



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA RURAL

MANOEL PEDRO DA COSTA JÚNIOR

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS MERCADOS EXPORTADORES DE MEL
NATURAL NO BRASIL: ABORDAGEM UTILIZANDO COINTEGRAÇÃO COM
*THRESHOLD***

FORTALEZA- CE

2012

MANOEL PEDRO DA COSTA JÚNIOR

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS MERCADOS EXPORTADORES DE MEL
NATURAL NO BRASIL: ABORDAGEM UTILIZANDO COINTEGRAÇÃO COM
*THRESHOLD***

Dissertação submetida à Coordenação do curso de Mestrado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

FORTALEZA-CE

2012

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Ciências e Tecnologia

-
- C873i Costa Júnior, Manoel Pedro da.
Integração espacial dos mercados exportadores de mel natural no Brasil: abordagem utilizando cointegração com *threshold* / Manoel Pedro da Costa Júnior. – 2012.
117 f. : il. color., enc. ; 30 cm.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2012.
- Área de Concentração: Economia Rural.
Orientação: Prof. PhD. Ahmad Saeed Khan.
1. Mel – Exportação. 2. Comércio – Integração econômica. I. Título.

MANOEL PEDRO DA COSTA JÚNIOR

**INTEGRAÇÃO ESPACIAL DOS MERCADOS EXPORTADORES DE MEL
NATURAL NO BRASIL: ABORDAGEM UTILIZANDO COINTEGRAÇÃO COM
*THRESHOLD***

Sob a Orientação do Professor

Ph.D.Ahmad Saeed Khan

e Coorientação da Professora

Doutora Eliane Pinheiro de Sousa

Dissertação submetida à Coordenação do curso de Mestrado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre.

Aprovada em: ____ / ____ / _____

BANCA EXAMINADORA

Professor Ph.D. Ahmad Saeed Khan (orientador)
Universidade Federal do Ceará

Professora Doutora Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima
Universidade Federal do Ceará

Professora Doutora Eliane Pinheiro de Sousa
Universidade Regional do Cariri

Com amor e admiração, à minha Mãe
Graça Noronha e em memória da minha
avó Luiza de Noronha que tornou os dias
sete de setembro sinônimos de saudades.

AGRADECIMENTOS

Substituo o ato de escrever todas essas singelas e rotineiras linhas em forma de agradecimento, por um desejo mais caloroso: a vontade de abraçar cada pessoa que doou alguma força, conforto e dedicação nos dias que formaram os últimos dois anos, no qual fui colocado à prova em vários instantes.

Ajoelho-me de gratidão ao ser mais generoso deste mundo, o grandioso e perfeito Deus, que foi, é, e sempre será capaz de nos presentear com possibilidades gratificantes e, em alguns instantes, inesperadas. Na instituição onde sempre encontrei força, abrigo e sorrisos, dedico minha profunda admiração: Meus pais, Manoel Pedro da Costa (*in memoriam*) e Maria das Graças Noronha da Costa, pelo exercício brilhante da função de pais, zelosos, dedicados e apaixonados.

Por algum motivo que não sei o qual, duas criaturas maravilhosas não poderão receber meus abraços e um muito obrigado, os meus inesquecíveis avó e avô maternos, Luiza Maria de Noronha (*in memoriam*) e Francisco Gabriel de Noronha (*in memoriam*). Relato prazerosamente minha satisfação aos outros dois que, juntamente comigo, formam os filhos da Dona Graça, meus irmãos André Noronha e Alexandre Noronha, pela parceria e força sempre que foram solicitados. Ainda integrantes dessa grandiosa e maravilhosa família, escrevo o quanto foi e é imensurável o prazer da proximidade que consegui desfrutar com o convívio junto a um ser de muita luz, a minha especial e querida Tia Núbia, capaz de alimentar um carinho já existente, por meio de seu amor, cuidado, companheirismo e comidas gostosas na grande Fortaleza. Aqueles que pouco conhecia, meus queridos primos e primas, filhos da tia querida: Senúbio (Mairtes e Guilherme), Sebevalda, Sebeládio, Madrinha Sebia (Patrícia), Sébio (Diogo), Sebastião, Sebevalter, Liu (Gustavo) e ao querido “Netão”.

Presentes no meu coração não esqueço as pessoas que, em tempos anteriores aos dois últimos anos, fizeram algo capaz de me tornar ainda mais feliz, (*in memoriam*) a minha tia Nenem, tia Jandira, tio Pedro Neto, tio Zuca.

Para ela sou capaz de criar uma forma particular de agradecimento, que foi, em muitos instantes, motivos de interrupção dos trabalhos acadêmicos em busca da proximidade imediata, para *minha doce Maressinha*, sinônimo de prova de amor e serenidade, dedico o meu amor.

Formado por um misto de carinho e admiração, destaco meus agradecimentos ao Professor Saeed pela revelação do brilhantismo de uma profissão que assume em maior significado a expressão de uma arte, a arte de ser professor. À universidade que foi o berço da

minha formação acadêmica, sempre serei grato não somente a professora de Microeconomia, mas aquela com que tive o prazer de realizar conjuntamente minha primeira pesquisa acadêmica, tornando-se logo depois ainda mais admirável, por todo o esforço e dedicação a uma coorientação de dissertação de mestrado: muito obrigado Professora doutora Eliane Pinheiro. Deixo aqui registrado o nome de outra mulher admirada por muitos pela sua característica singular: extremamente competente, humilde e dona de um coração enormemente generoso, Professora doutora Patrícia Pinheiro – na verdade, um conjunto de qualidades inestimáveis.

Por mais inimaginável, as amigas que formamos ao longo do nosso caminho, pessoas intrigantemente diferenciadas nos são apresentadas. Aos colegas da minha turma de mestrado, declaro meu carinho, especialmente, à Ana Vladia (Vladinha), Adson Secundino, Diego Holanda, Patricia Braga, Juliana Holanda, Luciana Girão, Ana Cristina e Daniel Sancho. Saliento meu profundo agradecimento aos demais professores que compõem o Mestrado em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, por fazerem do seu trabalho uma bandeira que busca um mundo melhor e menos desigual. E àqueles que exercem suas funções e sempre estão dispostos a nos ajudar, Seu João, Dona Dermivam, Dona Mônica e Seu Ricardo – muito obrigado.

Acredito na existência de pessoas que não podemos deixar de desfrutar do prazer de conhecê-los e, mesmo distante, muitas vezes por quilômetros, um grupo especial de pessoas, eu promovo meu sincero apreço. Aos amigos Rodolfo Feitosa e Cordeiro Neto, pelo brilhantismo de enfrentar rotinas semanais de viagens para assistir as aulas de mestrados e voltar no dia seguinte ao trabalho. Sei que foram muito árduas e doloridas as nossas semelhantes rotinas de viagens, mas novos rumos começam a se configurar em forma de pesquisas e publicações científicas. Esse grupo possui, ainda, algumas criaturas que conquistaram fácil o meu carinho e afeto. Aline Rocha: formada por um misto de delicadeza e dureza necessária para enfrentar grandes desafios, a nossa querida ROCHA; Ana Paula: sempre disposta e com as malas prontas para agarrar a arisca felicidade; Fábio Henrique: o habilidoso Mestre em Música; Rafaela Carla: discreta e serena professora de inglês. Formam uma turma especial, desenhados em uma moldura singular, registrada na galeria de momentos especiais da minha vida.

Destaco agradecimentos ainda, à empresa Guanabara, Itapemirim e Pernambucana, por ter revelado, em meio às muitas viagens, a certeza de que grandes conquistas necessariamente precisam enfrentar desafios da ordem de desconforto, pneus furados, motoristas que pensam que ônibus são aviões, das inúmeras bolsas e outros objetos

arremessados com ajuda da gravidade por vizinhos de poltrona diretamente na minha cabeça. Obrigado, mesmo.

Para um camarada que assumiu o papel de ótima pessoa, não somente para comungar longas conversas, mas, também, dono de um coração e uma generosidade grandiosa, grande amigo Daniel Rodrigues. Parceiros de muitas empreitadas aventureiras, Sebastião Sousa (“*Tiauzim*”), mostrou a beleza de construir uma carreira comprometida com sua profissão. Nascido na terra do pão-de-queijo eu menciono um camarada extremamente generoso que, além de se mostrar sinônimo de profissional competente, se reveste na figura de um grande amigo. Ao Adeon Pinto (pai do Nick) obrigado por muitos exemplos.

Mesmo depois de poder receber os resultados financeiros provenientes da posse no cargo de professor do Instituto Federal do Sertão Pernambucano, agradeço ao Governo do Estado do Ceará, com destaque para a FUNCAP – Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico, que ofereceu auxílio financeiro capaz de compreender umas das variáveis legitimadoras da minha dedicação exclusiva ao Mestrado em Economia Rural, dotada de um pouco mais de conforto nos primeiros meses de 2010.

“Se eu vi mais longe, foi por estar de pé
sobre ombros de gigantes.”

(Isaac Newton)

RESUMO

A pesquisa objetivou investigar o processo de cointegração espacial entre os principais mercados brasileiros exportadores de mel natural: Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo. Foram utilizados dados secundários obtidos diretamente da base de dados do Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, compreendendo a série de tempo entre janeiro de 2002 a julho de 2011. Para investigar as relações entre os mercados supracitados, fez-se uso de metodologia baseada nas premissas da Lei do Preço Único – LPU e modelagem que considera a presença de custos de transação. Os resultados indicam que, apesar da confirmação da existência de cointegração entre os mercados brasileiros exportadores de mel natural, a LPU não foi totalmente confirmada, uma vez que se rejeitou a hipótese nula de perfeita integração espacial entre os mercados. O teste de exogeneidade fraca indica que o mercado de mel natural do Rio Grande do Sul atua como mercado central na formação de preços. Há a presença de custos de transação entre quase todos os mercados espacialmente separados, pois, segundo os resultados oriundos da modelagem *threshold*, rejeitou-se a hipótese nula de ajuste linear e simétrico entre os mercados investigados.

Palavras-chave: Mercado mel natural, Modelagem VAR e VEC, *Threshold*.

ABSTRACT

This study investigated the process of cointegration space between the main markets Brazilian exporters of natural honey Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará and São Paulo. Secondary data obtained directly from the database of the Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, comprising the time series between January 2002 and July 2011. To investigate the relationship between the markets mentioned above, was made use of a methodology based on the premises of the Law of One Price-LPU and modeling that considers the presence of transaction costs. The results indicate that despite the confirmation of the existence of markets cointegration Brazilian exporting natural honey, the LPU has not been fully confirmed, since it is rejecting the null hypothesis of perfect integration space between the markets. The weak exogeneity test indicates that the market for natural honey of Rio Grande do Sul acts as the central market pricing. There is the presence of transaction costs between almost all spatially separated markets, because, according to the results from the modeling threshold, rejected the null hypothesis of linear and symmetric adjustment between markets investigated.

