i \leq r_{ij}, \quad (1)$$

em que p_i é o preço do bem na região "i"; p_j , preço do bem na região "j"; e r_{ij} , custo de movimentação do bem da região "i" para a região "j".

A condição (1) terá regularidade se houver comércio direto entre as regiões "i" e "j". Essa condição é denominada condição de arbitragem espacial e é um conceito de equilíbrio.

² Este item baseia-se, prioritariamente, em FACKLER e GOODWIN (2000).

Nas relações comerciais, preços atuais podem ser divergentes, mas as ações dos arbitradores, num mercado que funciona perfeitamente, tendem a mover os preços, de tal forma que a diferença entre eles se iguale aos custos de transferência. Quaisquer desvios deste são de natureza transitória.

3.1.2. "Lei do Preço Único"

Segundo a "Lei do Preço Único", ao se abstraírem os custos de transferência, mercados regionais que são ligados por comércio e arbitragem terão um preço comum, único.

A "Lei do Preço Único" tem as seguintes versões: (a) "Lei do Preço Único Fraca", em que só ocorre a condição de arbitragem espacial; (b) "Lei do Preço Único Forte", em que a condição de arbitragem vigora com regularidade e presume-se que o comércio seja contínuo; e (c) "Lei do Preço Único Agregada", que é declarada pelo índice de preços e aplicada somente a uma cesta de bens comercializáveis, sendo conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC).

A forma "forte" da "Lei do Preço Único" é a mais frequentemente utilizada, e seus testes devem ser interpretados não apenas como testes de condições de equilíbrio, mas como testes condicionados às hipóteses que consideram ligações de comércio. Violações da forma "forte" da "Lei do Preço Único" podem indicar falta de relações de negócios estáveis ou situação de desequilíbrio, ou ambas.

3.1.3. Integração espacial de mercados

Arbitragem espacial, "Lei do Preço Único" e integração espacial de mercados são termos que se confundem e se inter-relacionam. O que diferencia integração espacial de mercados dos demais termos é que esta se refere à medida do grau de integração de mercados, independente da ligação direta de comércio existente ou não entre os mercados, ou seja, por um lado, há mercados completamente isolados, por outro, mercados perfeitamente integrados (em que a

"Lei do Preço Único", na sua forma "forte", é observada) (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Integração espacial de mercados diz respeito ao grau de comovimentação dos preços em diferentes locais, medida pela correlação entre eles. Este é um conceito que independe da arbitragem, ou seja, independe de que os mercados estejam ligados diretamente por comércio. Por exemplo, os preços de uma *commodity* podem subir, em locais distintos, por razões que não dizem respeito diretamente à rede de negócios da *commodity* que une as diversas regiões. Assim, integração espacial de mercados é uma medida do grau pelo qual choques de demanda e oferta que surgem em uma região são transmitidos a outra (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Um conceito importante, desenvolvido por FACKLER e GOODWIN (2000), diz respeito à razão de transmissão do preço. Ao suporem um choque hipotético, ε_A , que muda o excesso de demanda para um bem na região "A", mas não em uma região "B", a razão de transmissão do preço associado ao choque será:

$$R_{AB} = \frac{\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}}{\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}}, \quad (2)$$

em que $\frac{\partial P_A}{\partial \varepsilon_A}$ é a variação infinitesimal do choque econômico (por exemplo, excesso de demanda de um bem na região "A"), que provoca variação no preço do bem na região "A"; $\frac{\partial P_B}{\partial \varepsilon_A}$, variação infinitesimal do choque econômico (por exemplo, excesso de demanda de um bem na região "A"), que provoca variação no preço do bem na região "B"; e R_{AB} , razão de transmissão associada ao choque hipotético (a partir da mudança na demanda de um bem na região "A").

Caso $R_{AB} = 1$, haveria integração perfeita de mercado, ou seja, toda variação infinitesimal do choque econômico ocorrido na região "A", a qual provocasse variação de preço do bem na própria região "A", seria totalmente (perfeitamente) transmitida para o preço do bem na região "B" – uma variação infinitesimal do choque econômico ocorrido na região "A" provocaria variação no preço do bem na região "B", na mesma intensidade da ocorrida na região "A". É possível, também, que uma região seja mais integrada a outra do que esta com a primeira, ou seja, a razão de transmissão do preço é assimétrica, podendo ocorrer que $R_{AB} \neq R_{BA}$.

A integração espacial de mercados é importante, na medida em que poderia ocorrer transmissão de preços indiretamente. Não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para ocorrer alto grau de integração entre elas. Suponha a existência de duas localidades "A" e "B", ambas fornecedoras de determinado bem para uma localidade "C". As localidades "A" e "B" poderiam estar fortemente integradas, apesar de não comerciarem diretamente. É justamente a ligação comercial com "C" que poderia fazer com que "A" e "B" estivessem integradas. Assim, choques de preços poderiam ser transmitidos, indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações de comércio existentes entre regiões conectadas a esta (FACKLER e GOODWIN, 2000).

Por fim, vale salientar que integração perfeita de mercado e a forma "forte" da "Lei do Preço Único" são conceitos distintos. É possível que esta lei se mantenha, ainda que regiões possam ter razão de transmissão de preços menor que 1. No entanto, a razão de transmissão de preço unitária implica a forma "forte" da "Lei do Preço Único". A integração perfeita de mercado abrange a forma "forte" da "Lei do Preço Único", que, por sua vez, abrange sua forma "fraca" (FACKLER e GOODWIN, 2000).

3.2. Métodos de análise da integração de mercados

Um sistema de mercado é integrado quando os preços das várias regiões pertencentes ao mercado são determinados de maneira interdependente (FAMINON e BENSON, 1940), ou seja, um sistema de mercado será espacialmente integrado quando os preços praticados em cada um dos mercados responderem não apenas às ofertas e demandas locais, mas às ofertas e demandas de todos eles. A integração espacial de mercados refere-se ao grau de comovimentação dos preços em diferentes locais, tendo em vista a correlação entre os preços.

O conceito de mercados integrados deriva da proposição da "Lei do Preço Único", que postula que bens idênticos obedeçam à regra de perfeita arbitragem, ou seja, são vendidos a um preço equivalente nos diferentes mercados, independente da moeda na qual é fixado (no caso do mercado internacional), após terem sido descontados os custos de transferência (custo de transferir o produto entre regiões). O mecanismo de arbitragem garantirá que os preços de bens idênticos em mercados espacialmente distintos sejam homogêneos. As diferenças de tais preços em mercados espacialmente distintos se devem aos custos de transferência.

Dessa forma, se os mercados espacialmente distintos forem eficientes, o mecanismo de arbitragem funcionará; caso contrário, esses mercados não serão eficientes. A "Lei do Preço Único" é uma relação que se cumpre no longo prazo, sem excluir a possibilidade de desajustes de preço no curto prazo (COSTA e FERREIRA, 2000).

O conhecimento do grau de integração de um mercado tem sido usado em uma variedade de questões econômicas (FACKLER, 1996). Alguns economistas, que estudam organização industrial, têm se interessado pela definição de mercado (a extensão do mercado), com vistas em determinar se firmas particulares estão sujeitas à competição efetiva, particularmente aquelas que possuem algum grau de poder no mercado local. Economistas têm se interessado, também, pelo grau de eficiência e integração econômica das regiões

que são economicamente eficientes e integradas, questionando se o mercado movimenta *commodities* em direção a usuários de mais alto valor e se é capaz de absorver grandes choques (colheitas abundantes ou escassas, equilíbrio nos preços internacionais) sem grandes problemas, entre outras. Outro ponto estudado por economistas que utilizam a análise de preços espaciais na organização de mercados é se diferentes regiões exibem relacionamentos dominante/satélite (padrão) e como os preços se ajustam, dinamicamente, a choques econômicos.

Segundo FACKLER (1996), apesar da ampla variedade de questões que se podem estudar pela análise espacial de mercado, o conjunto dos métodos empíricos é razoavelmente limitado. Grande parte dos métodos utilizados na análise de mercados espaciais utiliza séries de preços, por serem estes mais prontamente disponíveis e seguros. Tipicamente, séries temporais de preços em diferentes localidades são analisadas pela análise de correlação ou por alguma forma de vetor de análise temporal. FACKLER (1996) discutiu diversas abordagens econométricas possíveis para analisar o mercado espacial.

BARRETT e LI (1999), ao citarem Barrett (1996), Li (1997), McNew e Fackler (1997) e Fackler e Goodwin (2000), criticaram os métodos de análise de mercado – coeficiente de correlação bivariado, teste de causalidade de Granger, método de Ravallion e outros modelos de correção de erros, testes de co-integração, os quais utilizam suposições problemáticas, a saber: (i) Séries de preços sem negócio comum, os quais podem levar a uma correlação espúria, devido ao fato de as séries serem influenciadas por diversos fatores, como inflação, crescimento populacional, sazonalidade da produção, terceiro parceiro de negócio; (ii) Custos de transação aditivos e estacionários, isto é, a função custo de transação reduz-se a uma função de custos de transporte; (iii) Negócios contínuos e unidirecionais. Além disso, nenhum dos métodos existentes faz uso de dados sob fluxo de negócios.

Nesse contexto, BARRETT e LI (1999) propuseram uma nova metodologia de análise de mercado baseada na estimação de máxima verossimilhança (*maximum likelihood estimation*) de um modelo de distribuição,

no qual são incorporados dados de preço, custo de transferência e fluxo de negócios. Tal modelo permite diferenciar integração de mercado de equilíbrio de mercado competitivo. O modelo gera estimativas de frequência de regimes alternativos, combinações que fornecem medidas úteis, intuitivas, de negociabilidade de mercado, de equilíbrio de mercado competitivo, de integração perfeita, de equilíbrio segmentado e de desequilíbrio segmentado. BARRETT e LI (1999) aplicaram tal método no comércio de farinha de soja, em economias à beira do Pacífico.

Na mesma linha de trabalho de BARRETT e LI (1999), GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) analisaram a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de arroz, num sistema multivariado com restrições de co-integração. A determinação da extensão do mercado foi feita por meio da identificação das localidades que estivessem ligadas por negócios e, portanto, onde os preços compartilhassem a mesma informação de longo prazo. Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), para que um mercado seja chamado de integrado é necessário que um conjunto de localidades compartilhe a mesma *commodity* negociada³ e a mesma informação de longo prazo⁴. Considerando uma estrutura de co-integração, a condição de compartilhar a mesma informação de longo prazo equivale a requerer a existência de somente um fator, que é comum a todas as séries de preços. Verificaram, também, o padrão de integração do mercado, o qual se caracteriza pela interdependência, que é analisada por um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), do qual se extrai o componente permanente dos preços. A metodologia proposta por GONZALO e GRANGER (1995) foi utilizada na estimação do fator de integração (fator comum). Por fim, verificaram o grau de integração do mercado, determinado pelo tempo de reação para que cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo absorva um choque em todo o sistema. Considerando o mercado determinado no estudo da extensão, buscaram, pelo grau de integração, oferecer

³ O termo “a mesma *commodity* negociada” significa o mesmo produto. No caso do café, que possui duas espécies – *arábica* e *conillon* –, significa o produto café, independente de suas espécies.

⁴ O termo “a mesma informação de longo prazo” significa compartilhar o mesmo fator comum. No caso deste estudo, significa compartilhar o mesmo fator comum com relação aos preços de café de cada Unidade da Federação utilizada.

uma classificação de todas as localidades, da menos integrada para a mais integrada. GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) definiram o grau de integração entre localidades que pertencem ao mesmo mercado como o tempo de reação para remover o desequilíbrio. Também criticaram os modelos bivariados, ao afirmarem que estes não são adequados para capturar a complexa dinâmica espacial de ajustamento de preços num mercado integrado de multilocalidades.

Da mesma forma, BARRETT (2001) criticou os métodos usados para investigar integração e eficiência em mercados internacionais. Segundo ele, a integração é melhor refletida pelos indicadores de fluxo básico de negociabilidade, enquanto eficiência está relacionada com noções de preços básicos de equilíbrio de mercado. A insuficiência de dados é uma séria restrição, visto que os testes empíricos, que confiam em preços justos, não podem separar o teste de hipótese da eficiência de mercado de testes de especificação de modelos sustentados em suposições fortes. Assim, se a eficiência de mercado se mantiver, poderá haver considerável sobra de ineficiência social, devido a barreiras de negócios e custos excessivos de comércio. Para melhor abordagem da integração espacial de mercados, levando em conta dados de fluxo e negócios e outros, BARRETT (2001) sugeriu novas metodologias, como modelos de co-integração limiar (*threshold cointegration*) e modelos de regimes alternativos (*switching regime models*).

3.3. Modelo analítico

3.3.1. Não-estacionariedade, teste de raiz unitária e co-integração

Segundo VASCONCELOS e ALVES (2000), séries temporais que apresentam tendência comprometem a aplicação de boa parte do instrumental econométrico. Os modelos de séries temporais só terão suas propriedades asseguradas se todas as variáveis nelas contidas forem estacionárias. A maior parte das séries econômicas é não-estacionária, o que requer, portanto, o uso do

instrumental econométrico aplicável a essas séries temporais, para que se possam obter inferências válidas entre as variáveis do modelo empírico.

A primeira etapa da análise de séries temporais é verificar as características do processo estocástico da série em estudo, ao longo do tempo. Caso as características do processo estocástico da série sofram mudanças com o tempo, tal processo será denominado não-estacionário, sendo difícil a modelagem do seu comportamento. Caso contrário, ou seja, se as características do processo estocástico não sofrerem mudanças com o tempo (são constantes no tempo), a série será estacionária e poderá ser modelada por uma equação de coeficientes fixos, estimados por dados passados (HILL et al., 1999).

Apesar de a maioria das séries econômicas ser não-estacionária, estas podem, contudo, ser diferenciadas uma ou mais vezes, resultando em nova série estacionária. O número de vezes que a série original deve ser diferenciada para que a nova série seja estacionária é chamada de ordem de integração (ou ordem de homogeneidade). Assim, se uma série temporal tiver que ser diferenciada “d” vezes, para que se torne estacionária, então esta série será integrada de ordem “d”, I(d). Se a série for integrada de ordem zero ($d = 0$), então tal série será estacionária. No entanto, qualquer série, cuja ordem de integração for maior ou igual a 1 ($d \geq 1$), será não-estacionária.

A utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão clássica pode levar a um problema, conhecido na literatura como **regressão espúria**. Regressões espúrias costumam apresentar valores de R^2 elevados. Conforme GRANGER e NEWBOLD (1974), a combinação de R^2 elevado com baixo valor para o teste Durbin-Watson pode indicar regressão espúria, devendo-se considerar com cautela as regressões cujo valor do R^2 seja maior que o do teste Durbin-Watson. Na análise de regressão de duas séries temporais econômicas com regressão espúria pode ocorrer situação em que não haja relação verdadeira entre essas duas variáveis, apesar do elevado R^2 e do baixo valor do teste de Durbin-Watson. Nesse caso, o que pode ocorrer é forte tendência entre as duas séries, e o elevado R^2 , observado entre estas, é devido à presença desta

tendência e não devido a uma relação verdadeira entre as duas séries (GUJARATI, 2000).

Quando ocorrer **regressão espúria**, as conclusões a respeito do comportamento das variáveis envolvidas na regressão ficarão comprometidas e tornar-se-ão inválidas, assim como as previsões a partir desses dados (GUJARATI, 2000).

Duas ou mais variáveis poderão seguir um passeio aleatório (um exemplo de série temporal não-estacionária e que possui raiz unitária), porém a combinação linear de tais variáveis poderá ser estacionária (ENGLE e GRANGER, 1987). Nesse caso, diz-se que tais variáveis serão co-integradas; então, os resultados da regressão poderão não ser uma **regressão espúria** e, portanto, os testes t e F usuais serão válidos.

Tendo em vista que a maioria das teorias econômicas a serem avaliadas empiricamente pela Econometria pressupõe relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis econômicas, que a averiguação das teorias econômicas pode ser feita em séries temporais que apresentam algum tipo de tendência e que a existência de tendência pode levar a regressões espúrias, então as variáveis (séries temporais) envolvidas nessas teorias deverão ser co-integradas. Assim, ao testar a co-integração entre tais variáveis, testar-se-á a própria teoria. O conceito de co-integração é que as séries temporais não-estacionárias caminharão sincronizadas (ou seja, a uma distância aproximadamente constante), de maneira que, no longo prazo, tais séries apresentarão relação de equilíbrio (VASCONCELOS e ALVES, 2000).

O teste de co-integração pode ser feito em duas etapas. Primeiro, testa-se a estacionariedade das séries, pois a co-integração requer que todas as variáveis do modelo sejam integradas de mesma ordem (VASCONCELOS e ALVES, 2000). Tal teste pode ser feito pelo **Teste da Raiz Unitária**, introduzido por Dickey e Fuller. Os modelos que podem ser considerados são

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (3)$$

$$y_t = \beta_1 + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (4)$$

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Subtraindo y_{t-1} de ambos os lados das equações (3) a (5), estas podem ser reescritas por

$$\Delta y_t = \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ ou} \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot t + \delta \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

em que $\delta = \rho - 1$; e t é a variável tempo ou tendência.

Considera-se a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ ($\rho = 1$) contra a hipótese $H_a: \delta < 0$ ($|\rho| < 1$). Caso a hipótese nula não seja rejeitada, haverá raiz unitária no modelo e a série será não-estacionária. Caso contrário, a série será estacionária. Neste teste utiliza-se a estatística τ (semelhante à estatística t), cujos valores foram tabulados por Dickey e Fuller com base nas simulações de Monte Carlo (DICKEY e FULLER, 1979). Na literatura, o teste τ é conhecido como Teste de Dickey-Fuller (DF).

Caso o termo de erro do modelo seja auto-correlacionado, incluem-se no modelo os termos diferenciados defasados. O número de termos diferenciados defasados a serem incluídos no modelo é determinado para que o termo de erro seja serialmente independente. O Teste de Dickey-Fuller, aplicado aos modelos (6), (7) e (8), acrescido dos termos diferenciados defasados, é conhecido como Teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), no qual se utilizam os valores tabulados por MacKinnon (VASCONCELOS e ALVES, 2000; EIEWS, 1997).

A segunda etapa consiste em definir se as séries são co-integradas; caso sejam, identificam-se as relações de co-integração, que são as relações de equilíbrio no longo prazo. Utiliza-se o **Teste de Johansen** para co-integração, desenvolvido por JOHANSEN (1991 e 1995), o qual trabalha com vetores auto-regressivos (VAR).

$$x_t = \Theta_1 \cdot x_{t-1} + \Theta_2 \cdot x_{t-2} + \dots + \Theta_p \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

em que x_t é o vetor de dimensão " $k \times 1$ " das variáveis incluídas no modelo; $\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_p$, matrizes " $n \times n$ ", que relacionam os termos defasados das variáveis com os valores correntes destas; e ε_t , vetor de dimensão " $k \times 1$ " dos erros.

O sistema da equação (12) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \cdot \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

em que $\Pi = \sum_{s=1}^p (\Theta_s - I)$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \Theta_j$.

Se o coeficiente da matriz Π tiver posto r , tal que $0 < r < k$, então haverá matrizes α e β , de dimensão " $r \times k$ ", tal que $\Pi = \alpha \cdot \beta^T$ e $\beta^T \cdot x_t$ seja estacionária. O posto " r " é o número de relações de co-integração, e cada coluna de β é um vetor de co-integração. Os elementos de α são os parâmetros de ajustamento do modelo VEC (Vetor de Correção de Erros).

O método de Johansen consiste em estimar a matriz Π por máxima verossimilhança, na forma irrestrita (ver página 35). Em seguida, testa-se se as restrições decorrentes do posto de Π podem ser rejeitadas. A hipótese nula de que há " r " vetores de co-integração é testada por dois testes de razão de verossimilhança, quais sejam, o teste traço (Q_r) e o teste do máximo autovalor (Q_m).

Nos modelos VAR tradicionais, a limitação é que as séries são estacionárias. Assim, antes de se utilizarem os modelos VAR irrestritos, é necessário verificar se as séries são estacionárias ou não. Caso sejam não-estacionárias em nível, pode-se estimar um VAR restrito denominado Vetor de Correção de Erro (VEC).

Suponha que y_t e x_t sejam $I(1)$ e que Δy_t e Δx_t sejam $I(0)$. Rejeitando-se a hipótese de que as variáveis não sejam co-integradas, pode-se estimar o modelo VEC (*Vector Error Correction* – Vetor de Correção de Erro), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot \Delta x_t + \alpha_3 \cdot \varepsilon_{t-1} + v_t, \quad (14)$$

em que α_1 , α_2 , α_3 são parâmetros; ε_{t-1} , termo de erro defasado; e v_t , erro aleatório (série ruído branco).

A equação (14) somente será válida se ε_t for $I(0)$, ou seja, se for estacionário.

A regressão (14) relaciona as mudanças em "y" com mudanças em "x". Portanto, neste modelo, Δx_t capta os distúrbios de curto prazo de x_t , enquanto o termo de correção de erro ε_{t-1} capta o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo. Se α_3 for estatisticamente significativo, então este coeficiente representará qual a proporção do desequilíbrio de "y", em um período, será corrigida no período seguinte. Uma estimativa de α_3 fornece informações sobre a velocidade de ajustamento, isto é, como a variável y_t altera-se em relação ao desequilíbrio (HARRIS, 1995).

A equação (14) descreve a dinâmica de curto prazo entre "x" e "y", enquanto a equação de co-integração relativa a essas variáveis descreve as relações de longo prazo – equilíbrio de longo prazo.

ENGLE e GRANGER (1987) constataram que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária, o que serviu de base para os modelos VEC. Caso essa combinação linear exista, ela pode ser interpretada como relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (co-integração).

Assim, um VEC consiste num VAR restrito, de tal forma que as variáveis endógenas sejam forçadas a convergir, no longo prazo, para suas relações de co-integração, embora possam variar no curto prazo. Um desvio no equilíbrio de longo prazo poderá ocorrer e ser corrigido, gradualmente, por meio

de uma série de ajustamentos parciais de curto prazo. Este desvio no equilíbrio de longo prazo é denominado de termo de correção do erro.

Portanto, após definidos os termos de correção de erro, que é feita por meio do teste de co-integração – **Teste de Johansen**, pode-se estimar o modelo VEC.

O sentido de causalidade entre os preços, no estudo da integração espacial, pode ser feito pelo **Teste de Causalidade de Granger** (GRANGER, 1969).

A abordagem de GRANGER (1969), para a questão se "x" causa "y", consiste em verificar quanto do "y" corrente pode ser explicado por valores passados de "y" e, então, constatar se a adição de valores passados de "x" poderá melhorar a explicação de "y". "y" será Granger causado por "x", se "x" ajudar na predição de "y" ou, equivalentemente, se os coeficientes defasados de "x" forem estatisticamente significativos. Vale notar que podem ocorrer os dois modos de causação: "x" Granger causa "y" e "y" Granger causa "x".

É importante notar que a afirmativa “'x' Granger causa 'y'” não implica que "y" seja efeito ou resultado de "x". A causalidade de Granger não indica a causalidade no uso mais comum do termo.

Seja a equação

$$y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_j \cdot y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_j \cdot x_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (15)$$

em que y_{t-j} são valores defasados da variável y_t ; x_{t-j} , valores defasados da variável x_t ; γ_j ; θ_j , parâmetros; e ε_t , erro aleatório.

Considerando a equação (15), o teste para verificar se "y" é causado por "x" consiste em testar se os coeficientes de "x" são nulos, ou melhor, se $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_p = 0$, que é a hipótese nula. Tal verificação pode ser feita pelo teste "F". Caso a hipótese nula seja rejeitada, diz-se que "x" Granger causa "y".

Para testar se "x" é causada por "y", estima-se uma equação de "x" em função de valores de "y" e de "x" defasados (semelhante à equação (15)) e

procede-se, da mesma forma, com relação ao teste "F", para verificar se $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$, que é a hipótese nula. Caso a hipótese nula seja rejeitada, diz-se que "y" Granger causa "x".

3.3.2. Modelo analítico para determinação da extensão do mercado

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), “há uma concordância geral de que integração de mercado relaciona-se, de certa forma, com o fluxo de bens e informação através de espaço, tempo e forma”. Assim, para se evitar confusão, define-se, a seguir, integração de mercado: um mercado com "n" localidades geograficamente distintas será considerado integrado, se as duas condições seguintes forem satisfeitas:

- (a) Deve haver fluxo físico de bens que conecte todas "n" localidades, diretamente ou indiretamente;
- (b) As "n" localidades devem ter um vetor correspondente de preços $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$, que pode ser decomposto em $p_{it} = a_i \cdot f_t + \beta_{it}$, $i = 1, 2, \dots, n$ e $a_i \neq 0$, em que f_t é o fator de integração que caracteriza o componente permanente (longo prazo) do preço, e β_{it} , componente transitório (curto prazo) de dada localidade.

Os elementos básicos da definição acima são a existência de negócios e a afirmação de que f_t é comum a todas as séries de preços. Primeiro, o fluxo básico de bens via negócios é importante para assegurar que haja arbitragem, mas isto não garante a integração porque pode haver mercados com negócios muito pequenos ou intermitentes, pelo qual um fator de integração comum para todo "i" e "t" não exista. Segundo, a existência de um fator de integração não assegura integração, pois pode haver mercados isolados fisicamente que exibem comovimentos de preços que resultam de padrões sazonais ou de políticas. Portanto, a definição não implica que todas as localidades participantes processem, simultaneamente, as mesmas informações relevantes. A definição requer que todas as localidades integradas devam ser conectadas, diretamente ou

indiretamente, pelos negócios e por informação de longo prazo (GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND, 2000).

Assim, a definição proposta em GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) fornece uma estrutura operacional para pesquisar a extensão (dimensão) ou as fronteiras geográficas de mercados integrados. A primeira etapa proposta por GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), para identificar o conjunto de localidades que são conectadas, diretamente ou indiretamente, pelos negócios unidirecionais contínuos, é calcular o fluxo de negócios anual para cada localidade no mercado. Assim, poder-se-ão excluir localidades que passaram por reversão de negócios (exportadores que se tornaram importadores ou vice-versa), bem como identificar localidades que estão próximas da auto-suficiência e são, assim, candidatas para experimentar negócios descontínuos⁵.

O primeiro procedimento para determinar a extensão do mercado brasileiro de café é calcular o **ÍNDICE DE AUTO-SUFICIÊNCIA (IAS)**. Para identificar a extensão do mercado é necessário identificar o conjunto de localidades interligadas pelo comércio, o que pode ser feito por meio da estimativa dos fluxos de comércio para cada localidade. Como não estão disponíveis dados de comércio doméstico entre as diversas regiões do país, é necessário estimar esse fluxo de comércio. No caso específico, essa estimativa deve ser feita em nível interestadual, com base no nível de consumo anual de cada Unidade da Federação. Tal estimativa permite identificar as localidades (Unidades da Federação) que estão próximas da auto-suficiência, que são candidatas à descontinuação do comércio, bem como as que experimentaram inversão de comércio (exportadores que se tornaram importadores ou vice-versa). As localidades próximas à auto-suficiência e as que sofreram inversão de comércio serão excluídas do mercado a ser considerado. A justificativa para tal procedimento é que o modelo a ser implementado não contempla tais descontinuidades. Da mesma forma, os modelos *switching regime* seriam mais apropriados para analisar as inversões de comércio, mas como este estudo se

⁵ Em uma situação em que negócios reversos e descontínuos são importantes, então o modelo de regime alternativo (*switching regime models*) seria requerido. Baulch, Li e Barrett e McNew e Fackler têm acentuado este ponto (GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND, 2000).

baseou nos estudos de GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), que não utilizaram os modelos *switching regime*, optou-se, então, por descartar as localidades que apresentam essas inversões.

Na estimativa do consumo interestadual de café utilizaram-se informações sobre a população estadual e sobre o consumo *per capita* de café, sendo a multiplicação dessas informações utilizada como *proxy* do consumo estadual de café. Para estimar a população de 1987 e 1996, utilizaram-se os Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000⁶, da seguinte forma:

$$POP_{1987,uf} = \frac{(POP_{1991,uf} - POP_{1980,uf})}{(1991 - 1980).7} + POP_{1980,uf}, e \quad (16)$$

$$POP_{1996,uf} = \frac{(POP_{2000,uf} - POP_{1991,uf})}{(2000 - 1991).5} + POP_{1991,uf}, \quad (17)$$

em que $POP_{1987,uf}$ é a população estimada de cada Unidade da Federação em 1987, com base no crescimento populacional linear de 1980 a 1991; $POP_{1996,uf}$, população estimada de cada Unidade da Federação em 1996, com base no crescimento populacional linear de 1991 a 2000; $POP_{1980,uf}$, população estimada de cada Unidade da Federação, com base no Censo Demográfico de 1980; $POP_{1991,uf}$, população estimada de cada Unidade da Federação, conforme Censo Demográfico de 1991; $POP_{2000,uf}$, população estimada de cada Unidade da Federação, conforme Censo Demográfico de 2000.

Com relação ao consumo *per capita* de café, utilizou-se a POF (Pesquisa de Orçamento Familiar), mais especificamente a Tabela 418⁷, para o produto CAFÉ. Esta tabela fornece o consumo *per capita* das regiões metropolitanas de GOIÂNIA-GO, BRASÍLIA-DF, BELÉM-PA, FORTALEZA-CE, RECIFE-PE, SALVADOR-BA, BELO HORIZONTE-MG, RIO DE JANEIRO-RJ, SÃO PAULO-SP, CURITIBA-PR, PORTO ALEGRE-RS e o TOTAL DAS ÁREAS – POF, utilizados como *proxys* de suas referidas Unidades da Federação. Para as

⁶ Tabela 1286 – População nos Censos Demográficos – anos 1980, 1991 e 2000, do IBGE.

⁷ Consumo Alimentar Domiciliar *per capita* Anual por Grupos e Subgrupos de Produtos e Classes de Recebimento Mensal Familiar – anos 1987 e 1996.

regiões não contempladas na tabela do IBGE, anteriormente referidas, foram consideradas as médias desses consumos.

Por fim, para calcular o IAS, foi necessário estimar a produção de café, por Unidade da Federação, nos anos de 1987 e 1996. A do ano de 1987 foi obtida do ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL – 1987/1988, da FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE, e a do ano de 1996, da Tabela 1613⁸, do IBGE.

Ao multiplicar, linha a linha (ou seja, Unidade da Federação por Unidade da Federação), a estimativa da população (em 1987 e em 1996) pelo consumo *per capita* de café (em 1987 e em 1996), obteve-se o denominador do IAS. Assim, dividiu-se a quantidade (em quilos) produzida de café (em coco) pelo denominador acima referido, conforme fórmula abaixo:

$$IAS_{uf,t} = \frac{(QTDPRODCAFÉ_{uf,t})}{(POPEST_{uf,t} \cdot CONSPCCAFÉ_{uf,t})}, \quad (18)$$

em que $IAS_{uf,t}$ é o índice de auto-suficiência de cada Unidade da Federação, no ano t ($t = 1987$ ou $t = 1996$); $QTDPRODCAFÉ_{uf,t}$, quantidade (em quilos) de café (em coco) produzida por cada Unidade da Federação, no ano t ($t = 1987$ ou $t = 1996$); $POPEST_{uf,t}$, população estimada de cada Unidade da Federação, no ano t ($t = 1987$ ou $t = 1996$); $CONSPCCAFÉ_{uf,t}$, consumo (em quilos) *per capita* de café por Unidade de Federação, no ano t ($t = 1987$ ou $t = 1996$).

Os resultados calculados conforme (18) é o IAS – Índice de Auto-Suficiência. Vale lembrar que valores superiores a 1 (um), para o IAS, indicam que a Unidade da Federação é um exportador líquido da *commodity* considerada, no caso, CAFÉ. No caso de o IAS ser inferior a 1, tais valores indicam que a Unidade da Federação é um importador líquido da *commodity* considerada, no caso, CAFÉ. Caso os valores do IAS estejam próximos de 1, implica que a Unidade da Federação estará próxima da auto-suficiência; portanto, candidata a

⁸ Quantidade Produzida, Valor da Produção, Área Plantada e Área Colhida da Lavoura Permanente para o CAFÉ (em coco).

descontinuar o comércio com as outras regiões nos próximos anos. Os cálculos do IAS serão feitos para, no mínimo, dois anos, com vistas em verificar se houve inversões de comércio. Neste trabalho, pretende-se identificar as Unidades da Federação brasileiras produtoras de café que são conectadas, diretamente ou indiretamente, pelos negócios unidirecionais contínuos. Para isso, calcular-se-á o fluxo de negócios anual de café de cada localidade (estados brasileiros produtores de café).

A etapa seguinte, proposta por GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), depende da conclusão da primeira. Assim, após identificação do conjunto de localidades que estão ligadas pelos negócios, busca-se pesquisar as localidades (regiões ou Unidades da Federação) que compartilham um fator de integração comum.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), a literatura sobre integração de mercado não tem focado as implicações da procura por um único fator de integração. Além disso, boa parte da literatura sobre o assunto tem focado a estimação e o teste de vetores de co-integração, negligenciando, assim, a informação contida no(s) fator(es) de integração. No entanto, vetores de co-integração e de integração estão intimamente relacionados, pois a existência de um e somente um fator de integração para todos os preços implica que preços terão de ser co-integrados e que terão de existir "n-1" vetores co-integrados.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), em um análise formal das implicações de um único fator de integração considera-se um vetor "n X 1" não-estacionário I(1) de log-preços $p_t = \{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$, em que p_{it} é o log-preço de uma *commodity* (no caso, log-preço do café das diversas Unidades da Federação do Brasil), no tempo "t", no mercado "i". Suponha que p_t possa ser decomposto em dois componentes, como segue:

$$p_t = A_{n \times s} \cdot f_t + \beta_{it}^{\epsilon}, \quad (19)$$

em que f_t é um vetor "s x 1" de "s" ($s < n$) fatores de raiz unitária comum e β_t , um vetor "n x 1" de componentes estacionários. Todo elemento no vetor p_t poderá ser explicado por uma combinação linear de um número menor de fatores comuns de I(1), f_{jt} (componente permanente) mais um I(0) ou componente transitório (por exemplo, $p_{it} = \left[\sum_{j=1}^s (a_{ij} \cdot f_{jt}) \right] + \beta_{it}$). As variáveis p_{it} movem-se juntas porque compartilham, no longo prazo, a mesma tendência estocástica. A representação (19) é conhecida como a representação do fator comum, e sua existência será garantida se, e somente se, houver "n - s" vetores de co-integração entre os elementos do vetor p_t (no caso, log-preço do café das diversas Unidades da Federação do Brasil) – representação do Teorema de Granger, em ENGLE e GRANGER (1987).

O segundo resultado da representação do Teorema de Granger é que um sistema co-integrado pode ser escrito como um modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC):

$$\Delta P_t = \mu + \Pi \cdot P_{t-1} + \Gamma_1 \cdot (\Delta P_{t-1}) + \Gamma_2 \cdot (\Delta P_{t-2}) + \dots + \Gamma_{p-1} \cdot (\Delta P_{t-p+1}) + \varepsilon_t, \quad (20)$$

em que Δ é o operador de diferença; ΔP_t , diferença do log-preço do café entre o período "t" e "t - 1"; P_{t-1} , log-preço do café no período "t - 1" (defasado de um período); ΔP_{t-1} , diferença do log-preço do café entre o período "t - 1" e "t - 2"; ε_t , erro aleatório (série ruído brando); e Γ_i e Π , matrizes "n x n" e Π tem posto reduzido "n - s".

A matriz Π pode ser escrita como $\Pi = \alpha \cdot \beta^T$, em que α é uma matriz "n x (n - s)" de coeficientes e β , uma matriz "n x (n - s)" de vetores de co-integração. Usando esta expressão como Π , tem-se $\Pi \cdot P_{t-1} = \alpha \cdot \beta^T \cdot P_{t-1} = \alpha \cdot Z_{t-1}$. O termo de correção de erro, também conhecido como desequilíbrio de curto prazo, é $Z_{t-1} = \beta^T \cdot P_{t-1}$, e α é a matriz de coeficientes de ajustamento. Os elementos da

matriz β cancelam a raiz unitária comum em P_{t-1} e, no longo prazo, ligam os movimentos dos elementos P_t .

No contexto deste trabalho, a definição de extensão de um mercado integrado requer que "s = 1", porque a procura é por localidades que compartilham a mesma informação de longo prazo. A representação do fator comum (19) torna-se $p_{it} = a_{i1} \cdot f_{1t} + \beta_{i1} \epsilon_{1t}$, $i = 1, 2, \dots, n$. Assim, segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), "procurar por exatamente um fator comum é equivalente a procurar por 'n - 1' vetores de co-integração". Portanto, o mercado econômico não é dado *a priori* pelo conjunto de localidades onde um bem é produzido e, ou, consumido, nem a existência de preços co-integrados é suficiente para dimensionar o mercado. Necessita-se, para dimensioná-lo, de uma pesquisa multivariada por um único fator comum. Assim, utilizaram-se os log-preços do café das diversas Unidades da Federação brasileiras, obtidos da FGV.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), a procura por um conjunto mais amplo de localidades que compartilham "n - 1" vetores co-integrados é conduzida numa estrutura multivariada: o posto reduzido do VAR, proposto por JOHANSEN (1988-1991). O teste de Johansen, para um número de vetores co-integrados, foca-se no teste do posto de π . O processo de testar pelo posto (*rank*) de π ocorre juntamente com a estimação dos vetores de co-integração e modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC). Assim, contrariamente à metodologia de dois-estágios de Engle-Granger, a abordagem de Johansen é um procedimento de um estágio. Quando o número de relações de co-integração é identificado, têm-se estimado não só os vetores de co-integração, mas a dinâmica de curto prazo do sistema, dado pela equação (20).

A existência de "n - 1" vetores de co-integração implica que os vetores podem ser normalizados para que as localidades sejam co-integradas duas a duas (*pair-wise*). No entanto, isto não é suficiente para justificar uma análise bivariada do mercado, como empreendida por vários estudos de co-integração de mercados, inclusive pelo estudo sobre integração espacial do mercado brasileiro de *café arábica*, de NOGUEIRA (2001), pois o verdadeiro modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC) é ainda um sistema multivariado. Assim, segundo

GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), um sistema bivariado será mal especificado devido à omissão de variáveis potencialmente relevantes. Tal problema leva à inconsistência dos parâmetros estimados dos VEC bivariados, bem como a outros problemas nele baseados.

GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) recomendaram, para determinar as localidades que pertencem ao mesmo mercado, iniciar com o máximo de localidades, "n", e testar, por "n-1", vetores de co-integração. Isto pode ser feito pelo teste da razão de verossimilhança, de Johansen (*Johansen's likelihood ratio test*), baseado na estatística traço. Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), se o número de vetores de co-integração for menor que "n - 1" vetores, identificar-se-ão as localidades que deveriam ser removidas do sistema. Para isso, implementa-se um procedimento seqüencial que se inicia por um conjunto principal de "m" localidades ($m < n$) e testa-se um número de vetores de co-integração. Se o número for "m - 1", adiciona-se uma localidade ao conjunto. Com "m + 1" localidades, ou a nova localidade compartilha uma tendência comum com as "m" localidades anteriores, ou não. No primeiro caso, serão encontrados "m" vetores de co-integração, no segundo, "m - 1" vetores, adicionando assim a segunda tendência comum às "m + 1" localidades. Se for descoberta uma tendência comum, esse procedimento deverá ser repetido, adicionando-se localidades, uma por vez; caso contrário, a localidade adicionada, que apresentava segunda tendência, deverá ser excluída, e o procedimento será repetido até o número de localidades estar esgotada. GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) alertaram para o fato de esse procedimento seqüencial estar sujeito a alguns problemas de pré-teste, razão por que pesquisas futuras deveriam estudar os problemas econométricos de exclusão seqüencial. Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), nesse tipo de aplicação, a exclusão de localidades não varia na ordem pela qual elas têm sido analisadas.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), após descobrir os "n - 1" vetores de co-integração, é necessário estimar o fator comum, que é feito pela metodologia proposta por GONZALO e GRANGER (1995), para estimar

f_{1t} . A metodologia de GONZALO e GRANGER (1995) é interessante porque o fator comum é associado a variáveis observáveis e permite a identificação das localidades que contribuem para o comportamento de longo prazo do preço de mercado. A estimação do fator comum é facilmente derivada da especificação do modelo (20). Duas condições são necessárias para identificar o fator comum. A primeira impõe que f_{1t} seja combinação linear dos elementos dos vetores de preços $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$, então, f_{1t} é observável. A segunda impõe que, na equação (19), o componente transitório $\beta\phi$ não-Granger cause o componente permanente $A.f_{1t}$, no longo prazo. Assim, qualquer componente transitório não será transmitido para a previsão de longo prazo de P_t . Essa condição implica que, no modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), a única combinação linear de $\{p_{1t}, p_{2t}, \dots, p_{nt}\}$, tal que $\beta\phi$ não tenha qualquer efeito no longo prazo de P_t , seja:

$$f_{1t} = \alpha_{\perp}^T . P_t, \quad (21)$$

em que $\alpha_{\perp}^T \alpha = 0$. Essa condição de ortogonalidade significa que α_{\perp}^T elimina o termo de correção de erro $Z_{t-1} = \beta^T . P_{t-1}$ do modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), garantindo que não haja nenhum efeito do componente transitório sobre a previsão de longo prazo P_t . A equação (21) pode ser usada para identificar as localidades que contribuem para revelar a transmissão de informação de longo prazo. GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) reforçaram a importância da condição acima para o desenho da política econômica, pois políticas de preço mínimo ou de estabilização, por exemplo, poderiam ser alvo das localidades que formam f_{1t} . A transmissão de política para o resto do mercado seria garantida.

3.3.3. Modelo analítico para padrão da integração de mercados

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), o padrão de interdependência refere-se ao conjunto de relacionamentos entre diferentes

localidades de mercado, como revelado pela análise do modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC). O VEC, na equação (20), resume a dinâmica de curto prazo do vetor P_t (log-preço do café nos diversos estados do Brasil) como uma função, com uma proporção α , de um desequilíbrio passado Z_{t-1} mais "p - 1" defasagens de cada ΔP_t . Nesse caso, a matriz α de coeficientes de ajustamento é de particular interesse, porque contém informação necessária para descobrir a estrutura espacial do mercado. Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), esta matriz fornece, ainda, a forma de se escolher análise bivariada ou multivariada.

GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) salientaram que diferentes padrões poderiam ser observados num VEC. Poderia ocorrer um caso de interdependência extrema, em que todos os elementos da matriz α seriam estatisticamente significantes, levando, então, a um sistema no qual cada localidade reagisse a cada desequilíbrio individual, ou termo de correção de erro de outra localidade. Nessa interdependência extrema, a formação de preços é gerada em cada localidade individual; portanto, uma análise bivariada não seria adequada, pois omitiria uma série de variáveis relevantes.

O segundo exemplo, citado por GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), reporta-se a outro caso extremo, em que uma localidade central exógena "i" dominaria o comportamento de longo prazo do sistema. Nesse caso, na equação do VEC para localidade "i", todo $\alpha_{ij}, j = 1, 2, 3, \dots, n-1$, deveria ser estatisticamente igual a zero. Tal teste é um teste de exogeneidade fraca com hipótese nula $H_0 : \alpha_{ij} = 0; j = 1, 2, 3, \dots, n-1$. Uma falha nessa hipótese nula implicaria a existência de uma localidade exógena, que seria o fator de integração do sistema. Nesse caso, uma análise bivariada também não seria adequada, pois seriam necessários testes complementares para escolhê-los. Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), um VEC bivariado somente seria justificado se cada localidade ajustasse seu próprio desequilíbrio à localidade exógena, ou seja, para uma localidade exógena, todo α_{jk} , com $k \neq i$, deveria ser estatisticamente zero.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), entre os dois extremos descritos, outros padrões são possíveis. Para revelar o padrão de interdependência em um mercado ou para determinar se uma especificação bivariada seria adequada, é necessário começar com um modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC) multivariado. Assim, os testes para exogeneidade fraca e para restrições complementares poderiam, apropriadamente, reduzir o sistema.

3.3.4. Modelo analítico para grau de integração dos mercados

Muitos estudos têm tentado responder a questões sobre o grau de integração de mercado com base em medidas parciais derivadas de um modelo VEC bivariado. É comum verificar o tamanho dos coeficientes de ajustamento (α) ou a significância estatística da estrutura defasada (Γ) (GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND, 2000).

A medida que define o grau de integração pode ser obtida por meio das estimativas da equação (20), as quais seriam sumarizadas numa medida única. As funções de resposta de impulso têm sido usadas para medir o grau de integração, pois elas traçam o impacto, através do tempo, de um choque na localidade "j" no preço da localidade "i". Tais funções, no entanto, não são únicas quando os choques são correlacionados. Portanto, não é razoável esperar ter choques ortogonais, pois a série temporal de todos os preços é altamente correlacionada. A solução tem sido ortogonalizar os choques com a decomposição de Cholesky da matriz de co-variância de erros. Como esta decomposição não varia com a ordem das variáveis do sistema, para cada ordem obtém-se diferente função de resposta de impulso. Assim, GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) propuseram uma alternativa que não impusesse uma ordenação no sistema.

Segundo GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), o equilíbrio de longo prazo entre preços pode ser escrito por

$$p_{1t} = -\left(\frac{c_i}{\beta_{1i}}\right) - \left(\frac{\beta_{2i}}{\beta_{1i}}\right) \cdot p_{2t} - \dots - \left(\frac{\beta_{ni}}{\beta_{1i}}\right) \cdot p_{nt} + z_{it}; i = 1, 2, \dots, n-s, \quad (22)$$

em que c_i é uma constante e todas as outras variáveis são definidas acima. Suponha que haja um choque em VAR que perturbe o equilíbrio de longo prazo, juntamente com p_{t-1} , que é $|Z_{t-1}| \neq 0$. Por (22) ser uma relação de co-integração, o vetor z_t é estacionário. Isto implica que o efeito do choque será transitório e, eventualmente, irá acabar, enquanto o equilíbrio de longo prazo será estabelecido. Assim, GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) definiram o grau de integração como o tempo de reação para que cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo absorvesse um choque em todo o sistema (*system-wide shock*), confiando nos coeficientes estimados de α , β e Γ . Ao analisar o impacto desses coeficientes, torna-se possível construir um *ranking* consistente de mercados baseados no tempo de reação. GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000) adotaram a metodologia de PESARAN e SHIN (1996), ao elaborarem perfis de persistência (*persistence profile*). Este trabalho também fará o mesmo que GONZÁLEZ-RIVERA e HELFAND (2000), só que utilizará dados de preços de café dos diversos Estados do Brasil, obtidos da FGV.

PESARAN e SHIN (1996) definiram o perfil de persistência (*persistence profile*) como

$$H_z(k) = \text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1}) - \text{var}(Z_{t+k-1} / \psi_{t-1}); k = 0, 1, 2, \dots \quad (23)$$

em que ψ_{t-1} é o conjunto de informações até o tempo "t-1"; $\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$, variância de Z_{t+k} , condicionada ao conjunto de informações; e "k", horizonte de tempo. A definição (23) é interessante para que $\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$ seja a variância do passo à frente "k=1" do erro de previsão Z_t . Pode-se escrever $\text{var}(Z_{t+k} / \psi_{t-1}) = E\{[Z_{t+k} - E(Z_{t+k} / \psi_{t-1})] / \psi_{t-1}\}^2$, em que $Z_{t+k} - E(Z_{t+k} / \psi_{t-1})$ é o erro de previsão "k + 1" de Z_t . De acordo com essa interpretação, a equação (23) indica que um perfil de persistência (*persistence profile*) é uma mudança na

variância da previsão Z_{t+k} com respeito à variância da previsão Z_{t+k-1} com base no conjunto de informações ψ_{t-1} .

De (19) e $z_t = c + \beta^T . P_t$, tem-se que $z_t = c + \beta^T . A . f_t + \beta^T . \tilde{P}_t = c + \beta^T . \tilde{P}_t$, a última igualdade segue de $\beta^T . A = 0$, porque z_t é estacionária.

Conseqüentemente, tem-se que $H_z(k) = \beta^T . \left\{ \text{var} \left(\tilde{P}_{t+k} / \psi_{t-1} \right) - \text{var} \left(\tilde{P}_{t+k-1} / \psi_{t-1} \right) \right\} . \beta$,

em que $k = 0, 1, 2, \dots$ Para facilitar a comparação entre diferentes perfis, ordena-

se $H_z(k)$. Para $k = 0$, $H_z(0) = \beta^T . \left\{ \text{var} \left(\tilde{P}_t / \psi_{t-1} \right) - \text{var} \left(\tilde{P}_{t-1} / \psi_{t-1} \right) \right\} . \beta = \beta^T . \Omega . \beta$.

Seja a matriz diagonal G , que contém o inverso da raiz quadrada dos elementos da diagonal de $H_z(0)$, $G = \text{diag} \left\{ [H_{1,1}(0)]^{1/2}, \dots, [H_{n-s,n-s}(0)]^{1/2} \right\}$. O perfil de persistência ordenado é definido por

$$H_z(k) = G . H_z(k) . G = \{ h_{i,j}(k) \}; k = 0, 1, 2, \dots \quad (24)$$

sobre o impacto no tempo $k = 0$, o perfil $h_{i,i}(k) = 1$ para $i=1, 2, \dots, n-s$.

3.4. Fonte de dados

Utilizaram-se as informações mensais de preços de café recebidos pelo produtor, da FGV (Fundação Getúlio Vargas), das diversas Unidades da Federação brasileiras, de janeiro de 1979 a fevereiro de 2004. Esses dados foram transformados em real, conforme procedimento indicado no site da FGV (<http://fgvdados.fgv.br>) e, em seguida, dolarizados, conforme cotações de câmbio do Banco Central do Brasil (<http://bc.gov.br>). Por fim, foram logaritimizados.

Utilizaram-se, também, dados de produção e população do Anuário Estatístico do Brasil, IBGE, mais precisamente dos anos de 1980, 1991 e 2000, para calcular o IAS – Índice de Auto-Suficiência.

Para testar a hipótese (e), do item 1.4, utilizaram-se as informações mensais de preços de café, da FGV (Fundação Getúlio Vargas), das diversas Unidades da Federação, de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004, conforme descrito. Utilizaram-se, também, dados de contratos futuros da NYBOT (*New York Board of Trade* – Nova Iorque/Estados Unidos), de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004, e de contratos futuros da LIFFE (*London International Financial Futures and Options Exchange* – Londres/Inglaterra), também de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004, sendo os dados da NYBOT obtidos na respectiva instituição (via site www.nybot.com.br) e os da LIFFE, da BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros – São Paulo/Brasil), por meio de contatos via e-mail. Com os dados diários de contratos futuros da NYBOT e da LIFFE gerou-se uma série mensal para a NYBOT e outra para a LIFFE, com as médias das quartas-feiras das séries diárias, a cada mês. Essas séries mensais, assim geradas, foram utilizadas no estudo da hipótese referida.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1. Índice de auto-suficiência

A Tabela 4 exhibe os resultados calculados conforme (18)⁹. Considerando que algumas Unidades da Federação não produzem café ou não possuem dados levantados pelo IBGE (estas Unidades da Federação estão com valores zero no IAS, tanto de 1987 quanto de 1996, e *NÃO* na última coluna da Tabela 4) e que outras Unidades da Federação sofreram inversão de comércio (*NÃO/INVER*), estas foram descartadas para efeito da análise da extensão do mercado brasileiro de café, conforme explicado anteriormente. Assim, foram descartadas as seguintes Unidades da Federação: RORAIMA, PARÁ, AMAPÁ, TOCANTINS, RIO GRANDE DO NORTE, PERNAMBUCO, SERGIPE, RIO GRANDE DO SUL, MATO GROSSO DO SUL e GOIÁS.

A análise do IAS, apresentada na Tabela 4, sugere que a extensão do mercado brasileiro de café abrange as seguintes Unidades da Federação: RONDÔNIA, ACRE, AMAZONAS, MARANHÃO, PIAUÍ, CEARÁ, PARAÍBA, ALAGOAS, BAHIA, MINAS GERAIS, ESPÍRITO SANTO, RIO

⁹ Os resultados intermediários, necessários para calcular o IAS, conforme descrito no capítulo 3, estão apresentados nas Tabelas 1A (estimativas da população em 1987 e 1996), 2A (consumo per capita nas regiões metropolitanas cobertas pela POF do IBGE, em 1987 e 1996), 3A (consumo médio per capita estimado para todas as unidades da federação, em 1987 e 1996) e 4A (dados de produção de café).

DE JANEIRO, SÃO PAULO, PARANÁ, SANTA CATARINA, MATO GROSSO e DISTRITO FEDERAL.

Tabela 4 – Valores calculados do IAS (Índice de Auto-Suficiência) para CAFÉ, por Unidade da Federação, Brasil, 1987 e 1996

Estado	IAS 1987	IAS1996	SITUAÇÃO
Rondônia	39,1742	34,9646	EXPORTADOR
Acre	0,8912	0,3065	IMPORTADOR
Amazonas	0,0318	0,0420	IMPORTADOR
Roraima	0,0000	0,0000	<i>NÃO</i>
Pará	0,2322	2,3179	<i>NÃO/INVERSÃO</i>
Amapá	0,0487	0,0000	<i>NÃO</i>
Tocantins	0,0000	0,0004	<i>NÃO</i>
Maranhão	0,0171	0,0005	IMPORTADOR
Piauí	0,0079	0,0011	IMPORTADOR
Ceará	0,8629	0,3173	IMPORTADOR
Rio Grande do Norte	0,0013	0,0000	<i>NÃO</i>
Paraíba	0,0148	0,0075	IMPORTADOR
Pernambuco	1,1100	0,2474	<i>NÃO/INVERSÃO</i>
Alagoas	0,0149	0,0017	IMPORTADOR
Sergipe	0,0000	0,0000	<i>NÃO</i>
Bahia	7,6863	2,5366	EXPORTADOR
Minas Gerais	19,2448	28,1812	EXPORTADOR
Espírito Santo	76,2111	92,0151	EXPORTADOR
Rio de Janeiro	0,5550	0,3492	IMPORTADOR
São Paulo	6,6365	5,1491	EXPORTADOR
Paraná	17,9391	4,5619	EXPORTADOR
Santa Catarina	0,0462	0,0162	IMPORTADOR
Rio Grande do Sul	0,0000	0,0000	<i>NÃO</i>
Mato Grosso do Sul	2,8083	0,4067	<i>NÃO/INVERSÃO</i>
Mato Grosso	10,9625	1,7224	EXPORTADOR
Goiás	1,7909	0,4334	<i>NÃO/INVERSÃO</i>
Distrito Federal	0,3901	0,3836	IMPORTADOR

Fonte: Cálculos do autor.

No entanto, não existem séries de preços recebidos de café (dados da FGV) para as seguintes Unidades de Federação: AMAZONAS, MARANHÃO, PIAUÍ, PARAÍBA, ALAGOAS, SANTA CATARINA e DISTRITO FEDERAL. As séries de tais Unidades da Federação foram, portanto, descartadas.

Considerou-se, portanto, que o mercado brasileiro de café abrange as Unidades da Federação remanescentes, ou seja, RONDÔNIA, ACRE, CEARÁ, BAHIA, MINAS GERAIS, ESPÍRITO SANTO, RIO DE JANEIRO, SÃO PAULO, PARANÁ e MATO GROSSO. Assim, as séries de preços recebidos de café das referidas Unidades de Federação foram utilizadas neste estudo. Consideraram-se os dados de janeiro de 1979 a fevereiro de 2004.

4.2. Teste de raiz unitária para integração de mercados

O teste de raiz unitária objetiva verificar se as séries em estudo são estacionárias. Utilizou-se, portanto, o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a partir de uma estimação com intercepto na equação de teste, utilizando defasagens (“lags”) de, no máximo, 24 períodos. Tais estimativas foram feitas para as séries mensais logaritmizadas das Unidades da Federação do ACRE, BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RIO DE JANEIRO, RONDÔNIA e SÃO PAULO.

Por meio das séries mensais logaritmizadas das Unidades da Federação citadas, verificou-se que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, conforme evidenciado na Tabela 5, não foi rejeitada, ou seja, essas séries são não-estacionárias em nível, a 1% de nível de significância.

Procedeu-se, em seguida, aos testes de raiz unitária para as mesmas séries, em primeiras diferenças. Verificou-se, então, que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, em primeira diferença, conforme evidenciado na Tabela 6, foi rejeitada, ou seja, essas séries são estacionárias em primeira diferença, a 1% de significância.

Tabela 5 – Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café por Unidade da Federação, em nível – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Série	Resultado		
	Defasagens	Estatística t	Probabilidade
<i>LNAC</i>	0	-2,16	0,219***
<i>LNBA</i>	0	-2,48	0,121***
<i>LNCE</i>	1	-3,24	0,018**
<i>LNES</i>	1	-2,50	0,116***
<i>LNMG</i>	1	-2,96	0,040**
<i>LNMT</i>	0	-2,90	0,046**
<i>LNPR</i>	1	-3,21	0,020**
<i>LN RJ</i>	1	-2,81	0,057**
<i>LNRO</i>	1	-2,55	0,104***
<i>LNSP</i>	1	-2,93	0,042**

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos (MacKinnon – 1996) para 0 e 1 defasagem ("lags"): 1%(*): -3,45/-3,45 | 5%(**): -2,87/ -2,87 | 10%(***): -2,57 / -2,57.

Tabela 6 – Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café por Unidade da Federação, em primeira diferença – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Série	Resultado		
	Defasagens	Estatística t	Probabilidade
<i>LNAC</i>	0	-18,47	0,000*
<i>LNBA</i>	0	-16,15	0,000*
<i>LNCE</i>	0	-14,60	0,000*
<i>LNES</i>	0	-12,74	0,000*
<i>LNMG</i>	0	-14,08	0,000*
<i>LNMT</i>	0	-16,87	0,000*
<i>LNPR</i>	0	-11,95	0,000*
<i>LN RJ</i>	0	-14,01	0,000*
<i>LNRO</i>	0	-12,13	0,000*
<i>LNSP</i>	0	-12,84	0,000*

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos (MacKinnon – 1996) para 0 defasagem ("lags"): 1%(*): -3,45 | 5%(**): -2,87 | 10%(***): -2,57.

Assim, pelos resultados das Tabelas 5 e 6, verifica-se que as séries mensais logaritmizadas das Unidades da Federação do ACRE, BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RIO DE JANEIRO, RONDÔNIA e SÃO PAULO são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1, I(1).

4.3. Teste de co-integração (teste de Johansen) e extensão do mercado

O teste de co-integração, de Johansen, é fundamental para evidenciar a extensão do mercado, pois, além de as séries terem de ser co-integradas, devem possuir apenas um fator comum, ou seja, devem ter “ $n - 1$ ” relações de co-integração, conforme explicitado no item 3.3.2. (modelo analítico para determinação da extensão do mercado).

Para que se possa proceder ao teste de co-integração, de Johansen, é necessário que as séries sejam integradas de mesma ordem. Como tal fato foi evidenciado no item anterior (4.2), a análise prossegue com potencialmente todas as Unidades da Federação que fazem parte do mercado de café (ACRE, BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RIO DE JANEIRO, RONDÔNIA e SÃO PAULO).

No caso deste estudo, iniciou-se o procedimento operacional descrito na metodologia, ou seja, o teste de co-integração, com as séries das Unidades da Federação de MINAS GERAIS e SÃO PAULO. Optou-se por iniciar pelas séries acima, por ser MINAS GERAIS o maior produtor de café, dentre todas as Unidades da Federação do Brasil, e por SÃO PAULO ser a Unidade da Federação do Brasil onde se localiza a BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros, que atua no mercado de derivativos futuros com contratos futuros de *café arábica*, e por ser a Unidade da Federação mais desenvolvida economicamente e centro financeiro do país.

Na análise acrescentaram-se, uma por vez, novas séries das Unidades da Federação remanescentes. A ordem de inclusão das Unidades da Federação foi PARANÁ, ESPÍRITO SANTO, RONDÔNIA, MATO GROSSO, BAHIA,

CEARÁ, RIO DE JANEIRO e ACRE. Vale lembrar que de “m” localidades, foi escolhido, dentre os vários modelos possíveis para o teste de co-integração, de Johansen¹⁰, o modelo que contivesse “m – 1” vetores de co-integração. As Unidades da Federação ACRE e RIO DE JANEIRO não foram consideradas como parte do mercado, visto que, ao incluir estas Unidades da Federação, necessitou-se de 20 a 23 defasagens ("lags") para conseguir “m – 1” vetores de co-integração, enquanto MINAS GERAIS, SÃO PAULO, PARANÁ, ESPÍRITO SANTO, RONDÔNIA, MATO GROSSO, BAHIA e CEARÁ necessitaram de apenas uma defasagem ("lag") para conseguir “m – 1” vetores de co-integração. Assim, considerou-se que as Unidades da Federação do ACRE e do RIO DE JANEIRO não pertenceriam ao mercado, por não compartilharem apenas um fator comum com as Unidades da Federação do CEARÁ, BAHIA, MATO GROSSO, RONDÔNIA, ESPÍRITO SANTO, PARANÁ, SÃO PAULO e MINAS GERAIS. Chegou-se, então, à seguinte extensão do mercado que compartilha apenas um fator comum: BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RONDÔNIA e SÃO PAULO. Tal fato se encontra evidenciado na Tabela 7.

¹⁰ Os modelos possíveis são: (a) sem tendência nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR; (b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR; (c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR; (d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR; e (e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Tabela 7 – Teste de Johansen para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café nas Unidades da Federação relacionadas – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Séries relacionadas ¹¹	Defasagens nas variáveis	Estatística do traço
<i>LNCE, LNBA, LNMT, LNRO, LNES, LNPR, LNSP, LNMG</i>	1	Nenhuma: 302,55* 1 eq. co-int.: 224,75* 2 eq. co-int.: 160,57* 3 eq. co-int.: 113,07* 4 eq. co-int.: 73,57* 5 eq. co-int.: 42,81* 6 eq. co-int.: 22,05** 7 eq. co-int.: 5,80

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos:

1%(*): 177,20 / 143,09 / 111,01 / 84,45 / 60,16 / 41,07 / 24,60 / 12,97.

5%(**): 165,58 / 131,70 / 102,14 / 76,07 / 53,12 / 34,91 / 19,96 / 9,24.

As sete relações (vetores) de co-integração, conforme teste de co-integração (Tabela 7), normalizadas em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS, são dadas por:

(a) $LNCE = 1,087632 * LNMG - 0,353791$;

(b) $LNBA = 1,252350 * LNMG - 0,619467$;

(c) $LNMT = 1,195890 * LNMG - 0,754654$;

(d) $LNRO = 1,591475 * LNMG - 2,190270$;

(e) $LNES = 1,354621 * LNMG - 1,565837$;

(f) $LNPR = 0,771084 * LNMG + 0,797561$;

(g) $LNSP = 1,204770 * LNMG - 0,755952$.

¹¹ Modelo de Equação de Co-integração e Especificação do VAR: (b) sem tendência determinística dos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR.