Key-words: Natural honey market, VAR and VEC model, threshold.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Efeito <i>threshold</i> entre duas séries de preços. -----	31
Figura 2 – Comportamento dos preços do mel natural brasileiro exportado pelos estados em análises. Janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	81
Figura 3 - Correlogramas das séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos estados inseridos na análises. Janeiro de 2002 a julho de 2011. --	82
Figura 4 – Elasticidade de Função de Resposta de Impulso, efeitos de choques em LPRS, LPSC, LPPI, LPCE, LPSP sobre cada um desses mercados. -----	90

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Produção de mel natural brasileira: 1974 – 2010. -----	37
Gráfico 2 – Variação percentual da quantidade produzida (a) e da quantidade exportada (b) de mel natural brasileira e das grandes regiões: 2000 – 2010. -----	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Produção e exportação do mel natural brasileira para o Brasil e Regiões: 2000 – 2010. -----	42
Tabela 2 – Produção e exportação do mel natural brasileira para o Brasil e Estados da Região Centro Oeste: 2000 – 2010.-----	44
Tabela 3 – Produção e exportação do mel natural brasileira para o Brasil e Estados da Região Norte: 2000 – 2010.-----	45
Tabela 4 – Produção e exportação do mel natural brasileira para o Brasil e Estados nordestinos: 2000 – 2010.-----	47
Tabela 5 – Produção e exportação do mel natural brasileiro do Brasil e Estados da Região Sudeste: 2000 – 2010. -----	49
Tabela 6 – Produção e exportação do mel natural brasileiro do Brasil e Estados da Região Sul: 2000 – 2010. -----	51
Tabela 7 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e das Regiões, Centro Oeste, Norte, Nordeste, Sudeste e Sul: 2000 – 2010. -----	53
Tabela 8 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Nordeste: 2000 – 2010.-----	55
Tabela 9 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Sudeste: 2000 – 2010. -----	57
TABELA 10 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Sul: 2000 – 2010. -----	59
Tabela 11 – Descrição das séries de preços de exportação do mel natural consideradas nesse estudo. -----	61
Tabela 12 – Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos Estados considerados na análise, janeiro de 2002 a julho de 2011.-----	83
Tabela 13 – Resultados do teste de Phillips-Perron (PP) em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos estados inseridos em análise entre janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	83
Tabela 14 – Resultados do teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos Estados considerados na análise, janeiro de 2002 a julho de 2011.-----	84

Tabela 15 – Teste de identificação da presença de raízes sazonais nas séries de preços mensais do mel natural exportado pelos Estados considerados na análise, janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	85
Tabela 16 – Número de defasagens considerando a relação entre as variáveis LPRS, LPPR, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP.-----	86
Tabela 17 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPRS para as variáveis LPRS, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	87
Tabela 18 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPSC para as variáveis LPSC, LPRS, LPPI, LPCE e LPSP. de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	87
Tabela 19 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPPI para as variáveis LPPI, LPSC, LPRS, LPCE e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	88
Tabela 20 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPCE para as variáveis LPCE, LPSC, LPPI, LPRS e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	89
Tabela 21 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPSP para as variáveis LPSP, LPSC, LPPI, LPCE e LPRS, de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	89
Tabela 22 – Resultados do teste de cointegração de Johansen para identificação do número de relações de cointegração entre as séries de preços em análise.-----	91
Tabela 23 – Estimativa do parâmetro de longo prazo β para as séries mensais logaritmizadas de preços do mel natural brasileiro, janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	92
Tabela 24 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo (β) do vetor de cointegração. -----	94
Tabela 25 - Teste de exogeneidade fraca realizado para as variáveis LPRS, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP, janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	95
Tabela 26 Testes de significância de restrição sobre o parâmetro α para os pares de mercados considerados -----	95
Tabela 27 – Estimação do VEC referente à variável preço do mel natural em Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo, de janeiro de 2002 a julho de 2011. -----	96
Tabela 28 – Relações de Cointegração entre o Preço de Rio Grande do Sul (RS) e os Mercados de Santa Catarina (SC), Piauí (PI), Ceará (CE), e São Paulo no período de janeiro de 2002 a Julho de 2011.-----	97
Tabela 29 - Parâmetros Estimados para os Modelos TAR e M-TAR: teste das hipóteses, ausência de cointegração e ajustamento simétrico. -----	999
Tabela 30 - Parâmetros Estimados para os Modelos TAR e M-TAR. -----	100

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

FAC – Função de Autocorrelação

FAO – Food and Agriculture Organization

LPU – Lei do Preço Único

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior

SUMÁRIO

1.INTRODUÇÃO-----	17
1.1. O problema de pesquisa e sua importância	17
1.2. Objetivos.....	211
1.2.1. Objetivo Geral -----	211
1.2.2. Objetivos Específicos -----	22
2. REFERENCIAL TEÓRICO-----	23
2.1. Integração espacial e os pressupostos da lei do preço único	23
2.2. Aplicações e limitações da LPU	24
2.3. Custos de transação segundo Oliver Willianson	27
2.4. Integração espacial e custos de transação.....	29
3. MERCADO DO MEL NATURAL -----	34
3.1. Quais são os méis do Brasil?	34
3.2. Os Estados brasileiros exportam somente o que produzem?.....	355
3.2.1. Região Centro Oeste -----	43
3.2.2. Região Norte -----	433
3.2.3. Região Nordeste -----	46
3.2.4. Região Sudeste-----	48
3.2.5. Região Sul -----	50
3.3. Quais os principais destinos do mel natural exportado pelo Brasil?	52
4. METODOLOGIA-----	61
4.1. Áreas de estudo e natureza dos dados	611
4.2. Modelos analíticos.....	61
4.2.1. Testes de raiz unitária-----	62
4.2.1.1 <i>Teste Dickey-Fuller aumentato</i> -----	62
4.2.1.2 <i>Teste de Phillips-Perron (PP)</i> -----	64
4.2.1.3 <i>Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)</i> -----	65
4.2.1.4 <i>Teste de raízes sazonais</i> -----	67
4.2.2 Vetores Auto-regressivos (VAR) -----	68
4.2.2.1 <i>Decomposição da variância</i> -----	69
4.2.2.2 <i>Função de impulso-resposta</i> -----	70

4.2.3. Vetor de Correção de Erros (VEC) -----	71
4.2.3.1 Testes de cointegração -----	71
4.2.3.1.1 Teste de Engle e Granger -----	72
4.2.3.1.2 Teste de johansen -----	72
4.2.4. Testes de hipóteses sobre os parâmetros α e β -----	76
4.2.5. Modelo Auto-regressivo com Threshold (TAR)-----	77
4.2.6. Modelo Auto-regressivo com MomentumThreshold (M-TAR) -----	78
5. RESULTADOS E DISCUSSÕES-----	80
5.1. Verificação da estacionariedade das séries analisadas	80
5.2. Análise dos Vetores Auto-Regressivos (VAR)	85
5.3. Análise do Vetor de Correção de Erros (VEC)	91
5.4. Análise de Cointegração com Threshold.....	97
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS -----	102
7. REFERÊNCIAS-----	104
APÊNDICES -----	110
APÊNDICE A	111

1 INTRODUÇÃO

1.1 O problema de pesquisa e sua importância

A produção apícola revela-se bastante eficiente, visto que além de ensejar resultados econômicos satisfatórios (lucros), consegue contribuir para a preservação do meio ambiente, em decorrência da necessidade de existir florada suficiente para o processo de produção do mel, bem como os demais outros produtos gerados (pólen, geleia real etc.). De acordo com Freitas, Khan e Silva (2004), a atividade apícola atua de forma sustentável nas dimensões social, econômica e ambiental. É importante ressaltar que um dos componentes que colaboram para níveis de rentabilidade mais elevados é o baixo nível de investimentos em equipamentos e tecnologia, ratificando, desta forma, a necessidade de flora abundante onde o apiário é instalado.

O Brasil possui fatores que permitem realizar previsões otimistas para alcançar níveis de produção e comercialização capazes de torná-lo líder entre as nações exportadoras de mel. Tal possibilidade pode ser fruto da larga extensão territorial e diversidade de floras. Segundo Matos (2005, p.24),

O Brasil tem grande potencial para se tornar o maior produtor e exportador de mel natural: o mel brasileiro é relativamente pouco conhecido no mercado externo e o País dispõe de grande diversidade de flora, extenso pasto apícola, condições climáticas apropriadas e abelhas africanizadas, que são mais resistentes a pragas e doenças, sendo raro o uso de qualquer medicamento para o tratamento das abelhas.

Ressalta-se que o mel brasileiro conquistou maiores níveis de aceitação no mercado internacional em virtude da adequação a processos capazes de minimizar efeitos que provoquem redução na qualidade do produto, com destaque para ausência de defensivos agrícolas. Com relação ao cumprimento das especificidades da demanda dos consumidores que exigem alimentos que não possuam vestígios de resíduos redutores de qualidade, o Brasil, se comparado com a China (umas das nações que mais produzem e comercializam mel), possui vantagens que podem ser atribuídas principalmente às floras na forma de florestas (MATOS, 2005).

No contexto internacional, segundo dados da FAO (2011), nas últimas décadas do século XX e na primeira deste século, o Brasil esteve presente entre os 11 países que mais exportaram mel natural. Reportando-se para especificação de nuances a respeito do panorama interno brasileiro, de acordo com as informações da SECEX/MDIC (2011), desenhado

durante o período do ano de 2000 a 2010, foi apontada com 36,12%, a região Sudeste como detentora da maior parcela do total exportado de mel natural – em termos absolutos, o volume superior a 57,9 mil toneladas, capaz de gerar uma receita de 126 milhões de dólares. A região Sul alcançou o segundo lugar por meio do envio de 52,2 mil toneladas, gerando 111,4 milhões de dólares, representando um percentual de 32,55% do total comercializado internacionalmente de mel natural pelo Brasil. O Nordeste, por sua vez, com 31,27%, surge em terceiro lugar com 50,2 mil toneladas, gerando 109,4 milhões de dólares. Com totais bem inferiores aos comparados com as regiões supracitadas, o Centro-Oeste e o Norte brasileiros, apresentaram, respectivamente, 97 e 9,5 toneladas exportadas, com receita total de 266,4 e 10 mil dólares, sinalizando assim inexpressiva participação no total de mel natural exportado pelo Brasil, uma vez que tais volumes de exportação alcança pífio 0,01%.

Categorizados como conjunto de estados com maior volume de mel natural exportado, considerando o período referente à primeira década do século XXI e segundo a base de dados da SECEX/MDIC (2011), Rio Grande do Sul, Piauí, Ceará, Santa Catarina e São Paulo alcançaram inserção nesta pesquisa. Tal investigação tem intuito de debruçar-se sobre a pesquisa do processo de formação de preços do mel natural nos referidos estados.

Dada a relevância desempenhada pelo mel natural na economia brasileira, julga-se importante compreender como acontece a integração desse produto nos principais estados exportadores. De acordo com Meyer (2004), a integração de mercado pode ser definida como o grau de transmissão de preços entre mercados espacialmente separados. As *commodities* são alvos frequentes dos estudos de integração de mercados que, no decorrer da investigação, mensuram se os choques de oferta e demanda em uma dada região podem ser transmitidos para outra.