Com base na Tabela 7, pode-se concluir que as Unidades da Federação da BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RONDÔNIA e SÃO PAULO são co-integradas e possuem sete relações de co-integração, que são as relações de equilíbrio de longo prazo, sendo seis estatisticamente significativas a 1% de significância e uma estatisticamente significativa a 5% de significância. Os mercados de café nas localidades das Unidades da Federação da BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RONDÔNIA e SÃO PAULO são co-integradas, razão por que os preços destas localidades se co-movimentam sincronizadamente, compartilhando apenas um fator comum de integração. Tal fato sugere que os mercados dessas Unidades da Federação sejam eficientes na difusão de informações e operações de arbitragem. Assim, as informações disponíveis que afetam os preços no mercado brasileiro de café fluem entre os agentes dessa cadeia agroindustrial, disseminando-se nos demais mercados/localidades integrados.

Na seqüência, com o objetivo de confirmar a participação das séries no mercado, conforme se verificou nas análises anteriores, realizaram-se testes de Razão de Verossimilhança para as restrições relacionadas com os parâmetros ALFA e BETA, estimados por máxima verossimilhança por meio do procedimento de Johansen. A Tabela 8 exhibe os testes de significância dos parâmetros BETA, enquanto a Tabela 9, os testes de significância dos parâmetros ALFA.

Na primeira linha da Tabela 8 tem-se o CEARÁ, cuja hipótese nula foi $B_{i1} = 0$, sendo $i = 1, 2, \dots, 7$; na segunda linha, BAHIA, cuja hipótese nula foi $B_{i2} = 0$, sendo $i = 1, 2, \dots, 7$. O mesmo foi feito para as demais Unidades da Federação, na Tabela 8 e na Tabela 9, com os coeficientes de ajustamento – ALFA –, ou seja, a hipótese nula foi $A_{i1} = 0$, sendo $i = 1, 2, \dots, 7$, para o CEARÁ, $A_{i2} = 0$, sendo $i = 1, 2, \dots, 7$, para a BAHIA, e assim sucessivamente.

Tabela 8 – Teste de razão de verossimilhança para restrições relacionadas com os parâmetros de co-integração BETA, referente a cada Unidade da Federação participante do mercado – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Hipótese nula (BETA=0)	Estatística-LR (razão de máxima verossimilhança)	Probabilidade
$B_{LNCE} = 0$	45,15	0,000*
$B_{LNBA} = 0$	41,57	0,000*
$B_{LNMT} = 0$	46,78	0,000*
$B_{LNRO} = 0$	41,57	0,000*
$B_{LNEs} = 0$	45,05	0,000*
$B_{LNPR} = 0$	18,46	0,011**
$B_{LNSP} = 0$	43,63	0,000*
$B_{LNMG} = 0$	41,62	0,000*

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos: (*) 1% e (**) 5%.

Tabela 9 – Teste de razão de verossimilhança para restrições relacionadas com os parâmetros de co-integração ALFA, referente a cada Unidade da Federação participante do mercado – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Hipótese nula (BETA=0)	Estatística-LR (razão de máxima verossimilhança)	Probabilidade
$A_{LNCE} = 0$	51,86	0,000*
$A_{LNBA} = 0$	41,92	0,000*
$A_{LNMT} = 0$	42,94	0,000*
$A_{LNRO} = 0$	34,48	0,000*
$A_{LNEs} = 0$	16,64	0,019**
$A_{LNPR} = 0$	20,32	0,005*
$A_{LNSP} = 0$	14,47	0,043**
$A_{LNMG} = 0$	17,80	0,012**

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos: (*) 1% e (**) 5%.

Os resultados da Tabela 8 mostram que todas as hipóteses nulas foram rejeitadas, a 1% de significância, exceto para o PARANÁ, em que a hipótese nula foi rejeitada, a 5% de significância.

Com relação ao teste de razão de verossimilhança para análise da significância dos coeficientes de ajustamento – ALFA –, verifica-se que todos os parâmetros ALFA, associados às Unidades da Federação, foram significativos a 1% de significância, exceto para ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO e MINAS GERAIS, cujas hipóteses nulas foram rejeitadas, a 5% de significância.

Assim, a primeira hipótese deste trabalho, de que o mercado brasileiro de *café arábica* e o de *café robusta* são integrados, apesar de serem diferentes, não foi rejeitada, visto que MINAS GERAIS, PARANÁ, SÃO PAULO e BAHIA são as principais Unidades da Federação produtoras de *café arábica* e são integradas ao ESPÍRITO SANTO e RONDÔNIA, principais produtoras de *café robusta*. Assim, constata-se que a primeira hipótese deste estudo é verdadeira.

Este item permite, também, o teste da segunda hipótese deste estudo, de que a extensão do mercado brasileiro de café abrange todos os tipos de café (*arábica* e *robusta*), bem como todas as regiões produtoras de café, principalmente regiões distantes como BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA, pois participam do mercado regiões produtoras de *café arábica* (MINAS GERAIS, PARANÁ, SÃO PAULO e BAHIA) e de *café robusta* (ESPÍRITO SANTO e RONDÔNIA). Entretanto, as Unidades da Federação do RIO DE JANEIRO e ACRE, que também produzem café, ficaram fora do mercado.

4.4. Modelo do mercado brasileiro de café

A análise, que se faz a seguir, diz respeito à interdependência das Unidades da Federação que compõem o mercado brasileiro de café, definido no item anterior. A análise do padrão de relacionamento entre as localidades foi realizada pelo modelo VEC – “Vector Error Correction” – equação (20). Para isso, estimaram-se seus parâmetros com o objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as diferentes Unidades da Federação que compõem o mercado.

Escolheu-se, como base para normalização, a Unidade da Federação de MINAS GERAIS, por ser esta a maior produtora nacional de café, visto que responde por mais de 40% da produção nacional (IBGE, 2003). Assim, estimaram-se as relações de co-integração normalizadas pela Unidade da Federação de MINAS GERAIS.

Na Tabela 10 evidenciam-se, para o período de janeiro de 1979 a fevereiro de 2004, as sete relações de co-integração entre os pares de mercado, ou seja, no período em questão, evidenciam-se as relações de equilíbrio de longo prazo entre os pares de mercado (CEARÁ e MINAS GERAIS, BAHIA e MINAS GERAIS, MATO GROSSO e MINAS GERAIS, etc.). As relações de co-integração foram expressas no item anterior (4.3).

Os valores dos vetores de co-integração (BETA) variam de -1,591475 (RONDÔNIA) a -0,771084 (PARANÁ), e seus respectivos testes *t-Student* demonstram que todos os parâmetros são estatisticamente significativos a 1% de significância (Tabela 10).

Tabela 10 – Vetores de co-integração normalizados (beta) pelo método de Johansen, base MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Estado	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNPS
	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
LNMG	-1,087632* (0,09628) [-11,2969]	-1,252350* (0,06592) [-18,9973]	-1,195890* (0,09634) [-12,4130]	-1,591475* (0,14145) [-11,2511]	-1,354621* (0,08200) [-16,5193]	-0,771084* (0,10947) [-7,04397]	-1,204770* (0,04912) [-24,5265]
Constante	0,353791 (0,35357) [1,00063]	0,619467** (0,24209) [2,55880]	0,754654** (0,35380) [2,13297]	2,190270* (0,51946) [4,21643]	1,565837* (0,30114) [5,19964]	-0,797561*** (0,40201) [-1,98696]	0,755952* (0,18039) [4,190062]

99

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

RONDÔNIA possui o maior coeficiente em valor absoluto (1,591475), o que sugere que esta Unidade da Federação, por ser a mais distante de MINAS GERAIS, tenha, dentre outros fatores, custos de transferência elevados. No entanto, o preço médio do café recebido pelo produtor de RONDÔNIA (US\$ 44,05/sc) situou-se na faixa do preço médio do café recebido pelos produtores do PARANÁ (US\$ 41,29/sc), MATO GROSSO (US\$ 42,26/sc), MINAS GERAIS (US\$ 42,41/sc), CEARÁ (US\$ 42,50/sc) e SÃO PAULO (US\$ 42,53/sc), o que não corrobora a hipótese acima. Além disso, o preço médio do café recebido pelo produtor do ESPÍRITO SANTO (US\$ 33,41/sc) foi o menor dentre todos, e o preço médio recebido pelo produtor da BAHIA (US\$ 60,66/sc), o maior deles, situando-se estes dois preços médios nos extremos, sendo que ESPÍRITO SANTO é o maior produtor brasileiro de *café robusta* e BAHIA produz, na sua maioria, *café arábica*, exceto no sul deste estado, onde se produz *café robusta*. Deve-se lembrar que RONDÔNIA é produtor de *café robusta*.

É interessante notar, também, que os coeficientes das demais Unidades da Federação situaram-se numa faixa relativamente próxima uns dos outros. A diferença entre o coeficiente de RONDÔNIA (-1,591475) – maior coeficiente – e o do ESPÍRITO SANTO (-1,354621) – segundo maior coeficiente – foi de 0,235265, ou seja, menor que a diferença entre o coeficiente do CEARÁ (-1,087632) – segundo menor coeficiente – e do PARANÁ (-0,771084) – menor coeficiente, que foi de 0,316548. Deve-se notar que o CEARÁ também é distante de MINAS GERAIS, porém seu coeficiente não sugere a hipótese de que o CEARÁ tenha custos de transação elevados. Assim, as diferenças acima evidenciadas em nada corroboram a sugestão de que RONDÔNIA tenha custos de transação elevados; o mesmo se pode afirmar do CEARÁ.

Pelo VEC (Vector Error Correction) estimado e conforme metodologia explicitada no item 3.3.3., a matriz ALFA (Tabela 11) contém as informações necessárias para determinar a estrutura espacial do mercado.

Tabela 11 – Coeficientes de ajustamento (alfa) do modelo VEC irrestrito – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – MG

Correção de erros	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNSP	LNMG
(LNCE, LNMG)	-0,232306* (0,03799) [-6,11565] 0,022430	0,009952 (0,04206) [0,23665]	-0,111161** (0,05142) [-2,16163] 0,085835	0,017635 (0,03748) [0,47055]	-0,037876 (0,03114) [-1,21629]	-0,026921 (0,03043) [-0,88457]	-0,019726 (0,03285) [-0,60041]	-0,053121 (0,03631) [-1,46281]
(LNBA, LNMG)	0,04491 (0,04491) [0,49943]	-0,275047* (0,04972) [-5,53141] 0,009877	0,06080 (0,06080) [1,41173]	-0,071638 (0,04431) [-1,61673]	0,022427 (0,03682) [0,60912]	0,003167 (0,03598) [0,08802]	0,020216 (0,03884) [0,52043]	0,010621 (0,04294) [0,24737]
(LNMT, LNMG)	-0,089004* (0,03018) [-2,94925] 0,012809	0,03341 (0,03341) [0,29561]	-0,274349* (0,04086) [-6,71509] 0,155101**	-0,041227 (0,02977) [-1,38462]	-0,041548*** (0,02474) [-1,67934] 0,095160*	-0,036066 (0,02418) [-1,49161]	-0,030448 (0,02610) [-1,16649]	-0,040266 (0,02885) [-1,39566]
(LNRO, LNMG)	0,04470 (0,04470) [0,28657]	0,04949 (0,04949) [0,49372]	(0,06051) (0,06051) [2,56322]	-0,155240* (0,04410) [-3,52030] 0,176500**	0,095160* (0,03664) [2,59696]	0,008059 (0,03581) [0,22504]	0,028581 (0,03866) [0,073931]	0,029519 (0,04273) [0,69082]
(LNES, LNMG)	0,189435** (0,07963) [2,37901] -0,028621	0,088362 (0,08816) [1,00229]	-0,167799 (0,10780) [-1,55659]	0,176500** (0,07856) [2,24665]	-0,181949* (0,06528) [-2,78724]	0,032373 (0,06380) [0,50743]	0,109291 (0,06887) [1,58690]	0,021969 (0,07612) [0,28859]
(LNPR, LNMG)	(0,04173) (0,04173) [-0,68581]	-0,019323 (0,04621) [-0,41821]	0,028602 (0,05650) [0,50625]	-0,095713** (0,04117) [-2,32458]	-0,041300 (0,03421) [-1,20714]	-0,122262* (0,03344) [-3,65649]	-0,111883* (0,03610) [-3,09963]	-0,051851 (0,03990) [-1,29963]
(LNSP, LNMG)	-0,067647 (0,09277) [-0,72920]	-0,097686 (0,10271) [-0,95107]	0,150879 (0,12559) [1,20135]	0,073415 (0,09153) [0,80210]	0,131987*** (0,07605) [1,73545]	-0,069053 (0,07433) [-0,92903]	-0,122209 (0,08024) [-1,52308]	0,194022** (0,08869) [2,18768]
Adj. R2	0,338053	0,322208	0,232235	0,260501	0,255049	0,349277	0,196476	0,182396

89

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

A Tabela 11 exibe o teste *t-Student* para os coeficientes ALFA, com 1%, 5% e 10% de significância. Verifica-se que não há nenhuma Unidade da Federação dominante no comportamento do mercado como um todo, conforme magnitudes dos coeficientes ALFA. Apesar disso, vale salientar que o ESPÍRITO SANTO mantém interdependência com o maior número de Unidades da Federação – 4 (quatro) – conforme se pode observar na coluna LNES, da Tabela 11, e em seus níveis de significância.

A magnitude dos coeficientes de ajustamento, exibidos na Tabela 11, indicou as Unidades da Federação que respondem mais rapidamente aos próprios desequilíbrios em relação a MINAS GERAIS. Em valores absolutos, BAHIA é a Unidade da Federação que mais rapidamente responde ao próprio desequilíbrio em relação a MINAS GERAIS, seguida por MATO GROSSO, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, RONDÔNIA, PARANÁ e SÃO PAULO, nesta ordem.

Vale salientar que, na Tabela 11, o coeficiente de ajustamento de SÃO PAULO, referente a uma resposta aos próprios desequilíbrios em relação a MINAS GERAIS, não foi estatisticamente significativo (nem a 10% de significância). Nas demais Unidades da Federação, esses coeficientes foram todos estatisticamente significantes, conforme evidenciado na Tabela 11.

Considerando a relação entre Unidades da Federação distintas, verifica-se que, em relação a Minas Gerais, o CEARÁ respondeu, rapidamente, ao desequilíbrio do ESPÍRITO SANTO (0,189435) e do MATO GROSSO (-0,089004); MATO GROSSO, ao de RONDÔNIA (0,155101) e CEARÁ (-0,111161); e RONDÔNIA, ao do ESPÍRITO SANTO (0,176500) e PARANÁ (-0,095713). Já o ESPÍRITO SANTO respondeu, rapidamente, ao desequilíbrio de SÃO PAULO (0,131987), RONDÔNIA (0,095160) e MATO GROSSO (-0,041548); e SÃO PAULO, ao do PARANÁ (-0,111883), em relação a MINAS GERAIS. Vale notar que RONDÔNIA e ESPÍRITO SANTO, e MATO GROSSO e CEARÁ foram as únicas Unidades da Federação que responderam ao desequilíbrio uma da outra. Também é interessante notar que RONDÔNIA, que é produtora de *café robusta* como o ESPÍRITO SANTO, reagiu, em magnitude bem maior, rapidamente ao desequilíbrio no ESPÍRITO SANTO em relação a

MINAS GERAIS. Por outro lado, o ESPÍRITO SANTO, maior produtor nacional de *café robusta* (cerca de 20% da produção total de café do Brasil), reagiu, em magnitude bem menor, ao desequilíbrio em RONDÔNIA em relação a MINAS GERAIS, o que tem fundamento econômico, dada a diferença de importância do ESPÍRITO SANTO e de RONDÔNIA no total de produção de café no Brasil.

Verifica-se também, na Tabela 11, que o ESPÍRITO SANTO foi a Unidade da Federação que reagiu ao maior número de desequilíbrios transitórios (4 – quatro – no total) nas relações de longo prazo, seguido por CEARÁ, MATO GROSSO e RONDÔNIA (3 – três – no total) e por BAHIA, PARANÁ, SÃO PAULO e MINAS GERAIS (1 – um – no total). Assim, verifica-se que BAHIA, PARANÁ, SÃO PAULO e MINAS GERAIS são as Unidades da Federação menos interdependentes do país, pois são as que têm menor número de localidades que se ajustaram a elas, o que é interessante, visto que todas são, essencialmente, regiões produtoras de *café arábica*. Já o ESPÍRITO SANTO é a Unidade da Federação mais interdependente, pois ajustou-se às Unidades da Federação de MATO GROSSO, RONDÔNIA, ao próprio ESPÍRITO SANTO e a SÃO PAULO, o que também é interessante, visto que ESPÍRITO SANTO se relacionou com SÃO PAULO, região produtora de *café arábica*, o que corrobora a primeira hipótese deste estudo.

A dinâmica de ajustamento do modelo, no curto prazo, é exibida na Tabela 12, na qual se observa que os preços de SÃO PAULO, PARANÁ e MATO GROSSO exercem maior efeito, no curto prazo. É interessante notar que variação de 10% no preço de SÃO PAULO acarretaria variação de 3,61%, no mesmo sentido, nos preços de MINAS GERAIS, um mês à frente (lag = 1). Já o maior efeito seria sentido pelo PARANÁ, visto que uma alteração de 10% no preço em SÃO PAULO acarretaria alteração, no mesmo sentido, de 4,92% nos preços do PARANÁ, no mês seguinte.

Tabela 12 – Dinâmica de ajustamento no curto prazo – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – MG

Elasticidade de curto prazo	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNSP	LNMG
LNCE(-1)	0,049568 (0,05841) [0,84868] 0,126108**	0,003983 (0,06467) [0,06159]	0,063417 (0,07907) [0,80204]	0,010463 (0,05762) [0,18157]	-0,035086 (0,04788) [-0,73276]	0,028313 (0,04680) [0,60503]	-0,086084*** (0,05052) [-1,70407]	-0,045321 (0,05584) [-0,81166]
LNBA(-1)	0,126108** (0,05598) [2,25274] 0,250169*	-0,086755 (0,06198) [-1,39976] 0,086610***	-0,161949** (0,07579) [-2,13695] 0,06561	0,112264** (0,05523) [2,03265] 0,090407**	0,035630 (0,04589) [0,77638]	0,047281 (0,04485) [1,05417]	0,009043 (0,04842) [0,18676] 0,068125***	-0,016718 (0,05352) [-0,31238] 0,053706
LNMT(-1)	(0,04497) [5,56265]	(0,04979) [1,73944]	(0,06088) [0,10776]	(0,04437) [2,03754]	(0,03687) [0,34514]	(0,03603) [1,08665]	(0,03890) [1,75140]	(0,04299) [1,24914]
LNRO(-1)	0,104086 (0,07340) [1,41805] -0,179386	0,120452 (0,08127) [1,48219]	-0,002549 (0,09937) [-0,02565]	0,152802** (0,07242) [2,10999]	0,060245 (0,06017) [1,00117]	0,049125 (0,05881) [0,83533]	0,055696 (0,06349) [0,87731]	-0,049401 (0,07017) [-0,70401]
LNES(-1)	(0,11207) [-1,60062] -0,012271	(0,12408) [-1,12721]	(0,15172) [0,38893]	(0,11057) [-0,01722]	(0,09188) [-0,65239]	(0,08979) [-0,19535]	(0,09693) [-0,22803]	(0,10714) [0,24875]
LNPR(-1)	(0,10046) [-0,12214]	(0,11123) [2,32146]	(0,13601) [1,59096]	(0,09912) [-0,89384]	(0,08236) [0,57268]	(0,08049) [-0,58561]	(0,08689) [-0,36772]	(0,09604) [0,48330]
LNSP(-1)	0,124543 (0,12783) [0,97425]	0,237605*** (0,14153) [1,67879]	-0,009039 (0,17306) [-0,05223]	0,144736 (0,12612) [1,14757]	0,155989 (0,10480) [1,48844]	0,492242* (0,10242) [4,80599]	0,271253** (0,11057) [2,45331]	0,361514* (0,12221) [2,95813]
LNMG(-1)	-0,110026 (0,11008) [-0,99954]	-0,135105 (0,12187) [-1,10858]	0,014641 (0,14902) [0,09825]	-0,074966 (0,10860) [-0,69028]	0,143121 (0,09024) [1,58597]	-0,103049 (0,08819) [-1,16844]	0,077208 (0,09521) [0,81095]	-0,108769 (0,10523) [-1,03360]

71

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

Pela dinâmica de ajustamento no curto prazo (Tabela 12), verifica-se que alterações nos preços de SÃO PAULO provocariam maiores alterações nos preços do PARANÁ, MINAS GERAIS, SÃO PAULO e BAHIA, ou seja, provocariam alterações nos preços das principais Unidades da Federação produtoras de *café arábica* do Brasil; alterações nos preços do MATO GROSSO provocariam maiores alterações nos preços do CEARÁ, BAHIA, RONDÔNIA e SÃO PAULO; e alterações nos preços do café da BAHIA resultariam em maiores alterações nos preços do CEARÁ, MATO GROSSO e RONDÔNIA. Por fim, CEARÁ, RONDÔNIA e PARANÁ também participam da dinâmica de ajustamento no curto prazo, conforme Tabela 12.