As análises dos relacionamentos de preços entre os mercados, durante muitos anos, foram baseadas exclusivamente na Lei do Preço Único – LPU. De acordo com Krugman e Obstfeld (2005), essa lei postula que, sob livre concorrência e na ausência de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens idênticos devem ser vendidos ao mesmo preço em diferentes localidades, quando seus preços são cotados em termos da mesma moeda¹.

Esta teoria, no entanto, não incorpora nenhuma forma de presença de custos de transação em sua análise, ou seja, não contempla custos de transporte e de transferência. Portanto, o rompimento dos pressupostos da LPU permite destacar que pode haver custos

¹ Para informações detalhadas sobre a LPU, ver Pippenger e Phillips (2008) e discussão realizada na seção quinta do capítulo quatro deste trabalho.

relacionados com a distância física entre os mercados. Por exemplo, os Estados do Rio Grande do Sul e Ceará, dois dos principais exportadores de mel brasileiro, estão separados geograficamente entre si e com relação aos demais estados exportadores, podendo incorrer em custos de transporte diferenciados.

Compreender os componentes que influenciam direta e indiretamente a formação dos preços de produtos comercializados demanda uma análise que contemple vários tipos de informações. De forma específica, é de suma importância possuir dados sobre o processo de produção, nível de organização dos mercados e dimensionamento de demanda por parte dos consumidores, dentre outras variáveis. A vantagem de arquitetar uma análise mais complexa, com indicadores que avançam sobre a investigação de relações espaciais de mercado, recai principalmente na identificação de qual mercado possui maior poder de determinação de preços. Desta forma, foi fomentada a hipótese do Estado do Rio Grande do Sul possuir o posto de mercado central em meio aos territórios considerados na análise. Tal configuração foi elaborada segundo dois aspectos fundamentais. O primeiro, considerando o volume de mel exportado entre os anos de 2000 a 2010 e, apesar de ocupar o quinto lugar entre os Estados brasileiros que mais exportaram mel natural, conforme dados do SECEX/MDIC (2011), o Rio Grande do Sul apresentou maior crescimento médio percentual entre os anos de 2000 a 2010; segundo, é responsável pela maior parcela de mel natural produzido pelo Brasil. Cabe frisar que os testes necessários para legitimar a referida hipótese estão descritos no capítulo quarto (procedimentos metodológicos) desta pesquisa².

Para Mattos (2008), os custos de transação não desprezíveis talvez possam contribuir com a redução da transmissão de choques de preços entre mercados espacialmente separados. Como consequência, a redução da possibilidade de os mercados se tornarem economicamente integrados, uma vez que a transmissão de preços somente ocorre quando os ganhos com a arbitragem superam os custos de transação. Estudos que avaliaram a transmissão de preços foram realizados para várias *commodities* no Brasil, como, por exemplo, algodão, soja, trigo, cacau, leite, carnes, frutas (melão, maracujá), castanha de caju etc. Não se encontrou na literatura econômica, entretanto, essa aplicação para os mercados brasileiros exportadores de mel natural, apesar da expressiva relevância desempenhada por esse produto para a economia brasileira.

² Esclarecimentos acerca da dinâmica de produção e exportação brasileira de mel natural serão expostos no terceiro capítulo desta pesquisa.

Além dessa contribuição, esta pesquisa revestiu-se de importância adicional, já que não se considera apenas a análise tradicional de integração de mercados, mas leva em conta também a possibilidade de assimetrias na transmissão de preços provenientes da presença dos custos de transação. Conforme Barrett (2001), se houver custos de transação no mercado em análise, porém se esses não forem devidamente computados, as avaliações realizadas não traduzem o verdadeiro relacionamento espacial entre tais mercados, já que esses custos passam a fazer parte do termo de erro das regressões. Portanto, os parâmetros estimados serão enviesados e inconsistentes.

A contextualização sobre a existência de custos de transação no mercado brasileiro de mel natural diz respeito ao nível de sensibilidade desse produto em assimilar características locais, isto é, desde o processo de manejo no apiário, passando pela colheita, armazenagem e comercialização, podendo ensejar reduções na qualidade do mel e assim uma tendência a existir méis de qualidades não uniforme. Segundo Mendes et al. (2009, p. 8),

Quando se trabalha com mel, é comum encontrar variações na sua composição física e química, tendo em vista que variados fatores interferem na sua qualidade, como condições climáticas, estágio de maturação, espécie de abelha, processamento e armazenamento, além do tipo de florada.

Acredita-se que a proximidade geográfica do apicultor com os grandes entrepostos responsáveis pela industrialização e comercialização do mel produzido, e em virtude da susceptibilidade deste produto em assimilar as características do meio ambiente representadas no cheiro, cor, viscosidade, dentre outros, possa contribuir para reduzir as perdas de produtividade e manter a qualidade desse produto. Com suporte nos resultados que serão obtidos por esta pesquisa, haverá a possibilidade de verificar se a análise de integração entre mercados do mel natural, do ponto de vista dos preços desse produto, é eficiente. De acordo com Mattos (2008, p. 31),

Mais do que propor nova definição para o conceito de integração, os autores que defendem que a integração seja vista como um conceito pautado na “comerciabilidade” dos produtos, e não na interdependência dos preços, mostram-se descrentes quanto a real contribuição de estudos que buscam verificar se mercados são ou não integrados. Consideram que, embora tais estudos sejam informativos e de fácil entendimento por parte dos leitores, inclusive aqueles pouco familiarizados com a literatura econômica, medidas apenas quantitativas de integração nada informam a respeito de eficiência e bem estar, que é com o que os economistas deveriam se preocupar.

Na estruturação da análise de integração de mercado, é importante compreender a concepção em alguns aspectos. Na perspectiva de Nogueira (2005, p. 8),

A extensão do mercado refere-se à dimensão e as 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.

Portanto, a análise das variações de preços de exportação do mercado brasileiro de mel natural permitirá reunir uma série de informações que possibilitará compreender com maior clareza sobre como tais preços são constituídos, identificando o mercado que é formador de preços, ou seja, o estado que atua como mercado central, servindo como referência para os demais estados exportadores. Salienta-se, ainda, que a implementação desta pesquisa fornecerá subsídios que ajudarão no processo de formulação de políticas públicas, com o intuito de conquistar maior competitividade dos melões naturais produzidos no Brasil.

A estrutura organizacional desta pesquisa, além de relatar este capítulo referente à introdução, informações sobre a justificativa, definição do problema de pesquisa e seus objetivos, seguem ainda, seções destinadas a dissertar sobre o referencial teórico e revisão de bibliografia; panorama sobre comércio do mel natural brasileiro; fonte de dados e metodologias de análises; resultado e discussão; considerações finais; referências; e apêndices.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

- Analisar a integração espacial dos mercados exportadores de mel natural no Brasil, levando em consideração a presença de custos de transação.

1.2.2. Objetivos Específicos

- Identificar o mercado central formador de preços de mel natural.
- Verificar se existem diferenças na transmissão de preços entre regiões espacialmente mais distantes entre si.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Este capítulo tem por objetivo expor valiosas informações do referencial teórico que embasa esta pesquisa, sobretudo uma revisão bibliográfica. Seguem definições sobre o processo de integração espacial de mercado espacialmente separados, frisando as discussões em torno da lei do preço único, salientando suas limitações no tocante à presença de custo permeando as transações comerciais nos mercados. Uma breve exposição sobre a teoria de custos de transação desenhada por Oliver Williamson e sua relação com análises direcionadas ao processo de investigação da integração espacial de mercados está, respectivamente, nos dois últimos tópicos deste capítulo.

2.1. Integração espacial e os pressupostos da lei do preço único

De acordo com Faminow e Benson (1990), integração de mercados diz respeito ao processo pelo qual acontece a interdependência de preços. Usando os termos definidos por Nogueira (2005), a integração espacial de mercados corresponde ao grau de comovimentação dos preços em diferentes localidades. Essa análise pode ser feita tanto em diversas regiões de um mesmo país quanto em países distintos. Tal definição provém da lei do preço único (LPU), embasada sob a hipótese de ausência de custos de transação, bens homogêneos, ausência de barreiras tarifárias e não tarifárias e informação perfeita. Essa lei fundamenta-se no princípio da arbitragem de mercadorias.

Conforme Ardeni (1989), se houver arbitragem, o preço de um produto tenderá a aumentar no mercado com menor preço, decorrente do acréscimo da quantidade demandada, enquanto o preço tenderá a diminuir no mercado com maior preço, em razão do excesso da quantidade ofertada. Esse processo de arbitragem permanecerá até que os preços se igualem nos dois mercados. Em outras palavras, o conceito de arbitragem se reporta à disposição de comprar um bem em um local qualquer, no tempo ou na forma com a transação oferecendo menor dispêndio financeiro, e em seguida comercializá-lo no mercado, que pode ensejar maior receita, considerando os custos de transferência. Desta forma, as ações dos arbitradores espaciais assegurarão que os preços de um bem homogêneo, em quaisquer duas localidades, diferirão, no máximo, ao custo de se mudar o bem ou mercadoria de uma região com o menor preço para outra região com o maior preço.

Portanto, o preço de um bem qualquer não pode diferir entre os países, quando for expresso na mesma moeda. Em um dado instante, caso o preço de certo produto no país “A”,

exceda ao preço em moeda internacional (por exemplo, em dólar) no país “B”, haverá uma oportunidade de ganho para os agentes econômicos mediante a compra do bem no primeiro país para revenda no segundo. Em termos algébricos, pode ser representado por:

$$P_{it} = E_t P_{it}^* \quad (1)$$

Onde:

P_{it} : preço do *i-ésimo* bem no país A;

P_{it}^* : preço *do i-ésimo* bem no país B (mercado internacional); e

E_t : taxa de câmbio nominal³.

Para Fackler e Goodwin (2001), a LPU pode ser manifestada nas seguintes formas:

- (i) LPU Fraca – ocorre diante da condição de arbitragem espacial;
- (ii) LPU Agregada – enunciada em termos de índice de preços e conhecida como Paridade do Poder de Compra (PPC); e
- (iii) LPU Forte – considera que o comércio seja contínuo e assegura a condição de arbitragem. Essa última forma é a mais comumente verificada.

Segundo Nogueira (2005, p. 26), “violações da forma "forte" da "Lei do Preço Único" podem indicar falta de relações de negócios estáveis ou situação de desequilíbrio, ou ambas”.

2.2 Aplicações e limitações da LPU

A LPU é largamente aplicada para verificar se variações de preços de uma *commodity* em um mercado internacional poderão ser transmitidas aos mercados internos. Essa integração perfeita de preços foi observada, por exemplo, no estudo de Lima e Burnquist (1997), ao constatarem que a LPU não foi rejeitada entre os mercados de soja em grãos do Brasil e dos Estados Unidos (países exportadores) e da Alemanha (país importador), no período referente a janeiro de 1985 a dezembro de 1995. Estudo desenvolvido por Coelho (2002) também confirma a LPU para os mercados de algodão brasileiro e dos EUA na década de 1990.

Com o objetivo de analisar a elasticidade de transmissão de preços entre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, da cotação internacional do grão de trigo e da taxa de

³ Definida como a quantidade de moeda local necessária para a compra de uma unidade da moeda estrangeira.

câmbio, Margarido et al. (2007) utilizaram o modelo teórico considerando os pressupostos da LPU no período entre janeiro de 1999 a dezembro de 2005. Os resultados revelaram uma postura de longo prazo, nos quais as variações das cotações internacionais do trigo em grão e da taxa de câmbio são plenamente transmitidas para os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo, validando dessa forma a Lei do Preço Único nesse mercado.

Com base na literatura econômica, verifica-se que existem mais estudos que procuraram avaliar a interdependência dos preços de produtos agrícolas entre mercados internos e externos do que entre mercados regionais de um mesmo país. Os pressupostos da lei do preço único, entretanto, também são válidos entre diferentes regiões de um mesmo país, conforme se observa, por exemplo, nos trabalhos de Nogueira (2005), para mercados brasileiros de café arábica (Minas Gerais e São Paulo), no período de 1996 a 2000; e de Chiodi (2006), para mercados de milho (entre os estados do Centro-Oeste e entre os estados sulistas de Santa Catarina e do Rio Grande do Sul), no período entre 1996 a 2004.

Em contrapartida, apesar de se verificar o relacionamento entre preços de *commodities*, seja entre mercados domésticos e internacionais ou entre regiões de um mercado interno, os pressupostos da LPU podem não ser perfeitamente verificados. Ressalta-se, por exemplo, o estudo de Silveira (2004), que verificou a integração entre os mercados de açúcar de São Paulo, Nova York e Londres, no período entre 1996 a 2002. Com suporte nos resultados, depreende-se que a quantidade produzida de açúcar no Brasil determina em nível relevante os patamares de preços vigentes no mercado internacional, podendo-se inferir que, embora não seja expressivo o impacto das variações semanais dos preços brasileiros sobre os preços do mercado internacional, a produção nacional, certamente, é importante para determinar o nível de preço vigente nesse mercado em cada ano-safra. Desta forma, o autor destaca que, em virtude do comportamento assimétrico dado pela existência das relações entre o preço doméstico e internacional de açúcar em períodos de preços ascendentes e decrescentes, existe a possibilidade de haver maior relacionamento entre eles quando os preços internacionais são ascendentes do que quando eles são decrescentes. Portanto, pode-se destacar uma possível limitação da LPU. Acredita-se que essa restrição poderia ter sido removida caso a pesquisa tivesse realizado o teste de hipótese para verificar perfeita integração entre os mercados analisados.

A análise desenvolvida em Rosado (2006) em torno do mercado brasileiro de suínos (Acre, Pará, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás), no período de janeiro/1980 a março/2005, obteve os seguintes resultados: i) o

mercado brasileiro de suínos apresentou grande dinamismo em relação ao comportamento dos preços nas diferentes localidades que compõem o mercado, considerando que todos os ajustes ocorreram relativamente rápidos, ou seja, num período de menos de três meses; ii) os preços de suínos nos Estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo compartilharam uma só tendência de comportamento ao longo do tempo, isto é, apresentaram o mesmo fluxo de informação; iii) o padrão de relacionamento estabelecido entre os nove estados integrados denota que não houve localidade dominante do comportamento no mercado, bem como a inexistência de integração perfeita entre todos os estados; e iv) a maior velocidade de ajustamento ocorreu entre os estados gaúcho e catarinense, enquanto os Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul foram os que reagiram ao maior número de desequilíbrios transitórios nas relações de equilíbrio de longo prazo. Portanto, verificam-se sinalizações, que permitem frisar a limitação dos pressupostos da LPU.

Estudo desenvolvido por Sousa e Campos (2008) buscou testar a validade da lei do preço único na relação entre os preços internos do algodão em pluma, representado pelo posto de São Paulo, e externo, representado pela bolsa de Nova Iorque, no período de julho de 1996 a janeiro de 2008. Os resultados legitimaram a noção de que movimentos de preços no mercado brasileiro e no mercado dos EUA são significativamente relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. A hipótese de perfeita integração entre esses mercados, entretanto, foi rejeitada, não se configurando na transmissão completa de alterações de preços de um mercado para outro, revelando, portanto, que a LPU não foi perfeitamente verificada no mercado de algodão no período analisado.

A validade da Lei do Preço Único também foi testada nos mercados brasileiros de soja por Sousa e Campos (2009). Os resultados demonstraram que as elasticidades de transmissão de preços entre Paraná e Rio Grande do Sul e entre Mato Grosso e Rio Grande do Sul indicaram que variações em um mercado, em longo prazo, foram repassadas quase que totalmente para o outro mercado analisado, durante o período de janeiro de 2001 a fevereiro de 2008, ressaltando, assim, a predominância da Lei do Preço Único nesses mercados. No entanto, tais mercados não podem ser considerados perfeitamente integrados, pois a hipótese de perfeita integração entre eles foi rejeitada. Assim, a Lei do Preço Único não foi perfeitamente verificada para o mercado de soja nesses estados analisados durante o período considerado.

Coronel et al. (2010) analisaram a integração e transmissão de preços do trigo entre os mercados argentino e internacional no período de janeiro/1994 a abril/2009. Os principais

resultados elencados pelos autores foram que as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo não foram estatisticamente iguais para o mercado argentino e o mercado internacional de trigo no período considerado; e que os movimentos de preços no mercado argentino e no mercado internacional foram significativamente relevantes no estabelecimento do padrão de equilíbrio de longo prazo. Apesar, porém de esses mercados serem considerados como integrados, verificou-se que a hipótese de perfeita integração entre tais mercados foi rejeitada, indicando que alteração de preços em um mercado não foi completamente transmitida ao outro no longo prazo. Com isso, a LPU não foi perfeitamente verificada no mercado do trigo no período analisado.

A literatura que versa sobre análises de integração espacial de mercados de *commodities*, conforme destacado, é bastante vasta, no entanto, especificamente, não foram identificadas pesquisas que investigassem o processo de integração espacial dos mercados brasileiros de méis naturais. Desta forma, reitera-se um dos componentes que norteiam a justificativa desta investigação.

Ademais, a não incorporação dos custos de transação às análises tradicionais de integração entre mercados espacialmente separados é o principal catalisador das críticas em torno da limitação das análises baseadas na LPU. Com efeito, é relevante a noção de que os custos de transação sejam tomados em consideração na análise de integração espacial de mercados como componentes que afetam as relações de arbitragem entre diferentes regiões. Esses estudos descritos pautam-se pela ausência da incorporação dos custos de transação em suas investigações. Como forma de contornar tal limitação, a subseção seguinte será destinada à apresentação de estudos que incorporaram os custos de transação no processo de integração espacial de mercados.

2.3 Custos de transação, segundo Oliver Williamson

Como instrumento esclarecedor, este tópico discorrerá brevemente sobre os componentes que podem caracterizar a presença de custos de transação incorporados aos mercados e com isso estabelecer segundo embasamento teórico específico, a definição de tais custos. Cabe reiterar a ideia de que a motivação capaz de alicerçar o pouco aprofundamento no tema exposto neste tópico diz respeito ao objetivo central desta pesquisa, direcionado à promoção de investigar a integração espacial no mercado brasileiro exportador de mel natural,

testando a hipótese da presença de custos de transação; desta forma, não declinando esforços em analisar especificamente os tipos e estruturas destes últimos.

Grifado inicialmente por Coase (1937), seus escritos serviram para embasar a Teoria dos Custos de Transação editada por Oliver Williamson. Os seus questionamentos surgem dotados de pressupostos que indagaram sobre a clássica teoria de autoregulação dos mercados via mecanismos de preços⁴. O foco da análise de Coase tem por intuito indagar o verdadeiro papel das firmas, identificando sua natureza e caracterização da sua origem. Desta forma, destacam-se dois questionamentos suscitados por esse autor, segundo os grifos originais de Coase (1937). Primeiro, Coase (1937, p. 388): [...] "*Yet, having regard to the fact that if production is regulated by price movements, production could be carried on without any organization at all, well might we ask, why is there any organization?*". Segundo, Coase (1937, p. 394): [...] "*Why, if by organizing one can eliminate certain costs and in fact reduce the cost of production, are there any market transactions at all. Why is not all production carried on by one big firm?*"

A transação observada como a transferência de um bem ou serviço em elaboração é utilizada por Williamson (1985), para estruturação das bases da Teoria dos Custos de Transação – TCT. Esse autor fez referência aos custos de transações de forma a compreender como sinônimo de uma fricção em sistemas oriundos dos estudos da Física em decorrência das diversas transações que poderiam existir em um mercado. Williamson (1985) sugere ainda que as transações não possuam o caráter homogêneo, motivado pelas diferentes formas organizacionais. Essas assimetrias gerariam impulsos para maximizar todos os aspectos, a necessidade de um instrumento regulador capaz de nortear assimetrias antes e depois da realização das transações. Desta forma, o autor faz referência aos contratos elaborados seguindo embasamento jurídico, conjugando as informações tipo *ex ante* (situação anterior ao acordo contratual) e *ex post* (situação posterior à assinatura do contrato). Cabe salientar que o objetivo da formulação de contratos assessores às transações serviria para redução dos custos *ex ante* e *ex post*, porém Williamson (1985) salienta o papel complexo desta mensuração.

Durante o desenho da teoria dos custos de transação, Williamson (1985) faz uso de algumas definições que se relacionam diretamente com a lógica dos contratos, capaz de incrementar os custos entre as transações. O autor faz referência à ação oportunista e à racionalidade limitada dos agentes econômicos. Sobre a ação oportunista, o autor caracteriza

⁴ Para detalhamentos sobre os questionamentos, consultar Coase (1937).

as razões pelas quais o indivíduo age em prol do seu interesse particular⁵. Tal característica, segundo esse autor, poderia causar resultados negativos para o bom funcionamento das organizações no tocante à realização das transações comerciais, podendo desta forma incorrer em custos *ex post*.

A racionalidade limitada exposta por Williamson (1985), por sua vez, perpassa a busca de enaltecer o alcance de limites abaixo do estereótipo de racionalidade suprema dos indivíduos, em decorrência da sua capacidade cognitiva (habilidades e conhecimento) e o tempo para tomada de decisões. Além dos aspectos característicos do comportamento humano, a incerteza, a especificidade dos ativos e frequência são variáveis que podem influenciar as transações entre as organizações de forma a pressionar o incremento de salvaguarda regimentada em contrato. Williamson (1985) destaca ainda que os contratos deverão ser constituídos segundo uma óptica em que não haverá casos extremos de contratos, por um lado, com perfil de elevada complexidade ou indissolúveis, e, por outro, de simplicidade profunda.