É importante notar que MINAS GERAIS e ESPÍRITO SANTO não participam da dinâmica de ajustamento no curto prazo, conforme Tabela 12. No entanto, esta tabela sugere que SÃO PAULO lidera as variações nos preços no curto prazo, o que é economicamente relevante, visto que a BM&F parece funcionar como divulgadora dos preços de café por meio de seu mercado de derivativos de café, tanto para SÃO PAULO quanto para as demais Unidades da Federação. Assim, parece que os *players* das demais Unidades da Federação observam as cotações dos contratos futuros de café da BM&F para balizarem suas decisões, o que justificaria a liderança de SÃO PAULO nessas variações dos preços no curto prazo. É importante salientar também que, conforme se verificou neste estudo, não houve nenhuma Unidade da Federação dominante no comportamento do mercado como um todo. No entanto, essas variações parecem estar bem distribuídas por todo o sistema.

As mesmas considerações feitas para o estudo que tem MINAS GERAIS por base se mantêm quando se tem por base a Unidade da Federação de SÃO PAULO, conforme se pode observar nas Tabelas 13, 14 e 15.

Tabela 13 – Vetores de co-integração normalizados (beta) pelo método de Johansen, base SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Estado	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNMG
	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
LNSP	-0,902772* (0,08079) [-11,1749]	-1,039493* (0,07352) [-14,1382]	-0,992629* (0,09120) [-10,8837]	-1,320979* (0,09600) [-13,7605]	-1,124382* (0,05290) [-21,2558]	-0,640026* (0,11813) [-5,41804]	-0,830034* (0,03775) [-21,9906]
Constante	-0,328662 (0,29628) [-1,10930]	-0,166340 (0,26965) [-0,61689]	0,004273 (0,33448) [0,01278]	1,191673* (0,35207) [3,38479]	0,715858* (0,19400) [3,68999]	-1,281390* (0,43323) [-2,95775]	-0,627466* (0,13843) [-4,53280]

73

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

Tabela 14 – Coeficientes de ajustamento (alfa) do modelo VEC irrestrito – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – SP

Correção de erros	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNSP	LNMG
(LNCE, LNNSP)	-0,232306* (0,03799) [-6,11565]	0,009952 (0,04206) [0,23665]	-0,111161** (0,05142) [-2,16163]	0,017635 (0,03748) [0,47055]	-0,037876 (0,03114) [-1,21629]	-0,026921 (0,03043) [-0,88457]	-0,053121 (0,03631) [-1,46281]	-0,019726 (0,03285) [-0,60041]
(LNBA, LNNSP)	0,022430 (0,04491) [0,49943]	-0,275047* (0,04972) [-5,53141]	0,085835 (0,06080) [1,41173]	-0,071638 (0,04431) [-1,61673]	0,022427 (0,03682) [0,60912]	0,003167 (0,03598) [0,08802]	0,010621 (0,04294) [0,24737]	0,020216 (0,03884) [0,52043]
(LNMT, LNNSP)	-0,089004* (0,03018) [-2,94925]	0,009877 (0,03341) [0,29561]	-0,274349* (0,04086) [-6,71509]	-0,041227 (0,02977) [-1,38462]	-0,041548*** (0,02474) [-1,67934]	-0,036066 (0,02418) [-1,49161]	-0,040266 (0,02885) [-1,39566]	-0,030448 (0,02610) [-1,16649]
(LNRO, LNNSP)	0,012809 (0,04470) [0,28657]	0,024433 (0,04949) [0,49372]	0,155101** (0,06051) [2,56322]	-0,155240* (0,04410) [-3,52030]	0,095160* (0,03664) [2,59696]	0,008059 (0,03581) [0,22504]	0,029519 (0,04273) [0,69082]	0,028581 (0,03866) [0,073931]
(LNES, LNNSP)	0,189435** (0,07963) [2,37901]	0,088362 (0,08816) [1,00229]	-0,167799 (0,10780) [-1,55659]	0,176500** (0,07856) [2,24665]	-0,181949* (0,06528) [-2,78724]	0,032373 (0,06380) [0,50743]	0,021969 (0,07612) [0,28859]	0,109291 (0,06887) [1,58690]
(LNPR, LNNSP)	-0,028621 (0,04173) [-0,68581]	-0,019323 (0,04621) [-0,41821]	0,028602 (0,05650) [0,50625]	-0,095713** (0,04117) [-2,32458]	-0,041300 (0,03421) [-1,20714]	-0,122262* (0,03344) [-3,65649]	-0,051851 (0,03990) [-1,29963]	-0,111883* (0,03610) [-3,09963]
(LNMG, LNNSP)	-0,067647 (0,09277) [-0,72920]	-0,097686 (0,10271) [-0,95107]	0,150879 (0,12559) [1,20135]	0,073415 (0,09153) [0,80210]	0,131987*** (0,07605) [1,73545]	-0,069053 (0,07433) [-0,92903]	0,194022** (0,08869) [2,18768]	-0,122209 (0,08024) [-1,52308]
Adj. R2	0,338053	0,322208	0,232235	0,260501	0,255049	0,349277	0,182396	0,196476

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

Tabela 15 – Dinâmica de ajustamento no curto prazo – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004 – SP

Elasticidade de curto prazo	LNCE	LNBA	LNMT	LNRO	LNES	LNPR	LNSP	LNMG
LNCE(-1)	0,049568 (0,05841) [0,84868] 0,126108**	0,003983 (0,06467) [0,06159] -0,086755 (0,06198) [-1,39976] 0,086610***	0,063417 (0,07907) [0,80204] -0,161949**	0,010463 (0,05762) [0,18157] 0,112264**	-0,035086 (0,04788) [-0,73276] 0,035630 (0,04589) [0,77638] 0,090407**	0,028313 (0,04680) [0,60503] 0,047281 (0,04485) [1,05417] 0,012725 (0,03687) [0,34514] 0,039155 (0,03603) [1,08665]	-0,045321 (0,05584) [-0,81166] -0,016718 (0,05352) [-0,31238] 0,053706 (0,04299) [1,24914]	-0,086084*** (0,05052) [-1,70407] 0,009043 (0,04842) [0,18676] 0,068125***
LNBA(-1)	0,250169* (0,04497) [5,56265]	0,086610*** (0,04979) [1,73944]	0,06561 (0,06088) [0,10776]	0,090407** (0,04437) [2,03754]	0,012725 (0,03687) [0,34514]	0,039155 (0,03603) [1,08665]	0,053706 (0,04299) [1,24914]	0,068125*** (0,03890) [1,75140]
LNMT(-1)	0,104086 (0,07340) [1,41805]	0,120452 (0,08127) [1,48219]	-0,002549 (0,09937) [-0,02565]	0,152802** (0,07242) [2,10999]	0,060245 (0,06017) [1,00117]	0,049125 (0,05881) [0,83533]	-0,049401 (0,07017) [-0,70401]	0,055696 (0,06349) [0,87731]
LNRO(-1)	-0,179386 (0,11207) [-1,60062]	-0,139868 (0,12408) [-1,12721]	0,059010 (0,15172) [0,38893]	-0,001904 (0,11057) [-0,01722]	-0,059940 (0,09188) [-0,65239]	-0,017541 (0,08979) [-0,19535]	0,026651 (0,10714) [0,24875]	-0,022104 (0,09693) [-0,22803]
LNES(-1)	-0,012271 (0,10046) [-0,12214]	0,258217** (0,11123) [2,32146]	0,216383 (0,13601) [1,59096]	-0,088597 (0,09912) [-0,89384]	0,047167 (0,08236) [0,57268]	-0,047138 (0,08049) [-0,58561]	0,046418 (0,09604) [0,48330]	-0,031953 (0,08689) [-0,36772]
LNPR(-1)	0,124543 (0,12783) [0,97425]	0,237605*** (0,14153) [1,67879]	-0,009039 (0,17306) [-0,05223]	0,144736 (0,12612) [1,14757]	0,155989 (0,10480) [1,48844]	0,492242* (0,10242) [4,80599]	0,361514* (0,12221) [2,95813]	0,271253** (0,11057) [2,45331]
LNSP(-1)	-0,110026 (0,11008) [-0,99954]	-0,135105 (0,12187) [-1,10858]	0,014641 (0,14902) [0,09825]	-0,074966 (0,10860) [-0,69028]	0,143121 (0,09024) [1,58597]	-0,103049 (0,08819) [-1,16844]	-0,108769 (0,10523) [-1,03360]	0,077208 (0,09521) [0,81095]

75

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

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

No item 4.4. é possível verificar que a terceira hipótese deste estudo não é verdadeira, apesar da importância de MINAS GERAIS no contexto de produção de café no Brasil, ou seja, não se conseguiu mostrar que o padrão do mercado brasileiro de café é formado por um pólo central, neste caso, MINAS GERAIS, o qual se integraria às demais Unidades da Federação produtoras, pois não se verificou, conforme explicitado, uma Unidade da Federação dominante.

4.5. Grau de integração do mercado brasileiro de café

Conforme modelo analítico apresentado anteriormente, o grau de integração pode ser obtido das estimativas da equação (20), as quais seriam sumarizadas numa medida única. Assim, o objetivo do grau de integração é sumarizar as estimativas dos parâmetros do VEC em uma medida única (o grau de integração), calculados conforme metodologia de PESARAN e SHIN (1996) – perfis de persistência (*persistence profile*).

Vale lembrar que os perfis de persistência medem a resposta de cada uma das relações de co-integração a um choque em todo o sistema. Assim, o grau de integração é definido como o tempo de reação para que a cada uma das relações de equilíbrio de longo prazo absorvesse um choque em todo o sistema (*system-wide shock*).

Foram calculados os perfis de persistência em relação às Unidades da Federação de MINAS GERAIS e SÃO PAULO. A Tabela 16 evidencia os perfis de persistência em relação a MINAS GERAIS e a Tabela 17, os perfis de persistência em relação a SÃO PAULO. As duas Unidades da Federação, MINAS GERAIS e SÃO PAULO, foram escolhidas como base, dadas as razões amplamente discutidas.

Conforme pode ser observado na Tabela 16, que mostra os perfis de persistência, calculados a partir do modelo VEC restrito, diante de um choque em todo o sistema, o qual afetasse o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e as demais Unidades da Federação, SÃO PAULO apresentou, aproximadamente, 71,62% dos ajustamentos já no segundo mês. Da mesma

forma, BAHIA, MATO GROSSO, ESPÍRITO SANTO, CEARÁ e PARANÁ apresentaram, aproximadamente, 69,88%, 57,02%, 53,37%, 53,23% e 51,65%, respectivamente, dos ajustamentos também no segundo mês, e RONDÔNIA, 58,45% dos ajustamentos no terceiro mês, em frente ao choque em todo o sistema que afetou o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e as Unidades da Federação.

Tabela 16 – Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Horizonte	CV1 (CE,MG)	CV2 (BA,MG)	CV3 (MT,MG)	CV4 (RO,MG)	CV5 (ES,MG)	CV6 (PR,MG)	CV7 (SP,MG)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,6722	0,5246	0,6474	0,7175	0,6646	0,6514	0,5035
2	0,4677	0,3012	0,4298	0,5408	0,4663	0,4835	0,2838
3	0,3308	0,1867	0,2893	0,4155	0,3392	0,3955	0,1812
4	0,2354	0,1231	0,1964	0,3199	0,2514	0,3436	0,1284
5	0,1678	0,0858	0,1341	0,2447	0,1876	0,3083	0,0972
6	0,1201	0,0631	0,0923	0,1853	0,1398	0,2806	0,0758
7	0,0866	0,0492	0,0644	0,1388	0,1036	0,2561	0,0596
8	0,0635	0,0406	0,0459	0,1027	0,0763	0,2328	0,0467
9	0,0478	0,0351	0,0337	0,0752	0,0560	0,2100	0,0361
10	0,0371	0,0314	0,0256	0,0545	0,0411	0,1874	0,0276
11	0,0299	0,0286	0,0203	0,0393	0,0303	0,1652	0,0208
12	0,0249	0,0262	0,0166	0,0282	0,0226	0,1437	0,0154
13	0,0214	0,0239	0,0139	0,0202	0,0172	0,1234	0,0113
14	0,0187	0,0217	0,0119	0,0146	0,0134	0,1045	0,0082
15	0,0166	0,0194	0,0103	0,0107	0,0108	0,0873	0,0059
16	0,0147	0,0171	0,0088	0,0079	0,0089	0,0719	0,0042
17	0,0130	0,0149	0,0076	0,0060	0,0075	0,0585	0,0030
18	0,0114	0,0128	0,0064	0,0047	0,0064	0,0469	0,0021
19	0,0100	0,0108	0,0054	0,0038	0,0055	0,0372	0,0016
20	0,0086	0,0090	0,0045	0,0031	0,0048	0,0290	0,0012
21	0,0073	0,0073	0,0036	0,0026	0,0041	0,0224	0,0009
22	0,0061	0,0059	0,0029	0,0022	0,0036	0,0171	0,0007
23	0,0051	0,0047	0,0023	0,0019	0,0030	0,0128	0,0006
24	0,0041	0,0037	0,0018	0,0016	0,0026	0,0095	0,0005

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Microfit.

Considerando agora os perfis de persistência calculados a partir do modelo VEC restrito (Tabela 17), em frente a um choque em todo o sistema que afetasse o equilíbrio de longo prazo entre SÃO PAULO e as demais Unidades da Federação, MINAS GERAIS apresentou, aproximadamente, 71,62% dos ajustamentos já no segundo mês. Da mesma forma, BAHIA, ESPÍRITO SANTO, MATO GROSSO e CEARÁ apresentaram, aproximadamente, 67,49%, 60,31%, 58,00% e 52,99%, respectivamente, dos ajustamentos também no segundo mês; RONDÔNIA, 60,87% no terceiro mês; e PARANÁ, 50,59% no sexto mês, em frente a um choque que afetou o equilíbrio de todo sistema, no longo prazo, entre SÃO PAULO e estas Unidades da Federação.

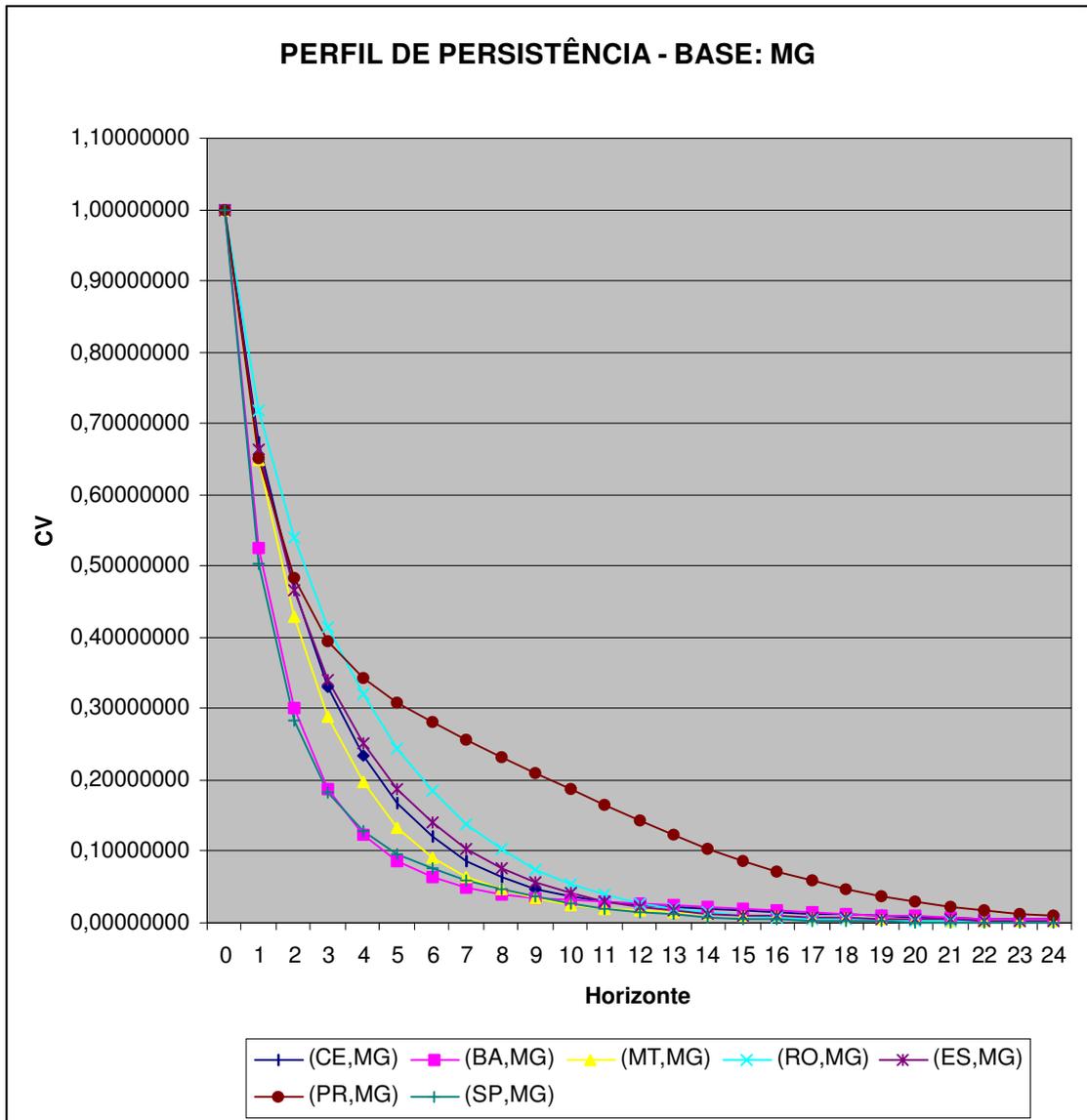
As Figuras 3 e 4 exibem os gráficos dos perfis de persistência referentes às Tabelas 16 e 17 e permitem melhor visualização das reações a um choque em todo o sistema que afetasse o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e as demais Unidades da Federação (Figura 3) e entre SÃO PAULO e as demais Unidades da Federação (Figura 4).

Os ajustamentos exibidos nas Tabelas 16 e 17 e Figuras 3 e 4 podem ser resumidos numa medida única que representa o grau de integração entre os mercados, em relação a um deles. Essa medida pode ser definida como o tempo necessário para que ocorressem 50% dos ajustamentos entre cada Unidade da Federação e o respectivo mercado que serviu de base. No caso deste estudo, conforme já explicitado, MINAS GERAIS e SÃO PAULO foram escolhidos como base. No primeiro caso, com relação a MINAS GERAIS, os resultados estão evidenciados na Tabela 18 e com relação a SÃO PAULO, na Tabela 19.

Tabela 17 – Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Horizon	CV1 (CE,SP)	CV2 (BA,SP)	CV3 (MT,SP)	CV4 (RO,SP)	CV5 (ES,SP)	CV6 (PR,SP)	CV7 (MG,SP)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,6847	0,5509	0,6362	0,7313	0,6109	0,8405	0,5035
2	0,4701	0,3251	0,4200	0,5357	0,3969	0,7339	0,2838
3	0,3239	0,2069	0,2840	0,3913	0,2687	0,6570	0,1812
4	0,2249	0,1432	0,1956	0,2841	0,1868	0,5961	0,1284
5	0,1585	0,1082	0,1375	0,2050	0,1324	0,5434	0,0972
6	0,1145	0,0884	0,0990	0,1468	0,0955	0,4941	0,0758
7	0,0855	0,0766	0,0733	0,1045	0,0701	0,4463	0,0596
8	0,0665	0,0688	0,0561	0,0740	0,0525	0,3991	0,0467
9	0,0540	0,0628	0,0443	0,0523	0,0403	0,3527	0,0361
10	0,0455	0,0575	0,0360	0,0369	0,0318	0,3077	0,0276
11	0,0394	0,0523	0,0298	0,0261	0,0258	0,2648	0,0208
12	0,0347	0,0471	0,0250	0,0187	0,0214	0,2248	0,0154
13	0,0308	0,0418	0,0211	0,0135	0,0181	0,1881	0,0113
14	0,0273	0,0365	0,0178	0,0100	0,0155	0,1553	0,0082
15	0,0241	0,0314	0,0149	0,0076	0,0133	0,1265	0,0059
16	0,0211	0,0266	0,0124	0,0059	0,0115	0,1017	0,0042
17	0,0183	0,0222	0,0102	0,0047	0,0099	0,0806	0,0030
18	0,0156	0,0183	0,0083	0,0038	0,0084	0,0631	0,0021
19	0,0132	0,0148	0,0067	0,0032	0,0071	0,0487	0,0016
20	0,0110	0,0118	0,0053	0,0026	0,0060	0,0372	0,0012
21	0,0091	0,0093	0,0041	0,0022	0,0050	0,0280	0,0009
22	0,0074	0,0072	0,0032	0,0019	0,0041	0,0208	0,0007
23	0,0059	0,0055	0,0024	0,0016	0,0033	0,0153	0,0006
24	0,0047	0,0042	0,0018	0,0013	0,0026	0,0111	0,0005

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Microfit.



Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Figura 3 – Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004.