A teoria dos custos de transação, conforme está no parágrafo anterior, incorpora em sua dimensão aspectos inerentes às trocas ou transações realizadas nos mercados, focando três características principais: i) frequência de ocorrência; ii) nível de incerteza; e iii) especificidade dos ativos. Destaca-se esta última característica, pois alcançou papel de maior destaque nos traços grifados pela teoria de custos de transação em decorrência do impacto para a organização empresarial, uma vez que o nível de especificidade de um ativo estará diretamente relacionado aos seus usos alternativos. Tal especificidade assume a forma de especificidade locacional, física, humana e dedicação (WILLIAMSON, 1985).

2.4 Integração espacial e custos de transação

Conforme mencionado, um dos pressupostos da lei do preço único baseia-se na perfeita simetria das trocas entre os mercados geograficamente separados, eliminando qualquer vestígio da presença de custos capazes de impactar negativamente as transações entre os mercados. A existência de custos de transação resulta em falha de mercado, pois implica que a informação com relação ao preço não é perfeita. Como as decisões de compras e vendas feitas pelos agentes são baseadas no diferencial de preços entre mercados e no custo

⁵ A ação oportunista difere da definição da ação egoísta dos denominados economistas clássicos, que consideram, entre outros aspectos, a característica racional dos indivíduos.

real com que se defronta, este diferencial de preços tem de ser positivo e suficiente para garantir o lucro do arbitrador (MALTSOGLU e TANYERI-ABUR, 2005).

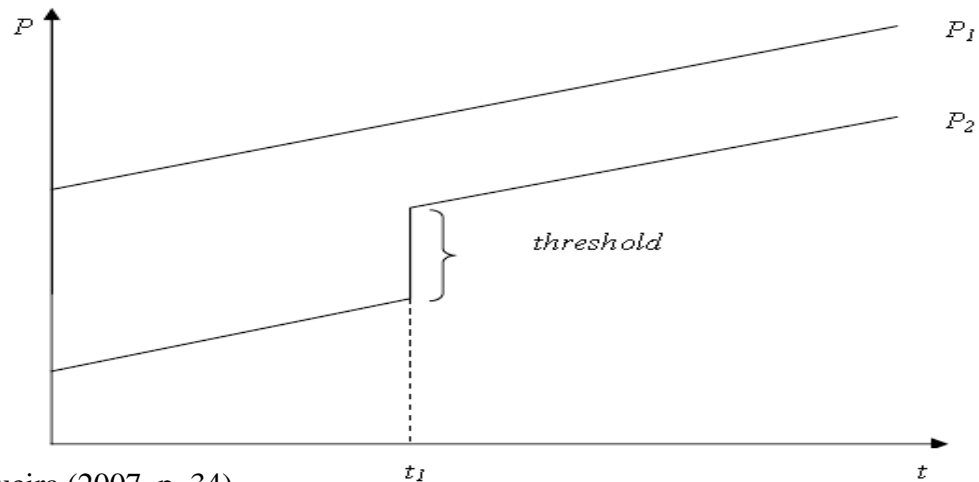
Barrett (2001) adota a expressão custos de transação por meio de uma expressão algébrica, similar à expressão (2), decompondo o que ele considera ser uma boa caracterização de todos os custos envolvidos no processo.

$$r_{ij} \cong f_{ij} + v_{ij} + d_{ij} + w_{ij} \quad (2)$$

Onde: os custos de transação (r_{ij}) são compostos por custo de transporte (f_{ij}), por custos variáveis (v_{ij}) associados a taxas, seguro de cargas, contratos, despesas financeiras, *hedging*, atendimento a barreiras técnicas (padrões sanitários e fitossanitários), entre outros, por impostos aduaneiros (d_{ij}) e, também, por custos não-mensuráveis (w_{ij}), como o custo de oportunidade do empresário, custo de busca por informações, prêmios de risco associados às falhas nos contratos etc.

Para González-Rivera e Helfand (2001), os custos de transação devem considerar custos legais e de negociação e execução de contratos, custos financeiros, impostos, custos de transporte e de oportunidade relativos ao tempo destinado à busca de informações.

O modelo *threshold cointegration* foi desenvolvido inicialmente por Balke e Fomby (1997). É uma maneira de combinar não-linearidade e cointegração. A estimativa dos parâmetros de *threshold* permite ao pesquisador calcular a magnitude da diferença entre o excedente e o nível de ajuste necessário para equilibrar no longo prazo os preços dos mercados espacialmente localizados. A não linearidade entre séries de preços de mercados espacialmente separados, identificadas pelo efeito *threshold* em determinado período, pode ser expresso conforme ilustrado na figura 1.



Fonte: Siqueira (2007, p. 34).

FIGURA 1 – Efeito *threshold* entre duas séries de preços.

De acordo com Goodwin e Piggot (2001), os *thresholds* estimados são análogos aos custos de transação e são consistentes com a expectativa de que, quanto maior a distância entre os mercados, maiores são os *thresholds*. Segundo Balcome e Rapsomanikis (2008), comportamento do *threshold* e ajustamentos assimétricos não são sinônimos. A regulação de assimetrias pode, em geral, ser caracterizada como uma abordagem *threshold*, no entanto, existem formas assimétricas de ajustamento, não dependentes estritamente do conceito de um *threshold*. Os autores relatam, ainda, que a mudança de um regime para outro não pode ser repentino, mas gradual, uma vez que agentes econômicos podem precisar de tempo para se adaptar às mudanças no ambiente econômico ou políticas.

Ademais, destaca-se a possibilidade de ocorrer arbitragem considerando os custos de transação, conforme sinalizado por Balcombe et al. (2007). Esses autores expõem essa condição, incorporando na análise o tempo para ocorrer o custo de transação de um mercado para outro, considerando os seus preços. Desta forma:

- i) as relações comerciais se desenvolvem de um mercado *A* para um mercado *B* qualquer, em um ambiente arbitrário, considerando a seguinte relação: $P_t^A + T_t^{A,B} \leq P_t^B$;
- ii) não haverá barganhas de lucros em meio à arbitragem entre os mercados, podendo ocasionar a ruptura do comércio ente *A* e *B*, quando: $P_t^A + T_t^{A,B} > P_t^B$; e
- iii) os mercados referenciados poderão ser considerados integrados na presença da seguinte relação: $P_t^A + T_t^{A,B} \geq P_t^B$, quando, no longo prazo, for constatado: $P_t^A + T_t^{A,B} < P_t^B$, em razão da ausência de comércio ou se houver falhas de comercialização decorrente da abundância relativa de bens em cada mercado.

Dentre os trabalhos que utilizaram modelos de integração espacial com *threshold*, é possível citar, Goodwin e Piggot (2001), Meyer (2004), Sarno et al. (2004), Balcombe et al. (2007) e Sanogo (2008) na literatura econômica internacional. Na literatura econômica brasileira, essa abordagem foi empregada, por exemplo, por Siqueira (2007), que analisou o mercado de leite nos Estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, com dados compreendendo o intervalo entre julho/1994 e setembro/2005. Os resultados desse estudo revelaram que o mercado brasileiro possui baixa velocidade de ajustamento a choques e não existe uma liderança na formação de preço do leite no Brasil. Possível

Mattos (2008) avaliou a integração espacial dos mercados brasileiros de frango inteiro e resfriado, para o período de janeiro/1998 a junho/2007, considerando as praças de venda com maior potencial de comercialização (São Paulo – SP, Descalvado – SP, Porto Alegre – RS, Litoral Catarinense – SC, Oeste Paranaense – PR, Ponto Grossa – PR, Belo Horizonte – MG, Goiânia – GO, Fortaleza – CE, Recife – PE e Belém – PA). Os resultados demonstraram que: i) os parâmetros de *threshold* estimados indicaram que o processo de transmissão de preços é assimétrico; ii), há maior facilidade de transmitir aumentos de preços ocorridos em São Paulo aos demais mercados do que transmitir reduções de preços; iii) há elevados custos de transação, provavelmente decorrentes dos custos associados ao frete e à alta perecibilidade da carne de frango.

A integração espacial do mercado de boi gordo, considerando a presença de custos de transação, foi objeto de estudo de Mattos et al. (2009) nos Estados de Minas Gerais e São Paulo para o período de janeiro/1972 a agosto/2005. Os resultados verificados por esses autores denotaram a significância dos custos de transação entre os mercados estudados. A integração espacial do mercado do boi gordo brasileiro também foi analisada em trabalho de Cunha et al. (2010), que, além de considerar esses dois estados supracitados, contemplou os estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás no período de 1994 a 2008. Os resultados desse estudo indicaram que tais mercados são integrados e foi confirmada presença de assimetrias na transmissão de preços. Ademais, encontraram-se evidências de que choques negativos e/ou de baixa magnitude foram eliminados de maneira distinta dos positivos. Esses autores concluíram que os custos de transação influenciaram a ligação espacial entre os mercados.

Alves e Lima (2010) estudaram a integração espacial dos mercados brasileiros de açúcar, levando em conta os custos de transação, no período de maio de 2003 a dezembro de 2008. Os mercados analisados foram Alagoas, Pernambuco, São Paulo (Araçatuba e Ribeirão

Preto), Paraná (Maringá) e Minas Gerais (Triângulo Mineiro). Os resultados apontaram a presença de significativos custos de transação nos pares de mercados de açúcar, sendo o maior *threshold* entre Alagoas e Ribeirão Preto e o menor *threshold* entre Araçatuba e Ribeirão Preto.

Por sua vez, Cunha e Sousa (2010) analisaram a integração espacial do mercado de melão nos estados nordestinos do Rio Grande do Norte, Ceará, Bahia, Pernambuco, Alagoas e Paraíba, no período de 2001 a 2009. Esses autores verificaram que houve equilíbrio de longo prazo entre os preços do melão nesses estados supracitados, excetuando a série de preços de Pernambuco. Ademais, constataram assimetria na transmissão de preços nos dois modelos estimados nos mercados analisados, portanto o método empregado de cointegração com *threshold* foi apropriado para este estudo. Apesar, contudo, da presença dessas assimetrias, as magnitudes dos valores dos *threshold* indicaram que os custos de transação não comprometeram sobremaneira a integração entre os mercados atacadistas de melão no Nordeste brasileiro.

De posse da revisão de literatura relacionada à análise de integração espacial entre mercados considerando a presença de custos de transação, é possível dispor de um maior grau de entendimento sobre as relações entre mercados geograficamente separados, quando comparado com o relacionamento fundamentado na teoria da Lei do Preço Único, no entanto, não seria desprezível frisar a prematuridade de afirmar que a complexidade de todo o dinamismo que permeia a integração dos mercados espacialmente separados poderia ser captada em sua totalidade por essa modelagem científica capaz de valorar assimetrias representadas sob a forma de custos de transação.

3 MERCADO DO MEL NATURAL

Neste capítulo será procedido a uma breve exposição sobre a origem dos méis naturais comercializados no Brasil e no mundo, focando a apicultura e a meliponicultura. Em seguida, será realizada uma análise confrontando o total produzido e comercializado internacionalmente pelos principais estados brasileiros exportadores de mel natural. Por último, fez-se uma descrição específica sobre o destino do mel natural exportado pelos mercados brasileiros analisados nesta pesquisa.