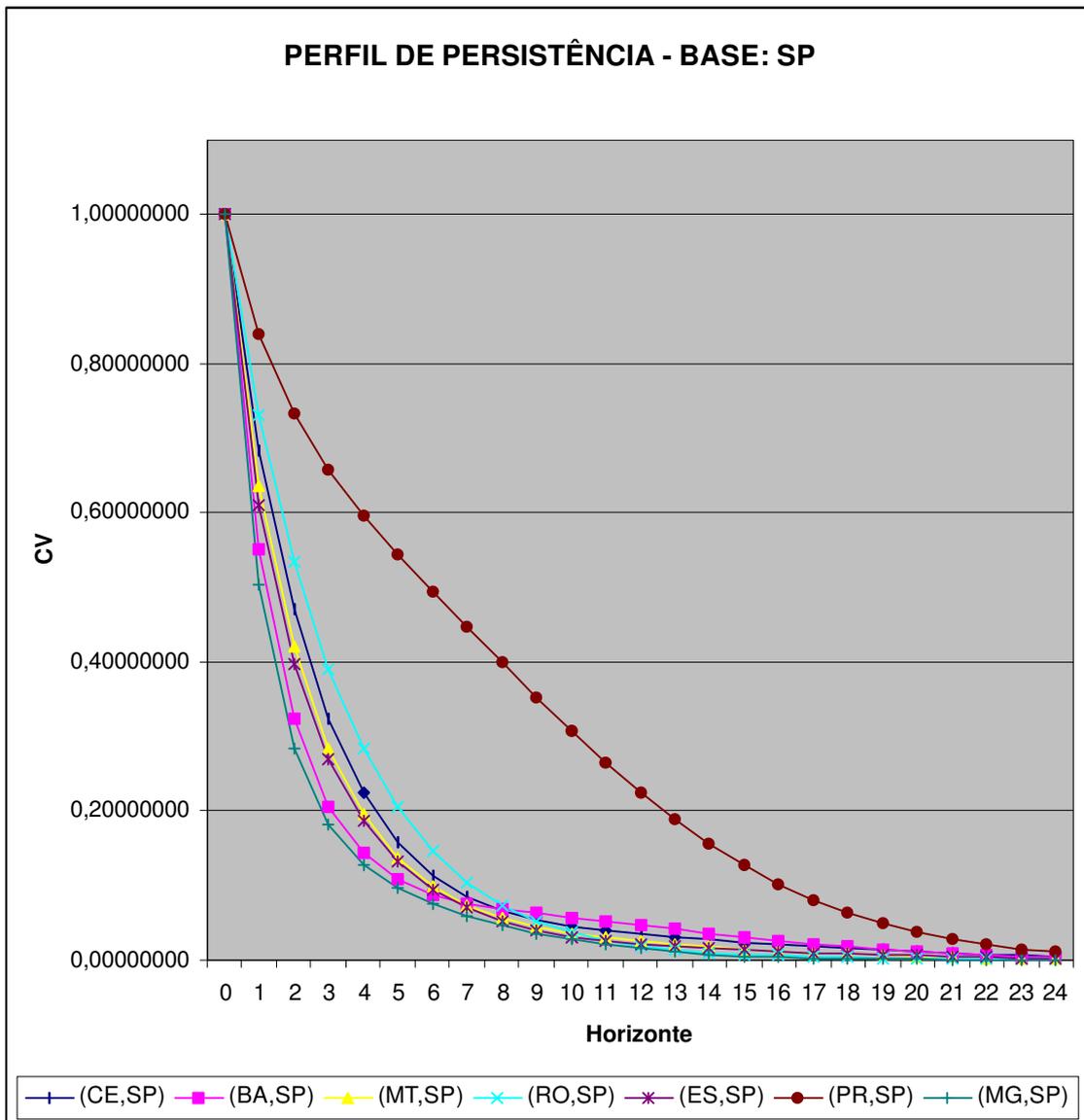


Figura 4 – Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004.

Tabela 18 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
SÃO PAULO	1,0159
BAHIA	1,1103
MATO GROSSO	1,6774
ESPÍRITO SANTO	1,8304
CEARÁ	1,8423
PARANÁ	1,9020
RONDÔNIA	2,3260

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 19 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
MINAS GERAIS	1,0159
BAHIA	1,2256
ESPÍRITO SANTO	1,5184
MATO GROSSO	1,6302
CEARÁ	1,8608
RONDÔNIA	2,2477
PARANÁ	5,8819

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

É interessante notar que MINAS GERAIS e SÃO PAULO reagiram, rapidamente (no segundo mês subsequente), a um choque em todo o sistema, o qual pudesse afetar o equilíbrio de longo prazo entre eles. Conforme Tabela 18, BAHIA, MATO GROSSO, ESPÍRITO SANTO, CEARÁ e PARANÁ também reagiram rapidamente no segundo mês subsequente a um choque em todo o sistema, tendo por base MINAS GERAIS. Só RONDÔNIA reagiu no terceiro mês subsequente, tendo por base MINAS GERAIS. Considerando SÃO PAULO por base (Tabela 19), quando um choque afetou todo o sistema, BAHIA, ESPÍRITO SANTO, MATO GROSSO e CEARÁ também reagiram no segundo mês, RONDÔNIA, no terceiro mês, e PARANÁ, no sexto mês.

Verifica-se, por um lado, que BAHIA, CEARÁ e PARANÁ reagiram mais rapidamente a um choque que tinha por base MINAS GERAIS, do que a um choque que tinha por base SÃO PAULO. Por outro, constata-se que ESPÍRITO SANTO, MATO GROSSO e RONDÔNIA reagiram mais rapidamente a um choque que tinha por base SÃO PAULO, do que a um choque que tinha por base MINAS GERAIS. Exceto no caso do PARANÁ, cuja diferença foi discrepante (de 1,9020, tendo por base MINAS GERAIS, de 5,8819, tendo por base SÃO PAULO), as demais Unidades da Federação consideradas não apresentaram diferença muito grande, tendo a maior ocorrida no ESPÍRITO SANTO, aproximadamente 0,32, o que leva a crer que tanto MINAS GERAIS quanto SÃO PAULO foram as principais Unidades da Federação que influenciaram as demais Unidades da Federação. Além disso, a proximidade das Unidades da Federação do PARANÁ, ESPÍRITO SANTO, BAHIA e MATO GROSSO das Unidades da Federação de SÃO PAULO e MINAS GERAIS corroboram a veracidade da hipótese acima. Vale lembrar que RONDÔNIA encontra-se próximo ao MATO GROSSO e o CEARÁ, próximo à BAHIA. É interessante notar, também, que um fato que corrobora a tese acima diz respeito à divisão geográfica por Unidades da Federação, a qual talvez não seja a mais adequada para se analisar o grau de integração do mercado brasileiro de café, pois MINAS GERAIS, SÃO PAULO, PARANÁ, MATO GROSSO e BAHIA são grandes produtores de *café arábica* e RONDÔNIA e ESPÍRITO

SANTO, principais produtores de *café robusta*. O Brasil produziu, na safra 2003/2004, cerca de 69,67% de *café arábica* e 30,33% de *café robusta* (COFFEE BUSINESS, 2004); portanto, é natural que o *café arábica* tenha peso (uma influência) maior que o *robusta*. Assim, parece lógico o fato de MINAS GERAIS e SÃO PAULO terem influenciado o preço do café no Brasil, em relação às demais Unidades da Federação. Talvez em estudo futuro, as unidades de MINAS GERAIS e SÃO PAULO possam ser consideradas um “mega-mercado” que influencia todas as demais regiões, pelos motivos já discutidos.

Conforme Tabelas 18 e 19, verifica-se que MINAS GERAIS e SÃO PAULO tiveram o maior grau de integração, razão por que essas Unidades se influenciam mutuamente e influenciam as demais, o que corrobora a hipótese acima.

Vale lembrar, também, que a cultura do café exige, cada vez mais, gestão profissional, por estar cada vez mais competitiva. Esses fatores, aliados a outros como busca por qualidade no café, globalização, fim do Acordo Internacional do Café, tornam necessária a busca de proteção contra o risco na variação do preço de café por parte dos *players* que atuam nesse mercado. Corrobora a tese acima o fato de a BM&F localizar-se em SÃO PAULO, a qual funciona como divulgadora de preços dos contratos futuros de café; de haver transparência na fixação de preços e na centralização da comercialização de seus instrumentos derivativos – que viabilizam proteção contra o risco de preço por parte dos *hedgers* (aqueles que fazem o *hedge* – a proteção); e de MINAS GERAIS ser a Unidade da Federação maior produtora de café e, portanto, ter *players* que buscam proteção contra risco de preço, os quais ficam atentos aos preços dos contratos futuros na BM&F.

A Unidade da Federação do ESPÍRITO SANTO, maior produtora de *café robusta* do Brasil, reagiu mais rapidamente quando tinha SÃO PAULO por base do que MINAS GERAIS. Tal fato sugere que ESPÍRITO SANTO obedecia mais às informações provenientes de SÃO PAULO, onde as informações sobre preços se transmitam mais rapidamente desta para as demais Unidades da Federação pertencentes ao mercado delimitado no item 4.3., deste estudo, do que

de MINAS GERAIS. Corrobora tal fato o item 4.4., conforme Tabela 12, que evidencia que MINAS GERAIS e ESPÍRITO SANTO não participavam da dinâmica de ajustamento de curto prazo e o ESPÍRITO SANTO respondia, rapidamente, a desequilíbrios em SÃO PAULO em relação a MINAS GERAIS – Tabela 11 – ou de MINAS GERAIS em relação a SÃO PAULO – Tabela 14.

É interessante notar também que o CEARÁ reagia mais rapidamente que o PARANÁ a um choque que tinha por base tanto MINAS GERAIS quanto SÃO PAULO. No entanto, quando se toma MINAS GERAIS por base, o PARANÁ reagia mais rapidamente – no segundo mês – do que tendo por base SÃO PAULO – no sexto mês. Esse fato é surpreendente, visto que se esperava que o CEARÁ reagisse às Unidades da Federação menos distantes, ou seja, reagisse mais lentamente a MINAS GERAIS e, ou, a SÃO PAULO, do que ao PARANÁ.

Novamente, talvez o fato de MINAS GERAIS estar bastante integrada a SÃO PAULO reforce a sugestão de que estas Unidades da Federação possam ser consideradas área única – um “mega-mercado” –, conforme já sugerido por NOGUEIRA (2002). É natural, portanto, que MINAS GERAIS se ajuste mais rapidamente ao choque que as demais Unidades da Federação, o que sugere que seus *players* fiquem atentos às variações de preços, principalmente as ocorridas em SÃO PAULO. Da mesma forma, é natural também que os demais *players* do mercado brasileiro de café fiquem atentos às informações sobre MINAS GERAIS e SÃO PAULO, visto que a BM&F parece funcionar como divulgadora de preços para o mercado brasileiro de café.

Com relação à quarta hipótese deste estudo, ou seja, de que o grau de integração do mercado brasileiro de café seja maior nas Unidades da Federação próximas a MINAS GERAIS, menor nas Unidades da Federação mais distantes (BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA) e menor nas Unidades da Federação que produzem *café robusta* – ESPÍRITO SANTO - cujo tipo de café é diferente do tipo de café mais produzido no Brasil (*café tipo arábica*), esta não foi totalmente verificada, pois, como se pode observar nas Tabelas 18 e 19, o PARANÁ, uma das principais Unidades da Federação produtoras de *café arábica*, ficou atrás do ESPÍRITO SANTO (Tabela 18) e do ESPÍRITO SANTO e RONDÔNIA (Tabela

19). A segunda parte desta quarta hipótese, de que o grau de integração nas Unidades da Federação mais distantes (BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA) é menor, não foi totalmente verificada, pois a BAHIA figurou em segundo lugar nas Tabelas 18 e 19, enquanto o CEARÁ, em quinto lugar, nas mesmas tabelas, e RONDÔNIA, em último lugar, na Tabela 18, e em penúltimo, na Tabela 19. Talvez o correto seja não considerar a BAHIA como um mercado distante, o que levaria a uma confirmação da segunda parte desta quarta hipótese.

Uma última questão analisada, apesar de não constar das hipóteses deste estudo, diz respeito ao grau de integração antes e após o fim do Acordo Internacional do Café (AIC). No início da década de 90, o Brasil iniciava uma série de mudanças estruturais, com a desregulamentação da economia e a abertura comercial. Nesse novo cenário, o referido acordo foi rompido em início de 1990, com extinção do IBC (Instituto Brasileiro do Café), em março de 1990, conforme relatado no capítulo 2.

A questão que se verifica aqui diz respeito à possível alteração do grau de integração no mercado brasileiro de café após o rompimento do AIC. Para isso, calcularam-se os perfis de persistência antes e depois do acordo, mais especificamente de janeiro de 1979 a fevereiro de 1990 – antes do rompimento do acordo –, e de março de 1990 a fevereiro de 2004 – após o rompimento do acordo.

Nas Tabelas 20 e 21 estão listados os resultados do cálculo dos perfis de persistência antes do rompimento do acordo, tendo por base MINAS GERAIS e SÃO PAULO, respectivamente. Nas Tabelas 22 e 23 estão os mesmos resultados após o rompimento do AIC, para as mesmas bases.

Tabela 20 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1979 a fevereiro de 1990 – antes do rompimento do acordo (AIC)

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
CEARÁ	0,6409
BAHIA	4,2925
ESPÍRITO SANTO	5,2063
RONDÔNIA	6,4190
SÃO PAULO	6,7247
PARANÁ	6,7730
MATO GROSSO	15,4336

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 21 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – janeiro de 1979 a fevereiro de 1990 – antes do rompimento do acordo (AIC)

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
CEARÁ	0,6362
BAHIA	1,7796
ESPÍRITO SANTO	1,8476
RONDÔNIA	5,5925
PARANÁ	5,7962
MINAS GERAIS	6,7247
MATO GROSSO	15,0838

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 22 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – março de 1990 a fevereiro de 2004 – após do rompimento do acordo (AIC)

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
MATO GROSSO	0,6850
BAHIA	0,9297
SÃO PAULO	0,9627
CEARÁ	1,4150
PARANÁ	1,4973
ESPÍRITO SANTO	1,7129
RONDÔNIA	3,6242

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 23 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de SÃO PAULO – março de 1990 a fevereiro de 2004 – após do rompimento do acordo (AIC)

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
MATO GROSSO	0,7607
BAHIA	0,8653
MINAS GERAIS	0,9627
CEARÁ	1,6168
PARANÁ	1,8982
ESPÍRITO SANTO	2,1834
RONDÔNIA	3,3289

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Conforme se pode observar nas Tabelas 20, 21, 22 e 23, os graus de integração calculados pelos perfis de persistência demonstram, tendo por base tanto MINAS GERAIS quanto SÃO PAULO, que maior rapidez nos ajustamentos após o rompimento do acordo levou ao maior grau de integração. É interessante o caso do ESPÍRITO SANTO e de RONDÔNIA, que produzem *café robusta* e ficaram mais integrados antes do rompimento do acordo, ficando à frente, inclusive, de SÃO PAULO (ou MINAS GERAIS – dependendo da base), PARANÁ e MATO GROSSO, mas passaram para o último lugar após o rompimento do Acordo Internacional do Café (AIC), apesar de terem melhorado a velocidade dos ajustamentos. Assim, após o rompimento do AIC, BAHIA, SÃO PAULO (ou MINAS GERAIS, dependendo da base) e PARANÁ, que são as principais regiões produtoras de *café arábica*, tornaram-se mais integradas, o que sugere que, após o rompimento do AIC, o menor intervencionismo no mercado, aliado aos desenvolvimentos na área de tecnologia de informação ocorridos no mesmo período, os quais facilitam o acesso a informações de preços, possibilitou maior grau de integração entre as diversas regiões que compõem o mercado brasileiro de café.

4.6. Grau de integração entre o mercado interno e o mercado externo de café

No cálculo do grau de integração entre o mercado interno de café e o mercado externo de café utilizaram-se, para o mercado interno, as séries mensais logaritmizadas de MINAS GERAIS (*café arábica*), SÃO PAULO (*café arábica*), ESPÍRITO SANTO (*café robusta*) e, para o mercado externo, como *proxy*, os contratos futuros de café das Bolsas de Futuros NYBOT – New York Board of Trade – (*café arábica*), e LIFFE – London International Financial Futures and Options Exchange – (*café robusta*), considerando os dados de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004. Vale salientar que, para os contratos futuros de *café arábica*, considerou-se, para efeito da série mensal que foi construída, a média mensal das quartas-feiras dos contratos futuros de café (*café arábica*), primeiro vencimento (vencimento mais recente). Da mesma forma, com os dados da LIFFE,

fornecidos pelo Departamento de Mercados Agrícolas da BM&F, elaborou-se a série mensal, considerando a média mensal das quartas-feiras dos contratos futuros de café (*café robusta*), primeiro vencimento (vencimento mais recente) do último pregão do mês.

As séries de MINAS GERAIS, SÃO PAULO e ESPÍRITO SANTO, para o mercado interno, foram escolhidas por serem as Unidades da Federação mais representativas do mercado interno de *café arábica* (MINAS GERAIS - maior produtor nacional de *café arábica* – e SÃO PAULO – onde se localiza a BM&F e a Unidade da Federação mais desenvolvida economicamente do Brasil – o que sugere um "mega-mercado") e *café robusta* (ESPÍRITO SANTO – maior produtor nacional de *café robusta*). Já as séries da NYBOT e LIFFE foram escolhidas por serem das principais bolsas mundiais, que comercializam, respectivamente, contratos futuros de *café arábica* e *robusta*, dada a ampla divulgação dos dados de preço promovida por ambas as bolsas.

4.6.1. Teste de raiz unitária para integração de mercados internos e externos de café

Tendo em vista que o período das séries, neste estudo, é diferente do utilizado no item 4.2, procedeu-se, novamente, ao Teste de Raiz Unitária, com o objetivo de verificar se as séries para este estudo (período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004) são estacionárias.

Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que foi estimado para o caso das séries com intercepto na equação de teste, utilizando as defasagens (“lags”) de, no máximo, 24 períodos. Nessas estimativas consideraram-se as séries mensais logaritmizadas do ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, SÃO PAULO, NYBOT e LIFFE.

Verificou-se, no caso, que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária, conforme Tabela 24, não foi rejeitada. Portanto, essas séries são não-estacionárias em nível, a 1% de significância.

Tabela 24 – Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – em nível – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Série	Resultado		
	Defasagens	Estatística t	Probabilidade
<i>LNES</i>	0	-1,16	0,686
<i>LNMG</i>	1	-1,29	0,630
<i>LNSP</i>	1	-1,32	0,614
<i>LNNYBOT</i>	0	-1,35	0,602
<i>LNLIFFE</i>	0	-1,37	0,592

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos (MacKinnon – 1996) para 0 e 1 defasagem ("lags"): 1%(*): -3,49/-3,49; 5%(**): -2,88/-2,88; e 10%(***): -2,58/-2,58.

Procedeu-se, em seguida, ao Teste de Raiz Unitária, para as mesmas séries, em primeira diferença. Nesse caso, verificou-se que a hipótese nula de que as séries têm raiz unitária, em primeira diferença, foi rejeitada, ou seja, essas séries são estacionárias em primeira diferença, a 1% de significância. Tal fato está evidenciado na Tabela 25.

Portanto, pelos resultados das Tabelas 24 e 25, verifica-se que as séries mensais logaritmizadas do ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, SÃO PAULO, NYBOT e LIFFE, no período de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004, são não-estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem 1,I(1).

Tabela 25 – Teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado para as séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – em primeira diferença – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Série	Resultado		
	Defasagens	Estatística t	Probabilidade
<i>LNES</i>	0	-8,84	0,000*
<i>LNMG</i>	0	-7,90	0,000*
<i>LNSP</i>	0	-7,75	0,000*
<i>LNNYBOT</i>	0	-9,47	0,000*
<i>LNLIFFE</i>	0	-8,86	0,000*

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos (MacKinnon – 1996) para 0 e 1 defasagem ("lags"): 1%(*): -3,49; 5%(**): -2,88; 10%(***): -2,58.

4.6.2. Teste de co-integração (teste de Johansen) e extensão do mercado de café (interno e externo)

Neste item, procedeu-se conforme explicitado e executado no item 4.3. O objetivo é verificar se as séries NYBOT, LIFFE, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO pertencem ao mesmo mercado, ou seja, se compartilham apenas um fator comum de integração. Como no item 4.5, em que se analisou o grau de integração das Unidades da Federação que pertencem ao mesmo mercado, aqui também foi verificada a extensão do mercado, ou seja, se NYBOT e LIFFE pertencem ao mercado de ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO, para que se pudesse proceder, adequadamente, à análise do grau de integração entre os mercados interno e externo de café.

O procedimento operacional, conforme explicitado e executado no item 4.3, foi iniciado com as séries mensais logaritmizadas da NYBOT e LIFFE. Optou-se por iniciar por essas séries devido ao fato de elas serem principais

bolsas mundiais que comercializam contratos futuros de *cafés arábica e robusta* e por serem representativas (*proxy*) do mercado externo, dada a ampla divulgação dos dados de preço de café promovida por ambas as bolsas. Constatou-se que estas são co-integradas e que há apenas relação de co-integração entre elas.

Em seguida, acrescentaram-se as séries restantes, uma por vez, conforme a seguinte ordem: MINAS GERAIS, SÃO PAULO e ESPÍRITO SANTO. Constatou-se, então, que a extensão do mercado ocorreu entre todas as séries deste estudo, ou seja, entre NYBOT, LIFFE, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO. A Tabela 26 evidencia tal fato. Vale lembrar que, para conseguir quatro relações de co-integração, conforme exigido pelo modelo analítico, a fim de que todas as séries pertencessem ao mesmo mercado (compartilhassem o mesmo fator comum de integração), foram necessárias oito defasagens (“lags”), o que também está evidenciado na Tabela 26.