3.1 Quais são os méis do Brasil?

São muitas as características que credenciam a produção de mel a ser compreendida como de suma importância. No tocante ao início da produção deste alimento, a história revela que se trata de um item apreciado há um período capaz de ultrapassar milênios. Segundo Fleck e Belinaso (2008, p. 17),

Há 2.400 anos a.C., cultivando abelhas em colmeias de barro, o Egito foi um dos primeiros apicultores mundiais. Os gregos e romanos aperfeiçoaram o processo de cultivo. A importância das abelhas para estes povos podia ser evidenciada no comércio e na literatura, já que eram estampadas em roupas, medalhas e moedas. Elas foram consideradas sagradas para algumas civilizações, surgindo lendas e cultos a respeito destes insetos. O filósofo Aristóteles foi o primeiro a realizar um estudo sobre esta espécie, mesmo assim, durante séculos foram mantidas em estado rudimentar e primitivo.

Tal informação cria um indicativo inicial da importância e representatividade de tal atividade produtiva, que avançou durante muitos séculos para um alimento apreciado internacionalmente. No tocante à produção de méis no Brasil, aponta-se inicialmente o domínio da meliponicultura, por meio de abelhas indígenas como: jataí, mandaiaias, tiúva, guarupus, manduris, urucu, mambuca, mançabranca, jandaíra, mirim, manduris, urucu-bocade-renda, mamangava, dentre outras. Após cruzamentos das abelhas indígenas brasileiras com as africanas, foi gerado um híbrido de características singulares. Conforme Fleck e Belinaso (2008, p. 19),

[...] estudos sobre as espécies de abelhas existentes em vários países, concluiu que a africana era mais produtiva que as brasileiras, nas condições tropicais. Assim com finalidade científica, em 1956, trouxe da África, cerca de 50 abelhas das subespécies *Apis mellifera adansonii* e *Apis mellifera capensis* e as introduziu em Piracicaba, município de São Paulo. Na ocasião, ocorreu um acidente havendo uma fuga destas abelhas que acabaram cruzando com as européias já existentes no Brasil. Desse cruzamento resultam as abelhas africanizadas, com características comportamentais

de agressividade e migração, causando grandes problemas na apicultura nacional, inicialmente, e posteriormente, na América Latina. Quanto à sanidade apícola, constata-se que esta espécie possui uma grande resistência a doenças e pragas. Ocorreu um processo de hibridização e atualmente, no Brasil, estima-se que as abelhas africanas e africanizadas representem 90% da população desta espécie. Hoje, alguns apicultores e pesquisadores têm trabalhado para aumentar a população das abelhas puras européias, em função de que são mansas e com boa produtividade.

Apesar de o total produzido pela abelha africanizada ser mais elevado quando comparado com abelha sem ferrão ou meliponíneos, existem alguns atributos que podem credenciar diferenciais ao mel produzido pela meliponicultura. Conforme Ventunieri (2008, p. 12),

Embora a produção de mel das abelhas sem ferrão seja inferior à da abelha italiana, os meliponíneos (como também são chamadas essas abelhas) possuem vantagens muito importantes em relação às outras espécies, [...] obtém melhor preço no mercado, por se tratar de um produto especial, orgânico e raro. O aroma e o sabor desses méis possuem características únicas dependendo da florada e da espécie de abelha que os produziu.

Por um lado, observa-se a meliponicultura com uma produção de pequena escala, refletindo, desta forma, na pouca ou inexistente estatística precisa sobre o total de mel produzido por tais tipos de abelhas. Por outro lado, o mel natural oriundo da apicultura ganhou mais notoriedade pelos motivos já expostos, alcançando maior demanda internacional. No tocante à produção brasileira, são perceptíveis avanços nos últimos anos, principalmente no início da primeira década do século XXI. Salienta-se, por último, no decorrer deste capítulo, que foi desenhado um panorama incluindo detalhamentos sobre a produção e a comercialização do mel natural oriundo da apicultura brasileira e mundial.

3.2 Os estados brasileiros exportam somente o que produzem?

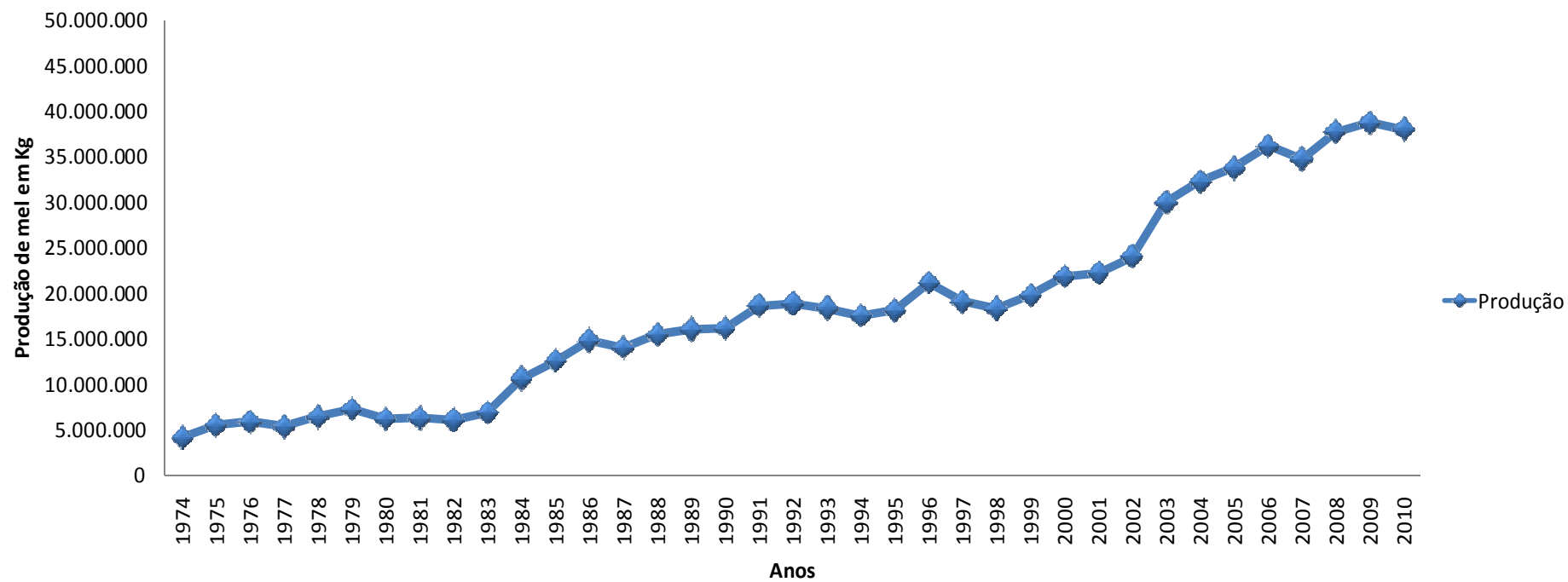
Neste tópico serão expostas informações sobre a evolução da produção brasileira, focando os principais estados produtores, bem como os destinos internacionais do mel natural brasileiro. O objetivo dessa abordagem perpassará análises que permitam indicar solução ao questionamento promovido pelo título desta seção.

Várias são as características credenciadoras que promovem o significativo valor do mel natural produzido e comercializado pelo Brasil, considerando aspectos ligados à

preservação do meio ambiente (lógica da sustentabilidade)⁶ e econômico (fonte de emprego e renda para o homem do campo e fomento da criação de um produto de significativa demanda internacional). Este tópico objetiva evidenciar aspectos relacionados à comercialização do mel natural brasileiro, ensejando ainda, uma interface com a sua produção, e com isso constituir uma análise capaz de contribuir para elucidar o questionamento proposto e intitulado no tópico 1.2. Conforme se verifica no gráfico 1, a produção brasileira de mel natural apresentou crescimento ao longo dos últimos anos.

⁶ Existe relação direta de proporcionalidade entre disponibilidade de flora ou pasto apícola com a produção de mel natural, uma vez que uma das substâncias mais importantes utilizadas durante o processo produtivo do mel desenvolvido pelas abelhas é o néctar encontrado nas flores. Desta forma, deve ser patrocinado um sistema de produção capaz de prezar pela manutenção da vegetação, onde foi implantado o apiário.

Gráfico 1 – Produção de mel natural brasileiro: 1974 – 2010.



Fonte: Elaborado pelo autor, segundo informações do IBGE (2011).

Conforme informações do IBGE (2011), considerando a série de tempo entre 1974 e 2010, o Brasil possui o acumulado absoluto de mais de 678,7 mil toneladas de mel natural produzido. Em meados do fim da última década do século XX e início da primeira década do século XXI, conforme o gráfico 1, é possível perceber um advento mais elevado da produção brasileira.

No tocante às grandes regiões brasileiras, o Sul apresentou maior nível de produção absoluta de mel natural, com mais de 359,4 mil toneladas. Em seguida, a região Nordeste assumiu o segundo posto de maior produtor, com mais de 164,7 mil toneladas. O Sudeste, com mais de 128,2 mil toneladas, o Centro Oeste, com mais de 17,4 mil toneladas e o Norte, com pouco mais de 9 mil toneladas, considerando o período retro citado (IBGE, 2011).

É importante salientar que a produção brasileira de mel natural possui um panorama capaz de classificá-la como concentrada, sobretudo nas regiões Sul, Nordeste e Sudeste, em que respondem, respectivamente, por 52,93%; 24,27%; e 18,88% da produção apícola nacional, perfazendo desta forma o total de 96% da produção brasileira de mel natural.

Ainda tratando sobre o advento da produção brasileira de mel natural, dois fatos podem ser qualificados como aspectos credenciadores da variação do total de mel produzido em períodos específicos. Primeiro, reporta-se ao embargo imposto pela Europa para o mel natural produzido pela Argentina e China no início da década passada. Foram alegados resíduos de agroquímicos e baixa qualidade do mel argentino em decorrência de doenças nas abelhas. Segundo, em 2006⁷, o mel brasileiro foi objeto de embargo europeu por falhas no controle de qualidade que objetiva excluir a presença de resíduos no mel brasileiro e com isso garantir nível de qualidade elevado:

Em 17 de março de 2006, um dos principais compradores do mel nacional, a União Européia, vetou a entrada do produto de procedência brasileira, sob a justificativa da ausência de controle e monitoramento de resíduos no produto brasileiro. Além disso, a União Européia utilizou-se da alegação de que o governo brasileiro não teria cumprido a exigência feita pelas autoridades sanitárias do bloco de realizar um controle rigoroso para detectar resíduos no produto. A medida de vetar a entrada do mel de procedência brasileira foi fundamentada em dois relatórios apresentados pelo Serviço Alimentar e Veterinário (FVO), que foram elaborados em 2003 e em 2005, a partir de visitas realizadas para inspecionar os processos de produção e monitoramento de produtos de origens animal e vegetal no país. (CRESPAM e SCHERER, 2009, p.13).

⁷ O Governo federal, por intermédio do Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento desenvolveu controles de qualidades de resíduos adequados aos padrões de exigências da União Europeia. O monitoramento integrava também as ações do processo de controle de resíduos no mel brasileiro destinado à UE, com exames em amostras do mel produzido pelo Brasil (BUAINAIN e BATALHA, 2007).

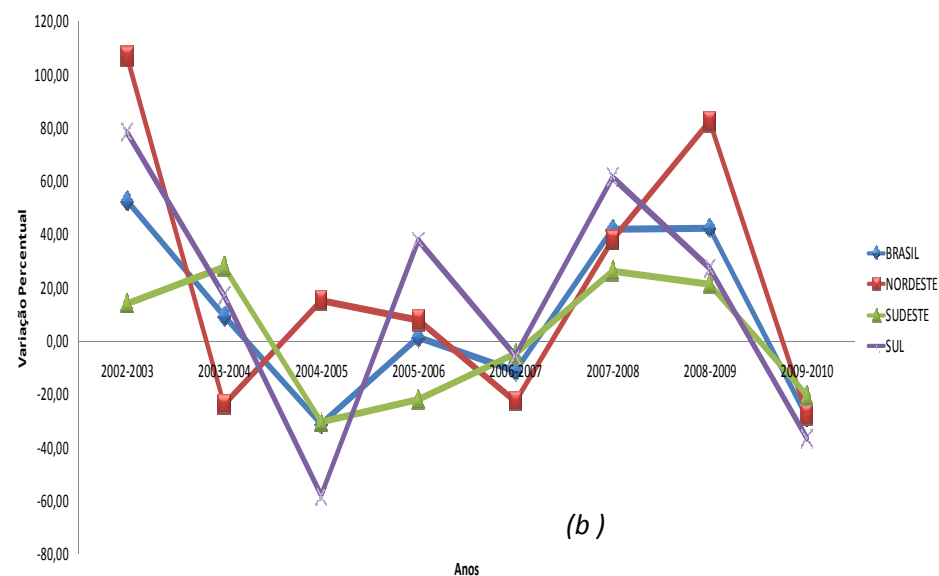
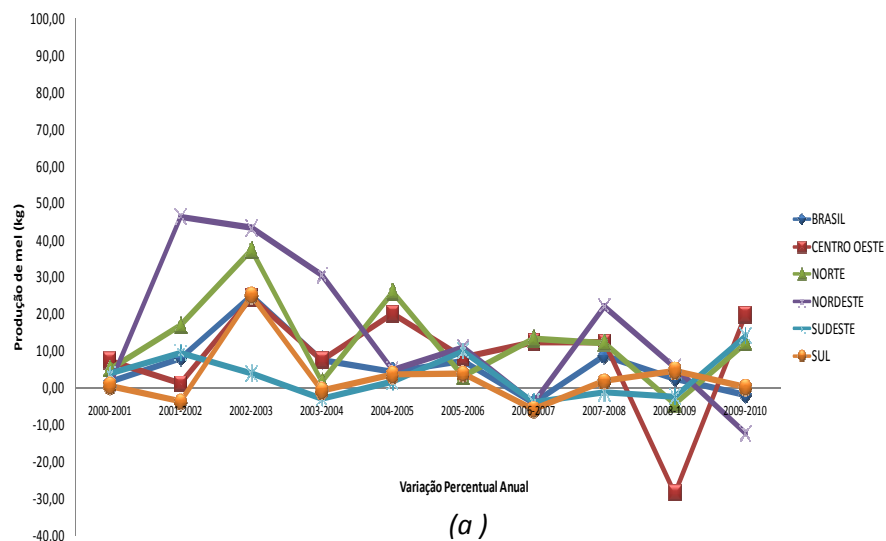
É importante destacar o fato de que o Brasil pode estar em uma situação confortável quando comparado com Argentina e China, no tocante à produção de mel natural:

A apicultura brasileira conseguiu abrir as portas do mercado externo para o mel nacional graças, principalmente, aos problemas que assolaram os dois principais fornecedores de mel para o mercado mundial: a China e a Argentina. A China, maior produtora do mundo, teve suas exportações de mel suspensas pela União Européia após ser detectada a presença de clorofenicol em seu produto. Os apiários argentinos sofreram em decorrência da criação pútrida uma doença que ataca as abelhas e não tem cura. Mais recentemente, a própria produção brasileira foi vitimada por exigências da União Européia. A expansão recente indica o potencial, e os fatores responsáveis pela expansão apontam alguns elementos críticos para o sucesso (BRASIL, 2007, p. 129).

O gráfico 2 reforça o impacto dos dois fatos relatados anteriormente, influenciando no volume de mel natural produzido e exportado pelo Brasil. Inicialmente, é possível denotar que, apesar do crescimento em quase todos os anos da quantidade produzida e exportada, a produção de mel cresce baseada em taxas não constantes. Com base na ilustração gráfica “a”, que detalha a variação percentual da produção de mel natural, é possível perceber o maior pico de crescimento, entre os anos de 2001 a 2003. Destaque-se registro para o aumento na quantidade produzida da Região Nordeste, que alcançou a maior taxa de crescimento no referido período, comparando com as demais regiões. Desta forma, é possível sinalizar que, neste momento, a produção brasileira de mel natural poderia receber o impacto positivo do embargo contra o mel argentino e chinês.

No lado “b” do gráfico 2, é possível perceber que o Brasil e as regiões consideradas apresentaram elevada variação de crescimento do volume exportado de mel natural na comparação dos anos de 2002 com 2003. Nos anos que seguem imediatamente, a produção continua crescendo a taxas positivas, porém a exportação brasileira passa por variações negativas de crescimento. O segundo ponto de maior destaque localiza-se entre os anos de 2006 e 2007, quando as regiões responsáveis por mais de 96% da produção de mel brasileira passaram por momentos de falta de crescimento. Quadro semelhante acontece com os resultados das exportações, no entanto, esta última promove variações ainda mais negativas no tocante ao montante de mel natural exportado. Com isso, pode-se sinalizar o embargo europeu direcionado ao mel brasileiro, contribuindo para reduzir a exportação brasileira do referido produto.

Gráfico 2 – Variação percentual da quantidade produzida (a) e da quantidade exportada (b) de mel natural brasileiro e das grandes regiões: 2000 – 2010.



NOTAS: 1. Foram excluídas as informações relacionadas à variação percentual da exportação das regiões brasileiras Centro Oeste e Norte por apresentarem exportações apenas em alguns dos anos, inviabilizando, assim, a exposição gráfica da variação percentual.

2. Consideram-se apenas as exportações a partir do ano de 2002, em decorrência de as regiões brasileiras não terem registrado e/ou foram inexpressivas as exportações de mel natural nos anos de 2000 e 2001.

Fonte: Organizado pelo autor, de acordo com os dados do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

Quando se realizam comparações entre o total produzido e exportado pelo Brasil e suas regiões, informações entram em conflito, conforme se verifica pela tabela 1. Por um lado, o rótulo de maior produtor pertence à região Sul; por outro lado, a região com maior volume de exportação é a Sudeste. Em razão deste fato, surgem as seguintes inquietações: i) até que ponto o mercado brasileiro (seja ele local, estadual, regional ou nacional) consumidor de mel natural influencia no total exportado deste produto? ii) do total produzido que excede o volume de mel exportado, quando e qual o destino – consumidor final ou indústrias de beneficiamento?

A região Sul, ao longo do período analisado, reduziu percentualmente a participação no total de mel produzido pelo Brasil, passando de 58% em 2000, para 43,49% em 2010. Tal realidade tornou-se ainda mais crônica na evolução da representação do volume exportado pela região sulista – caiu de 91,35% em 2000 para 29,16% em 2010. Com isso, é possível perceber um pouco da importância desta região para o mercado brasileiro de mel natural. A região Sudeste auferiu resultados de maior destaque na sua participação no total de mel comercializado internacionalmente, pois, em 2000, representava apenas 5% deste total, tornando-se em 2010 a região que mais exportou mel brasileiro, com 31%. Com relação ao total produzido, apesar de ter elevado o volume, a região Sudeste reduziu sua participação percentual de 20% em 2000 para 16% do total de mel gerado pelo Brasil em 2010.

A região Nordeste, integrante do grupo que concentra, juntamente com Sul e Sudeste, a quantidade produzida e exportada de mel natural brasileiro, além de ter aumentando o total produzido entre os anos de 2000 a 2010, dobrou sua participação no total produzido pelo Brasil, saindo de 17% para 34% no período analisado. O Centro Oeste e o Norte brasileiro, conjuntamente, em 2000, foram responsáveis por mais de 4% do total produzido de mel natural pelo Brasil, alcançando, no ano de 2010, 6% de participação. Nesse mesmo período, suas exportações de mel foram insignificantes, não conseguindo promover assiduidade anual com a venda de mel natural para os mercados internacionais.

Tabela 1 – Produção e exportação do mel natural brasileiro para o Brasil e Regiões: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
CENTRO OESTE	611.704	2,80	656.773	2,96	664.406	2,77	827.428	2,76	890.294	2,76	1.069.980	3,17	1.158.336	3,20	1.302.018	3,75	1.462.111	3,87	1.046.838	2,70	1.290.584	3,39
NORDESTE	3.748.108	17,16	3.799.504	17,11	5.560.006	23,16	7.967.658	26,56	10.401.191	32,24	10.910.916	32,36	12.102.924	33,47	11.598.423	33,41	14.152.170	37,48	14.963.621	38,64	13.116.528	34,50
NORTE	301.696	1,38	317.515	1,43	371.143	1,55	509.863	1,70	518.834	1,61	653.467	1,94	673.729	1,86	763.759	2,20	857.270	2,27	821.058	2,12	921.781	2,42
SUDESTE	4.513.538	20,66	4.686.222	21,10	5.136.595	21,39	5.335.856	17,79	5.187.350	16,08	5.272.302	15,63	5.804.918	16,05	5.584.142	16,08	5.524.508	14,63	5.393.541	13,93	6.156.257	16,19
SUL	12.670.098	58,00	12.745.601	57,40	12.277.442	51,14	15.357.099	51,19	15.266.363	47,32	15.815.522	46,90	16.422.483	45,41	15.468.169	44,56	15.759.766	41,74	16.501.313	42,61	16.532.253	43,49
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
CENTRO OESTE	4	0,00	125	0,01	120	0,00	30	0,00	479	0,00	0	0,00	0	0,00	1.000	0,01	38.095	0,21	57.301	0,22	0	0,00
NORDESTE	0	0,00	244.479	9,85	2.706.926	21,41	5.597.148	29,04	4.255.140	20,23	4.884.920	33,82	5.253.154	35,98	4.055.045	31,42	5.600.115	30,65	10.203.482	39,27	7.360.820	39,80
NORTE	9.499	3,56	0	0,00	0	0,00	0	0,00	1	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
SUDESTE	13.578	5,09	300.846	12,12	6.290.673	49,76	7.171.752	37,21	9.171.990	43,60	6.374.448	44,13	4.964.232	34,00	4.719.568	36,57	5.956.183	32,60	7.229.151	27,82	5.738.828	31,03
SUL	243.673	91,35	1.937.750	78,03	3.645.122	28,83	6.503.093	33,74	7.609.453	36,17	3.185.069	22,05	4.384.334	30,03	4.131.184	32,01	6.675.034	36,54	8.496.214	32,70	5.393.142	29,16

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

3.2.1 Região Centro Oeste

Do ponto de vista do total exportado de mel natural pelos Estados que formam a região Centro Oeste, esta possui volume insignificante, quando comparada com as demais regiões brasileiras. No tocante ao total produzido, Mato Grosso do Sul apresenta-se como maior produtor de mel natural desta região, conforme informações da tabela 2. Apesar de entre os anos de 2000 e 2010, o total de mel cultivado ter aumentado em termos absolutos, reduziu-se, porém, sua participação relativa na produção regional, caindo de 49% para 39% no período ora citado. Como segundo maior produtor, o Estado do Mato Grosso manteve-se praticamente constante, apesar de um leve crescimento, passando de 31% no ano 2000 para 33% em 2010. O Estado goiano, mesmo representando a menor produção de mel natural do Centro Oeste, no período citado, cresceu cerca de 5% no total produzido pela região.