Tabela 26 – Teste de Johansen para séries mensais logaritmizadas de preços recebidos de café no mercado interno – ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO – e no mercado externo – NYBOT e LIFFE – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – base: MINAS GERAIS

Séries relacionadas ¹²	Defasagens nas variáveis	Estatística do traço
<i>LNES, LNSP, LNLIFFE, LNNYBOT, LNMG</i>	8	Nenhuma: 140,61* 1 eq. co-int.: 89,09* 2 eq. co-int.: 52,20* 3 eq. co-int.: 25,75** 4 eq. co-int.: 10,24

Fonte: Estimativas do autor por meio do software Eviews.

Valores críticos: 1%(*): 96,58 / 70,05 / 48,45 / 30,45 / 16,26; 5%(**): 87,31 / 62,99 / 42,44 / 25,32 / 12,25.

¹² Modelo de Equação de Co-integração e Especificação do VAR: (d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR.

As quatro relações (vetores) de co-integração, conforme teste de co-integração (Tabela 26), normalizadas em relação a MINAS GERAIS, são dadas por:

$$(a) \text{ LNES} = 1,057136 * \text{LNMG} - 0,001802 * t;$$

$$(b) \text{ LNSP} = 1,334085 * \text{LNMG} + 0,002347 * t;$$

$$(c) \text{ LNLIFFE} = 0,772682 * \text{LNMG} - 0,005762 * t;$$

$$(d) \text{ LNNYBOT} = 1,101381 * \text{LNMG} + 0,002882 * t.$$

Conclui-se, então, que NYBOT, LIFFE, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO são co-integradas e possuem quatro relações de co-integração, que são as relações de equilíbrio de longo prazo, sendo três estatisticamente significativas a 1% de significância e uma estatisticamente significativa a 5% de significância, ou seja, NYBOT, LIFFE, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO são co-integradas e compartilham apenas um fator de integração comum.

É importante lembrar que os recentes desenvolvimentos tecnológicos das áreas de telecomunicações, informática, “internet”, videoconferências, entre outros, permitiram expressivo avanço na divulgação de informações (principalmente sobre preços) entre os diversos *players* do mercado de café. Tal avanço sugere maior integração do mercado de café, tanto nacionalmente quanto internacionalmente, e corrobora para justificar a utilização das séries (média mensal das quartas-feiras dos contratos futuros - primeiro vencimento, ou seja, vencimento mais recente), da NYBOT (*café arábica*) e da LIFFE (*café robusta*), como *proxys* do mercado externo.

4.6.3. Grau de integração do mercado de café (interno e externo)

Explicitado anteriormente o que é grau de integração, procede-se, então, aos cálculos dos perfis de persistência (*persistence profiles*), considerando a extensão do mercado, definida em 4.6.2. – ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO, MINAS GERAIS, LIFFE e NYBOT, e oito defasagens (“lags”), conforme evidenciado na Tabela 26, tendo como base MINAS GERAIS (*café arábica*) e

ESPÍRITO SANTO (*café robusta*). A Tabela 27 evidencia os perfis de persistência em relação a MINAS GERAIS, enquanto a Tabela 28, em relação ao ESPÍRITO SANTO¹³. As duas Unidades da Federação, MINAS GERAIS e ESPÍRITO SANTO, foram escolhidas por serem as principais produtoras, respectivamente, de *café arábica* e *café robusta*.

É importante salientar que o que se quer verificar neste estudo é se o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e o mercado externo é maior que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café robusta* e este mesmo mercado externo. Portanto, na Tabela 27, diante de um choque em todo o sistema, o qual pudesse afetar o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e os demais participantes do mercado, SÃO PAULO e NYBOT apresentaram 83,24% e 62,13%, respectivamente, dos ajustamentos no primeiro mês, enquanto ESPÍRITO SANTO e LIFFE, 62,62% e 58,89% no segundo mês. É interessante notar que SÃO PAULO, a Unidade da Federação mais próxima de MINAS GERAIS e que com esta sugere formar um mercado único de *café arábica* (conforme sugerido no item 4.5), e a NYBOT, utilizada como *proxy* do mercado externo de *café arábica*, reagiram mais rapidamente a um choque em todo o sistema, o qual pudesse afetar o equilíbrio de longo prazo, tendo por base MINAS GERAIS, do que ESPÍRITO SANTO, maior produtor nacional de *café robusta*, e LIFFE, utilizada como *proxy* para o mercado externo de *café robusta*.

¹³ Para melhor visualização das reações a um choque em todo o sistema que afetasse o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e os demais participantes do mercado, pode-se observar, também, a Figura 1A (Apêndice). Da mesma forma, para melhor visualização do ESPÍRITO SANTO e dos demais participantes do mercado, pode-se observar a Figura 2A (Apêndice).

Tabela 27 – Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – mercado interno (ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO e MINAS GERAIS) e mercado externo (LIFFE e NYBOT)

Horizon	CV1 (ES,MG)	CV2 (SP,MG)	CV3 (LIFFE,MG)	CV4 (NYBOT,MG)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,5732	0,1676	0,7803	0,3787
2	0,3738	0,1952	0,4111	0,4863
3	0,4428	0,1859	0,6311	0,5551
4	0,3470	0,0302	0,5811	0,2340
5	0,2426	0,0970	0,2926	0,1884
6	0,2684	0,1314	0,1521	0,2587
7	0,1159	0,0073	0,2343	0,1357
8	0,1088	0,0331	0,3759	0,2503
9	0,1504	0,0652	0,5572	0,1341
10	0,2054	0,0438	0,5084	0,1845
11	0,3205	0,0987	0,4935	0,2787
12	0,3401	0,0964	0,4999	0,1269
13	0,2515	0,0789	0,5493	0,0542
14	0,2868	0,0638	0,4315	0,0505
15	0,2840	0,0526	0,2931	0,0127
16	0,2742	0,0512	0,2452	0,0171
17	0,2968	0,0554	0,2465	0,0115
18	0,2932	0,0791	0,2573	0,0203
19	0,2473	0,0794	0,2232	0,0388
20	0,2319	0,0771	0,1848	0,0268
21	0,2134	0,0871	0,1689	0,0192
22	0,2053	0,0649	0,1546	0,0171
23	0,1799	0,0596	0,1606	0,0059
24	0,1458	0,0518	0,1806	0,0054

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Considerando, agora, a Tabela 28, verifica-se que MINAS GERAIS, SÃO PAULO e LIFFE apresentaram 62,62%, 52,51% e 56,78% dos ajustamentos, respectivamente, no segundo mês, enquanto a NYBOT, 60,75% no quarto mês. É interessante notar que os representantes do mercado interno de *café arábica* – MINAS GERAIS e SÃO PAULO – reagiram tão rapidamente quanto o representante do mercado externo de *café robusta* – LIFFE, todos no segundo mês. No entanto, a NYBOT, representante do mercado externo de *café arábica*, reagiu no quarto mês, ou seja, bem depois de um choque em todo o sistema, tendo por base o ESPÍRITO SANTO.

No caso deste estudo, conforme já explicitado anteriormente, foram escolhidas as Unidades da Federação de MINAS GERAIS (*café arábica*) e ESPÍRITO SANTO (*café robusta*) como base. No primeiro caso, o resultado estimado dos perfis de persistência encontra-se evidenciado na Tabela 29 e no segundo, na Tabela 30.

É interessante notar que SÃO PAULO e NYBOT reagiram, rapidamente (no primeiro mês subsequente), a um choque em todo o sistema, o qual pudesse afetar o equilíbrio de longo prazo entre MINAS GERAIS e os demais participantes do mercado, enquanto SÃO PAULO (mercado interno de *café arábica*) reagiu mais rapidamente que a NYBOT (mercado externo de *café arábica*), o que é economicamente relevante, visto que é natural que regiões mais próximas (representante do mercado interno) reajam mais rapidamente a um choque em todo o sistema do que as mais distantes (representantes do mercado externo). Por serem representantes das regiões produtivas de café robusta, ESPÍRITO SANTO e LIFFE apresentaram grau de integração menor que os dois primeiros.

Tabela 28 – Perfis de persistência de um choque em todo o sistema nas relações de co-integração – restrito – em relação à Unidade da Federação do ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004 – mercado interno (ESPÍRITO SANTO, SÃO PAULO e MINAS GERAIS) e mercado externo (LIFFE e NYBOT)

Horizonte	CV1 (SP,ES)	CV2 (MG,ES)	CV3 (LIFFE,ES)	CV4 (NYBOT,ES)
0	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1	0,5888	0,5732	0,7866	0,7733
2	0,4729	0,3738	0,4322	0,6736
3	0,4503	0,4428	0,6124	0,7994
4	0,2393	0,3470	0,5174	0,3925
5	0,1762	0,2426	0,1972	0,2769
6	0,1906	0,2684	0,0952	0,3458
7	0,1000	0,1159	0,2116	0,2237
8	0,0980	0,1088	0,3211	0,2772
9	0,1147	0,1504	0,4286	0,1747
10	0,1436	0,2054	0,3739	0,2346
11	0,2224	0,3205	0,3505	0,3883
12	0,1715	0,3401	0,3666	0,2766
13	0,1355	0,2515	0,4048	0,1397
14	0,1433	0,2868	0,3002	0,1945
15	0,1456	0,2840	0,1815	0,1193
16	0,1411	0,2742	0,1454	0,1402
17	0,1452	0,2968	0,1518	0,1613
18	0,1328	0,2932	0,1585	0,1572
19	0,1202	0,2473	0,1307	0,1702
20	0,1048	0,2319	0,1060	0,1587
21	0,0969	0,2134	0,0994	0,1348
22	0,0944	0,2053	0,0940	0,1360
23	0,0759	0,1799	0,1096	0,1036
24	0,0591	0,1458	0,1365	0,0797

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 29 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
SÃO PAULO	0,6007
NYBOT	0,8048
ESPÍRITO SANTO	1,3674
LIFFE	1,7592

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 30 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação do ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
MINAS GERAIS	1,3674
SÃO PAULO	1,7666
LIFFE	1,8088
NYBOT	3,7359

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

O mesmo não ocorreu quando se considerou o equilíbrio entre ESPÍRITO SANTO e demais participantes do mercado. Neste caso, os representantes do mercado interno de *café arábica* tiveram grau de integração maior que os do mercado externo, tanto do mercado externo de *café robusta* quanto do de *café arábica*, o que se deve ao fato de o mercado interno estar mais próximo da região tomada por base – ESPÍRITO SANTO. Em seguida, têm-se a LIFFE, que representa o mercado externo de *café robusta*, e a NYBOT, que representa o mercado externo de *café arábica*, o que se explica pelo fato de a LIFFE representar o mercado externo de mesmo tipo de café (*café robusta*) produzido no ESPÍRITO SANTO e de a NYBOT representar o mercado externo de café (*café arábica*) de tipo diferente do produzido naquela Unidade da Federação tomada por base.

Com vistas em verificar se os resultados acima estariam condizentes para rejeição, ou não, da quinta hipótese deste estudo, ou seja, se o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e os mercados externos é maior do que entre o mercado brasileiro de *café robusta* e os mercados externos, procedeu-se a mais dois cálculos do perfil de persistência: (a) no primeiro, considerou-se a NYBOT como base; e (b) no segundo, considerou-se a LIFFE como base. O objetivo é verificar o comportamento das séries participantes do mercado interno (ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS e SÃO PAULO) em relação aos ajustamentos entre cada Unidade da Federação e o respectivo representante do mercado externo (NYBOT e LIFFE), tomado por base. Os resultados estão listados nas Tabelas 31 e 32.

Tabela 31 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de NYBOT – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
SÃO PAULO	0,7699
MINAS GERAIS	0,8048
LIFFE	1,5895
ESPÍRITO SANTO	3,7359

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Tabela 32 – Estimativa dos perfis de persistência – restrito – em relação à Unidade da Federação de LIFFE – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004

Unidade da Federação	Perfil de persistência (50%)
NYBOT	1,5895
SÃO PAULO	1,6865
MINAS GERAIS	1,7592
ESPÍRITO SANTO	1,8088

Fonte: Estimativas do autor por meio do *software* Microfit.

Conforme Tabelas 31 e 32, é interessante notar que as Unidades da Federação produtoras de *café arábica*, ou seja, os representantes do mercado interno de *café arábica* – MINAS GERAIS e SÃO PAULO – reagem mais rapidamente do que a Unidade da Federação produtora e representante do mercado interno de *café robusta* – ESPÍRITO SANTO – a um choque em todo o sistema, o qual pudesse afetar o equilíbrio de longo prazo entre a NYBOT (e, ou, LIFFE) e os demais participantes do mercado. Dessa forma, os resultados evidenciados nas Tabelas 31 e 32 corroboram a não rejeição da quinta hipótese. Assim, conclui-se que o mercado interno de *café arábica* é mais integrado que o mercado interno de *café robusta* com os mercados externos.

É interessante notar também que, nas Tabelas 31 e 32, o ESPÍRITO SANTO, principal Unidade da Federação produtora de *café robusta* no Brasil, fica atrás da NYBOT (Tabela 31) e da LIFFE (Tabela 32), representantes, respectivamente, dos mercados externos de *arábica* e *robusta*, quando se tem NYBOT e, ou, LIFFE por base. Esses resultados, portanto, sugerem que ESPÍRITO SANTO ocupe a última posição por produzir *café robusta*, cuja qualidade é diferenciada da maioria do produzido e exportado pelo Brasil. Apesar de ser integrado, o ESPÍRITO SANTO é menos integrado ao mercado externo que as Unidades da Federação produtoras de *café arábica*, principal produto produzido e exportado pelo Brasil.

Neste estudo, verifica-se que as reações são melhores (mais rápidas) quando se tem MINAS GERAIS por base. Nesse caso, o tempo de reação foi menor, o que sugere que MINAS GERAIS possa influenciar mais o mercado de café que o ESPÍRITO SANTO, o que decorre do fato de o primeiro ser o maior produtor nacional de *café arábica*, o tipo mais produzido no Brasil, e de o segundo ser maior produtor nacional *café robusta*, tipo diferenciado do mais produzido no Brasil.

Assim, a quinta hipótese deste estudo, de que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *arábica* e os mercados externos é maior que entre o mercado brasileiro de *robusta* e os mercados externos, não é rejeitada. No entanto, deve-se chamar atenção para o fato de que se utilizaram as séries de duas

bolsas como *proxies* para o mercado externo, que se baseiam nas médias mensais das quartas-feiras dos contratos futuros de primeiro vencimento (mais recentes), de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004, ou seja, compreende apenas 10 anos, pouco tempo para se tirar uma conclusão definitiva da hipótese em questão.

Por fim, vale salientar que não foram considerados, neste estudo, os possíveis efeitos da qualidade da bebida de café sobre a integração, bem como tendências atuais de produzir um café especial, tipo **gourmet**, ou café orgânico, livre de agrotóxicos, ou cafés rastreados ou com certificado de origem, cuja origem tenham importância econômica (a procedência pode influir nos preços, devido à qualidade do café produzida naquela região).

5. RESUMO E CONCLUSÕES

A atividade cafeeira foi, no fim do século XIX e início do século XX, a principal atividade exportadora do Brasil, tendo importante peso na pauta das exportações brasileiras. A participação do Brasil na comercialização do café, no início do século XX, chegou a 80%; desde então, vem perdendo mercado, visto que detém, atualmente, 16% a 30% das exportações mundiais do produto. Ao longo desse processo, a comercialização de café, objeto de fortes intervenções governamentais ao longo de quase todo o século XX, experimentou um processo de liberalização, iniciado na década de 90 com a extinção do Instituto Brasileiro do Café e com o fim do Acordo Internacional do café.

Neste início de século XXI, a cultura do café encontra-se distribuída em todas as regiões do país, e os principais produtores são os estados de MINAS GERAIS, SÃO PAULO, PARANÁ, ESPÍRITO SANTO, RIO DE JANEIRO, RONDÔNIA, MATO GROSSO, ACRE e CEARÁ. Destes, ESPÍRITO SANTO e RONDÔNIA se destacam como produtores de *café robusta*, enquanto os demais, de *café arábica*.

Nesse contexto, torna-se relevante conhecer como os vários mercados regionais de café do Brasil se inter-relacionam tanto internamente quanto externamente, ou seja, torna-se relevante estudar a integração do mercado brasileiro de café. A integração espacial de mercado diz respeito ao grau de co-

movimentação dos preços em diferentes locais, medido pela co-relação entre eles, ou seja, a integração espacial de mercado é a medida do grau em que choques de demanda e oferta em uma região são transmitidos a outra (FACKLER e GOODWIN, 2000). Medir a integração de mercado é um dado básico para o entendimento de como um mercado específico trabalha (RAVALLION, 1986). Assim, o conhecimento da forma como os mercados de café estão integrados espacialmente e da extensão do mercado de café, do seu padrão e do grau de integração permite que políticas governamentais para o setor sejam elaboradas e avaliadas com base no entendimento de como os efeitos de tais políticas se difundem e de como os agentes desta cadeia agroindustrial tomam suas decisões, ao conhecer melhor o comportamento dos preços nas regiões produtoras.

Assim, a idéia de eficiência num mercado que envolve várias regiões espacialmente separadas está associada ao grau de integração que há entre os vários mercados. Mercados integrados carregam informações mais precisas, o que favorece a tomada de decisão empresarial e aumenta a renda de produtores rurais, permitindo ainda a especialização e o comércio (aumentando a eficiência da movimentação dos produtos). Adicionalmente, os mercados integrados ajustam-se mais rapidamente a mudanças na economia e transmitem mais amplamente os efeitos de políticas públicas. Portanto, o conhecimento do grau de integração de um mercado e dos fatores que o determinam atende aos interesses dos tomadores de decisão privada e dos formuladores de políticas públicas, já que aumenta a racionalidade nas definições de ações públicas e privadas. Entretanto, apesar da relevância do tema e da importância do mercado brasileiro de café no contexto mundial, há carência de estudos sobre a integração desse mercado, em dimensões relativas a tipo de produto (*café arábica* e *robusta*) e geográfica (regional e internacional). Tais estudos poderiam embasar ações públicas e privadas, com vistas em maximizar a eficiência de tão importante mercado.

Este estudo objetivou analisar a extensão, o padrão e o grau de integração do mercado brasileiro de café, bem como o grau de integração entre o

mercado físico de café no Brasil e os mercados externos. Utilizou-se a teoria da co-integração (teste de Raiz Unitária, teste de Johansen, VEC – Vetor de Correção de Erros – e metodologia de GONZALO e GRANGER, 1995) na análise da extensão e do padrão do mercado brasileiro de café, e empregou-se a metodologia de PESARAN e SHIN (1996) para analisar o grau de integração.

A análise conduzida estabeleceu a seguinte extensão para o mercado brasileiro de café: BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RONDÔNIA e SÃO PAULO. Devido à grande discrepância existente entre as defasagens ("lags"), quando se acrescentaram as séries do RIO DE JANEIRO e ACRE (uma defasagem para as Unidades da Federação acima e de 20 a 23 defasagens, quando se incluíram RIO DE JANEIRO e ACRE), estas foram descartadas, por não pertencerem ao mercado brasileiro de café, apesar de elas serem regiões produtoras.

Os resultados permitem concluir que, apesar de o Brasil produzir e comercializar cafés de tipos diferentes – *café arábica* e *robusta* –, a extensão do mercado brasileiro abrange regiões produtoras de ambos os tipos, ou seja, o mercado continua integrado, apesar de os cafés serem de tipos diferentes.

Os resultados mostram, também, que regiões distantes (BAHIA, CEARÁ e RONDÔNIA) participam do mercado brasileiro de café, apesar de a distância ser um fator que determina o grau de integração. Esse resultado sugere que as distâncias são “encurtadas” devido aos avanços tecnológicos das telecomunicações e da informática (“internet”), ocorridos na década de 90.

Ao se analisar o padrão do mercado brasileiro de café, os resultados obtidos mostram que a estrutura espacial deste mercado não possui nenhuma Unidade da Federação dominante no comportamento do mercado como um todo. O ESPÍRITO SANTO manteve interdependência com o maior número de Unidades da Federação, o que sugere que este estado – maior produtor de *café robusta* do país – siga as regiões produtoras de *café arábica*, principalmente MINAS GERAIS e SÃO PAULO, Unidades da Federação que têm menor interdependência com as demais Unidades da Federação. Com relação à dinâmica de ajustamento no curto prazo, verificou-se que SÃO PAULO lidera as

variações nos preços, o que é economicamente relevante, pois a BM&F, que se localiza neste estado, parece funcionar como uma divulgadora dos preços por meio de seus mercados de derivativos, induzindo os *players* das demais Unidades da Federação a acompanharem e observarem suas cotações. MINAS GERAIS e ESPÍRITO SANTO não participaram da dinâmica de ajustamento no curto prazo.

A análise do padrão do mercado brasileiro de café permitiu verificar que, apesar de ter grande importância no contexto de produção de café no Brasil, MINAS GERAIS não é uma região dominante. Não se conseguiu, portanto, verificar um padrão de mercado dominante/satélite, conforme se supunha.

Na terceira parte deste estudo, procedeu-se ao cálculo do perfil de persistência, tendo por base tanto MINAS GERAIS quanto SÃO PAULO. Como estas unidades são bastante integradas (conforme grau de integração calculado) e próximas uma da outra, esses resultados sugerem que talvez esses mercados possam ser considerados um só, ou seja, pode ser que um choque que afete o preço em uma dessas Unidades da Federação se transmita quase que instantaneamente à outra, devido à proximidade destas, podendo-se, assim, considerá-las um mercado único (um "mega-mercado"). Portanto, um choque (alteração) de preço neste "mega-mercado" se transmitiria às demais Unidades da Federação. Nota-se, portanto, que nem sempre a divisão geográfica das Unidades da Federação é a mais adequada para estudar espacialmente uma cultura, como, por exemplo, o café no Brasil.

A quarta e última parte deste estudo diz respeito ao grau de integração entre o mercado brasileiro de café (mercado interno) e o externo. Na realização deste estudo utilizaram-se, como representantes do mercado interno de *café arábica*, as Unidades da Federação de MINAS GERAIS (maior produtor nacional de *café arábica*), SÃO PAULO (mais desenvolvida economicamente e onde se localiza a BM&F) e ESPÍRITO SANTO (maior produtora nacional de *café robusta*), e, como *proxies* do mercado externo, as séries das bolsas de futuros NYBOT e LIFFE, devido ao fato de as negociações internacionais se balizarem nas cotações dos contratos futuros negociados nessas bolsas. Construíram-se duas séries, uma para NYBOT e outra para LIFFE, com as

médias mensais das quartas-feiras dos contratos futuros de café (*café arábica* para NYBOT e *café robusta* para LIFFE), primeiro vencimento (vencimento mais recente), de janeiro de 1995 a fevereiro de 2004.

Procedeu-se ao cálculo dos perfis de persistência das séries participantes desta fase, tendo por base MINAS GERAIS (*café arábica*) e ESPÍRITO SANTO (*café robusta*). Os resultados indicaram que o mercado externo de *café arábica* (NYBOT) reagia mais rapidamente que o mercado externo de *café robusta* (LIFFE), quanto se tinha MINAS GERAIS por base. No entanto, quando se tinha o ESPÍRITO SANTO por base, o mercado externo de *café robusta* reagia mais rapidamente que o mercado externo de *café arábica*. Tal resultado se justifica pelo fato de o Brasil ser mais importante no mercado internacional de *café arábica*. Quando se toma NYBOT e, ou, LIFFE como base para o cálculo dos perfis de persistência, os representantes do mercado interno de *café arábica* – MINAS GERAIS e SÃO PAULO – reagem mais rapidamente que o mercado interno de *café robusta* – ESPÍRITO SANTO. Este último resultado também leva a concluir que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café arábica* e o mercado externo é maior que o grau de integração entre o mercado brasileiro de *café robusta* e o mercado externo.

Portanto, com relação à Integração Espacial, conclui-se que o mercado brasileiro de café esteja funcionando eficientemente, sendo delimitado, no mercado físico, por BAHIA, CEARÁ, ESPÍRITO SANTO, MINAS GERAIS, MATO GROSSO, PARANÁ, RONDÔNIA e SÃO PAULO, e relaciona-se com o mercado externo. Por tratar-se de um mercado bastante competitivo, tem havido rápida difusão de informações entre os agentes dessa cadeia agroindustrial, tendo o mercado externo (aqui representado pelas séries das bolsas de futuros – NYBOT e LIFFE) grande importância, pois funciona como divulgadores de preços, principalmente por meio das bolsas de futuros, que servem de base para o mercado físico. A presente análise sugere que a integração dos mercados aumentou ainda mais após o fim do Acordo Internacional do Café, ressaltando os benefícios que a desregulamentação do mercado, aliada aos

desenvolvimentos na área de tecnologia de informações, vêm proporcionando ao mercado.

Em estudos futuros sobre Integração Espacial do Mercado Brasileiro de Café, sugere-se a utilização de metodologias como *switching regime models* ou *threshold cointegration* para melhor explicitar como o mercado de café funciona no Brasil. Torna-se interessante, também, estudar a integração do mercado de café em nível mundial, incluindo BRASIL, VIETNÃ, COLÔMBIA, MÉXICO, entre outros. Sugere-se, também, incorporar na análise da integração do mercado brasileiro o fato de o café não ser, necessariamente, uma *commodity*, ou seja, sugere-se que sejam incluídos na análise cafés de qualidade, cafés rastreados, orgânicos, entre outros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGRIANUAL. **Anuário da agricultura brasileira – 2001**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2000. p. 221-243.

AGRIANUAL. **Anuário da agricultura brasileira – 2003**. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2003. p. 249-266.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DOS EXPORTADORES DE CAFÉ – ABECAFÉ. **Estimativa da safra brasileira de café**. Disponível em: <www.abecafe.com.br>. Acesso em: fev. 2001.

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

BARRETT, C.B., LI, J.R. **Distinguishing between equilibrium and integration in markets analysis**. International Agricultural Trade Research Consortium, 1999. Disponível em: <<http://www.umn.edu/iatrc>>. (Working Paper, 8).

COFFEE BUSINESS. **Anuário Estatístico do Café – 2005/2005**. Rio de Janeiro, 2004. 130 p. Disponível em: <<http://www.coffeebusiness.com.br>>.

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

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

ENGLE, R.F., GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econométrica**, v. 55, p. 251-276, 1987.

EViews. **User's guide**. Irvine: QMS, 1997. 656 p. (Versão 3.0).

FACKLER, P.L. Spatial price analysis: a methodological review. In: NCR-134 CONFERENCE "Applied Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management", 1996, Chicago. **Proceedings...** Chicago, Il.: Department of Agricultural Economics, Oklahoma State University, Stillwater, 1996. p. 122-145.

FACKLER, P.L., GOODWIN, B.K. **Spatial price analysis: forthcoming, handbook of agricultural economics**. North-Holland, 2000. p. 1-59.

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

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**, September 2000.

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

GONZALO, J., GRANGER, C.W.J. Estimation of common long-memory components in the cointegrated systems. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 13, n. 1, p. 27-35, 1995.

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

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

GRANGER, C.W.J., NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111-120, 1974.

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

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

HILL, C., GRIFFITHS, W., JUDGE, G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. Rio de Janeiro, 2000. v. 12, n. 12, p. 1-6 e p. 28-29.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Levantamento sistemático da produção agrícola**. Rio de Janeiro: 2003. v. 15, n. 5, p. 1-84.

INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION – ICO. **Total production of exporting members – crop years 1997/98 to 2002/03**. Disponível em: <www.ico.org>. Acesso em: out. 2003.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econométrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in co-integrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University, 1995.

LEITE, C.A.M., SILVA, O. **A demanda de café especiais**. Viçosa: UFV, 2000. (II Encontro de Café com Qualidade).

LEITE, J.L.F. **Brasil: o gigante do café**. Disponível em: www.cafe.com.br/trabalho. Acesso em: fev. 2001.

MARQUES, P.V., MELLO, P.C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações para os mercados brasileiros**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.

MACKINNON, J.G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, p. 601-618, 1996.

NOGUEIRA, F.T.P. **Integração espacial e efetividade do "hedge" no mercado brasileiro de café arábica**. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2001.

OBSERVATÓRIO SOCIAL DO BRASIL – OSOCIAL. **Café: vida, produção e trabalho – agricultores familiares e assalariados rurais**. Florianópolis, 2003. 61 p.

OLIVEIRA, J.T. **História do café no Brasil e no mundo**. Belo Horizonte: Itatiaia, 1993. 440 p.

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

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

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

REVISTA CAFEICULTURA. **Exportações de café arábica, conillon, solúvel e torrado - 2000/2003.** Disponível em: <www.revistacafeicultura.com.br>. Acesso em: out. 2003.

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

SAES, M.S.M., JAYO, M. **Competitividade do sistema agroindustrial do café.** Disponível em: <www.cafe.com.br>. Acesso em: dez. 2000.

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

VASCONCELOS, M.A.S., ALVES, D. **Manual de econometria.** São Paulo: Atlas, 2000. 308 p.

VEGRO, C.L.R., MARTIN, N.B., MORICOCHI, L. Sistemas de produção e competitividade da cafeicultura paulista. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 30, n. 6, jun. 2000.

APÊNDICE

APÊNDICE

Tabela 1A – População estimada de 1987 e 1996, com base no crescimento linear entre 1980 e 1991 e entre 1991 e 2000

Estado	População 1980	População 1991	População 2000	População estimada 1987	População estimada 1996
Rondônia	491.025	1.132.692	1.377.792	899359	1268859
Acre	301.276	417.718	557.226	375375	495222
Amazonas	1.430.528	2.103.243	2.813.085	1858619	2497600
Roraima	79.121	217.583	324.152	167233	276788
Pará	3.403.498	4.950.060	6.189.550	4387674	5638666
Amapá	175.258	289.397	475.843	247892	392978
Tocantins	0	919.863	1.155.913	585367	1051002
Maranhão	3.996.444	4.930.253	5.642.960	4590686	5326201
Piauí	2.139.196	2.582.137	2.841.202	2421068	2726062
Ceará	5.288.429	6.366.647	7.418.476	5974568	6950996
Rio Grande do Norte	1.898.835	2.415.567	2.771.538	2227664	2613329
Paraíba	2.770.346	3.201.114	3.439.344	3044471	3333464
Pernambuco	6.143.503	7.127.855	7.911.937	6769909	7563456
Alagoas	1.982.915	2.514.100	2.819.172	2320942	2683584
Sergipe	1.140.379	1.491.876	1.781.714	1364059	1652897
Bahia	9.455.392	11.867.991	13.066.910	10990682	12534057
Minas Gerais	13.380.105	15.743.152	17.866.402	14883862	16922735
Espírito Santo	2.023.338	2.600.618	3.094.390	2390698	2874936
Rio de Janeiro	11.291.631	12.807.706	14.367.083	12256406	13674027
São Paulo	25.042.074	31.588.925	36.969.476	29208252	34578120
Paraná	7.629.849	8.448.713	9.558.454	8150944	9065236
Santa Catarina	3.628.292	4.541.994	5.349.580	4209739	4990653
Rio Grande do Sul	7.773.849	9.138.670	10.181.749	8642371	9718158
Mato Grosso do Sul	1.369.769	1.780.373	2.074.877	1631062	1943986
Mato Grosso	1.138.918	2.027.231	2.502.260	1704208	2291136
Goiás	3.860.174	4.018.903	4.996.439	3961183	4561979
Distrito Federal	1.176.908	1.601.094	2.043.169	1446845	1846691

Fonte: Censo Demográfico de 1980, 1991 e 2000 – IBGE.

Tabela 2A – Cálculo da média do consumo *per capita* do produto CAFÉ, referente aos anos de 1987 e 1996

Estado	1987	1996
Goiânia – GO	2,482	1,840
Brasília – DF	1,949	2,243
Belém	2,060	2,225
Fortaleza	2,115	1,882
Recife	2,011	2,123
Salvador	2,184	2,161
Belo Horizonte	2,528	2,795
Rio de Janeiro	2,620	2,711
São Paulo	3,022	2,150
Curitiba	3,092	3,720
Porto Alegre	2,372	2,238
Média	2,403	2,372

Fonte: POF – anos 1987 e 1996, Tabela 418 – IBGE.

Tabela 3A – Consumo *per capita* do produto CAFÉ, considerando a média das demais Unidades da Federação não consideradas na Tabela 418, do IBGE (anos 1987 e 1996)

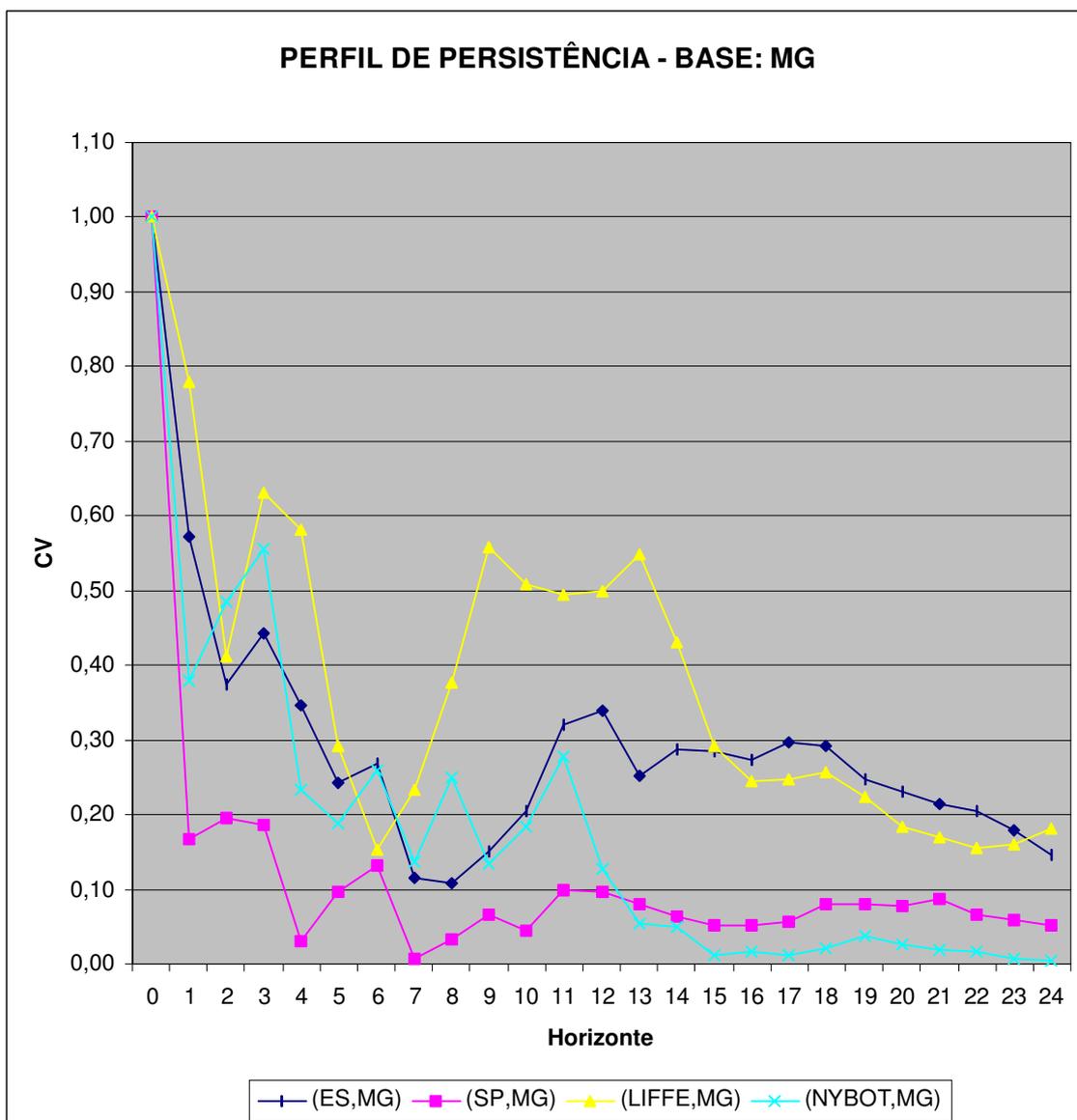
Estado	1987	1996
Rondônia	2,403	2,372
Acre	2,403	2,372
Amazonas	2,403	2,372
Roraima	2,403	2,372
Pará	2,060	2,225
Amapá	2,403	2,372
Tocantins	2,403	2,372
Maranhão	2,403	2,372
Piauí	2,403	2,372
Ceará	2,115	1,882
Rio Grande do Norte	2,403	2,372
Paraíba	2,403	2,372
Pernambuco	2,011	2,123
Alagoas	2,403	2,372
Sergipe	2,403	2,372
Bahia	2,184	2,161
Minas Gerais	2,528	2,795
Espírito Santo	2,403	2,372
Rio de Janeiro	2,620	2,711
São Paulo	3,022	2,150
Paraná	3,092	3,720
Santa Catarina	2,403	2,372
Rio Grande do Sul	2,372	2,238
Mato Grosso do Sul	2,403	2,372
Mato Grosso	2,403	2,372
Goiás	2,482	1,840
Distrito Federal	1,949	2,243

Fonte: POF – anos 1987 e 1996, Tabela 418 – IBGE.

Tabela 4A – Quantidade produzida de CAFÉ (em coco), em toneladas, por Unidade da Federação, nos anos de 1987 e 1996

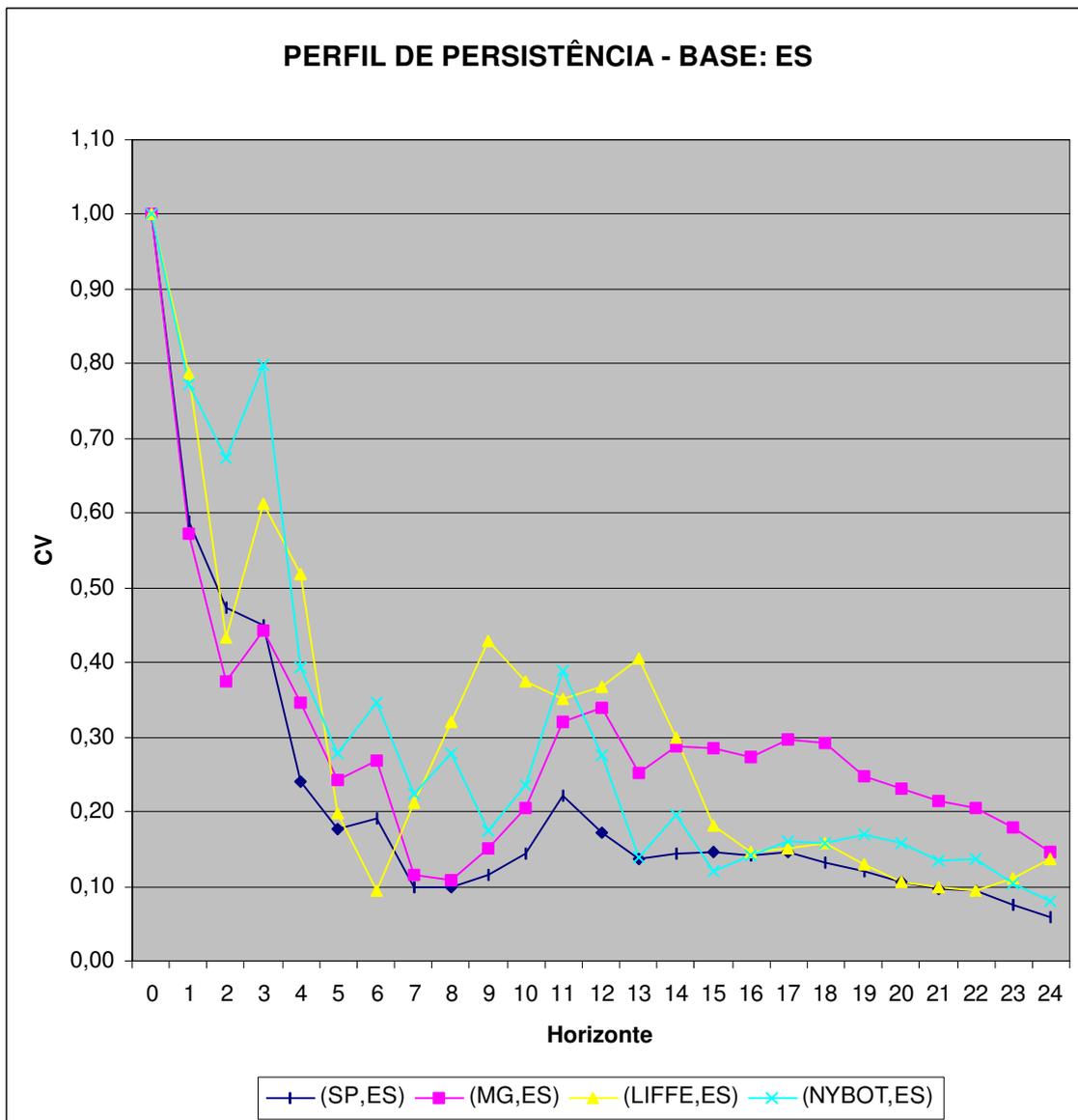
Estado	1987	1996
Rondônia	84.668	105.218
Acre	804	360
Amazonas	142	249
Roraima	0	0
Pará	2.099	29.080
Amapá	29	0
Tocantins	0	1
Maranhão	189	6
Piauí	46	7
Ceará	10.904	4.151
Rio Grande do Norte	7	0
Paraíba	108	59
Pernambuco	15.112	3.972
Alagoas	83	11
Sergipe	0	0
Bahia	184.500	68.706
Minas Gerais	724.114	1.332.945
Espírito Santo	437.854	627.387
Rio de Janeiro	17.823	12.947
São Paulo	585.784	382.800
Paraná	452.115	153.839
Santa Catarina	467	192
Rio Grande do Sul	0	0
Mato Grosso do Sul	11.008	1.875
Mato Grosso	44.897	9.359
Goiás	17.608	3.638
Distrito Federal	1.100	1.589

Fonte: ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO IBGE DE 1987/1988, página 334, e Tabela 1613 – Quantidade produzida (em toneladas de café em coco).



Fonte: FGVDADOS/Microfit.

Figura 1A – Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de MINAS GERAIS – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004.



Fonte: FGV DADOS/Microfit.

Figura 2A – Ajustamento das relações de co-integração – restrito – a um choque em todo o sistema – em relação à Unidade da Federação de ESPÍRITO SANTO – janeiro de 1995 a fevereiro de 2004.