3.2.2 Região Norte

Com o menor volume produzido e exportado, a região Norte configura-se com representatividade que não extrapola ao longo da década passada, pouco mais de 2% do total produzido pelo Brasil. De acordo com a tabela 3, os Estados do Pará, Rondônia e Roraima, apesar de serem os principais produtores de mel natural desta região, acumularam ao longo do intervalo de tempo analisado um total de pouco mais de quatro mil toneladas.

No que diz respeito a possíveis justificativas do insignificante volume de mel exportado registrado pelos Estados da região Norte, duas hipóteses são levantadas: a primeira é que o consumo interno relativo a esta região e do Brasil consegue absorver boa parte da sua produção; e segundo, o mel está sendo comercializado por empreendimentos localizados em outros estados brasileiros e, conseqüentemente, é contabilizado como de outro estado fora da região nortista.

Tabela 2 – Produção e exportação do mel natural brasileiro para o Brasil e Estados da Região Centro Oeste: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
CENTRO OESTE	611.704	2,80	656.773	2,96	664.406	2,77	827.428	2,76	890.294	2,76	1.069.980	3,17	1.158.336	3,20	1.302.018	3,75	1.462.111	3,87	1.046.838	2,70	1.290.584	3,39
GOIÁS	117.371	19,19	128.222	19,52	155.133	23,35	178.845	21,61	224.616	25,23	244.580	22,86	308.005	26,59	314.530	24,16	322.010	22,02	301.335	28,79	314.867	24,40
MATO GROSSO	191.547	31,31	188.188	28,65	174.845	26,32	241.112	29,14	300.089	33,71	374.786	35,03	365.006	31,51	346.339	26,60	493.879	33,78	315.021	30,09	428.035	33,17
MATO GROSSO DO SUL	302.786	49,50	340.363	51,82	334.428	50,33	407.471	49,25	365.589	41,06	450.614	42,11	485.325	41,90	641.149	49,24	646.222	44,20	430.482	41,12	512.417	39,70
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
CENTRO OESTE	4	0,00	125	0,01	120	0,00	30	0,00	479	0,00	0	0,00	0	0,00	1.000	0,01	38.095	0,21	57.301	0,22	0	0,00
GOIÁS	4	100,00	125	100,00	120	100,00	0	0,00	479	100,00	0	0,00	0	0,00	1.000	100,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
MATO GROSSO	0	0,00	0	0,00	0	0,00	30	100,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	38.095	100,00	57.230	99,88	0	0,00
MATO GROSSO DO SUL	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	71	0,12	0	0,00

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

Tabela 3 – Produção e exportação do mel natural brasileiro para o Brasil e Estados da Região Norte: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
NORTE	301.696	1,38	317.515	1,43	371.143	1,55	509.863	1,70	518.834	1,61	653.467	1,94	673.729	1,86	763.759	2,20	857.270	2,27	821.058	2,12	921.781	2,42
ACRE	1.800	0,60	3.305	1,04	3.300	0,89	4.483	0,88	4.927	0,95	4.279	0,65	3.704	0,55	4.766	0,62	5.060	0,59	5.966	0,73	5.203	0,56
AMAPÁ	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	7.753	0,90	7.599	0,93	7.752	0,84
AMAZONAS	498	0,17	505	0,16	600	0,16	1.018	0,20	1.043	0,20	1.043	0,16	1.085	0,16	1.152	0,15	19.040	2,22	21.392	2,61	45.449	4,93
PARÁ	83.354	27,63	78.285	24,66	91.621	24,69	149.385	29,30	199.419	38,44	223.597	34,22	261.159	38,76	359.308	47,04	397.423	46,36	354.688	43,20	401.656	43,57
RONDÔNIA	164.619	54,56	174.865	55,07	192.352	51,83	194.057	38,06	102.315	19,72	110.744	16,95	129.650	19,24	154.758	20,26	160.600	18,73	168.403	20,51	171.990	18,66
RORAIMA	4.720	1,56	4.720	1,49	12.530	3,38	70.000	13,73	121.800	23,48	202.240	30,95	160.351	23,80	129.815	17,00	132.530	15,46	133.125	16,21	133.560	14,49
TOCANTINS	46.705	15,48	55.835	17,58	70.740	19,06	90.920	17,83	89.330	17,22	111.564	17,07	117.780	17,48	113.960	14,92	134.864	15,73	129.885	15,82	156.171	16,94
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
NORTE	9.499	3,56	0	0,00	0	0,00	0	0,00	1	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
ACRE	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
AMAPÁ	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
AMAZONAS	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
PARÁ	9.499	100	0	0,00	0	0,00	0	0,00	1	100,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
RONDÔNIA	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
RORAIMA	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
TOCANTINS	0	0	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

3.2.3 Região Nordeste

O Nordeste brasileiro, sem dúvida, possui uma dinâmica bastante favorável que facilita desde o processo produtivo do mel natural (disponibilidade de área com pasto apícola) e infraestruturas de envasamento e logística de transporte para o mel natural. As informações contidas na tabela 4 reforçam esta análise. Ao longo da década passada, os Estados nordestinos alavancaram suas produções de tal forma que, em 2001, o Piauí ultrapassou a barreira das mil toneladas produzidas. Em 2002, foi a vez de o Ceará romper o nível de um milhão de quilos de mel natural produzido. Esses dois estados nordestinos são responsáveis, em média, por quase 60% de toda a produção regional.

Especificamente, a produção de mel cearense, juntamente com a pernambucana, foram somente elas, as que acompanharam a dinâmica regional no tocante ao crescimento, passando de 17% e 9% no ano de 2000 para quase 22% e 16% em 2010, respectivamente. Piauí e Sergipe elevaram o total produzido, porém, o primeiro apresentou redução em suas contribuições no percentual produzido pelo Nordeste e o segundo quase dobrou sua participação. A produção piauiense reduziu drasticamente, saindo de 49,70% no ano de 2000 para 24,87% em 2010 do total de mel natural produzido pelo Nordeste. Alagoas, Sergipe e Paraíba produziram a menor parcela do mel nordestino. Ambas perfizeram em 2000 um total de aproximadamente 1,65%, passando para 4,56% no ano de 2010.

As informações da tabela 4 revelam também um panorama semelhante à parte das informações expostas nas tabelas 2 e 3, Centro Oeste e Norte, respectivamente, isto é, mesmo com todos os Estados produzindo mel natural, o volume mais elevado das exportações se concentra somente em alguns Estados; no caso nordestino, precisamente Ceará e Piauí. Com efeito, é possível sinalizar um processo de concentração das exportações de mel registradas pelo Nordeste, uma vez que, em média, 90% do total comercializado para mercados internacionais por esta região são oriundos do Ceará e Piauí. É importante salientar ainda que, a partir do ano de 2005, o Estado do Rio Grande do Norte começa a apresentar volume exportado de mel natural, e, com isso, assumindo o terceiro lugar em termos de quantidade de mel enviado para o mercado internacional pelo Nordeste brasileiro.

Tabela 4 – Produção e exportação do mel natural brasileiro para o Brasil e Estados nordestinos: 2000 – 2010.

TERRITÓRIO	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
NORDESTE	3.748.108	17,16	3.799.504	17,11	5.560.006	23,16	7.967.658	26,56	10.401.191	32,24	10.910.916	32,36	12.102.924	33,47	11.598.423	33,41	14.152.170	37,48	14.963.621	38,64	13.116.528	34,50
ALAGOAS	13.941	0,37	21.200	0,01	14.513	0,26	85.696	1,08	116.098	1,12	183.946	1,69	163.885	1,35	169.509	1,46	155.075	1,10	169.609	1,13	203.025	1,55
BAHIA	520.908	13,90	688.105	18,11	873.278	15,71	1.418.628	17,80	1.494.713	14,37	1.775.414	16,27	2.046.930	16,91	2.199.615	18,96	2.194.679	15,51	1.922.081	12,85	2.396.863	18,27
CEARÁ	654.791	17,47	671.873	17,68	1.373.377	24,70	1.895.918	23,80	2.933.133	28,20	2.311.626	21,19	3.053.053	25,23	3.137.465	27,05	4.072.702	28,78	4.734.959	31,64	2.760.342	21,15
MARANHÃO	132.478	3,53	133.026	3,50	158.076	2,84	285.863	3,59	436.161	4,19	517.533	4,74	558.775	4,62	537.408	4,63	780.514	5,52	747.563	5,00	1.118.997	8,53
PARAÍBA	30.036	0,80	32.364	0,85	41.228	0,74	58.643	0,74	73.031	0,70	87.607	0,80	263.964	2,18	207.545	1,79	222.224	1,57	272.558	1,82	269.900	2,06
PERNAMBUCO	344.325	9,19	320.109	8,43	575.016	10,34	653.418	8,20	883.196	8,49	1.028.772	9,43	1.161.579	9,60	1.176.857	10,15	1.382.104	9,77	1.594.685	10,66	2.094.397	15,97
PIAUI	1.862.739	49,70	1.741.078	45,82	2.221.510	39,96	3.146.358	39,49	3.894.437	37,44	4.497.392	41,22	4.195.910	34,67	3.483.109	30,03	4.143.804	29,28	4.278.146	28,59	3.262.456	24,87
RIO GRANDE DO NORTE	171.084	4,56	160.749	4,23	247.048	4,44	372.791	4,68	515.215	4,95	447.882	4,10	585.366	4,84	611.393	5,27	1.065.455	7,53	1.107.409	7,40	885.835	6,75
SERGIPE	17.806	0,48	31.000	0,82	55.960	0,10	50.343	0,63	55.207	0,53	60.744	0,56	73.462	0,61	75.522	0,65	135.613	0,96	136.611	0,91	124.713	0,95
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
NORDESTE	0	0,00	244.479	9,85	2.706.926	21,41	5.597.148	29,04	4.255.140	20,23	4.884.920	33,82	5.253.154	35,98	4.055.045	31,42	5.600.115	30,65	10.203.482	39,27	7.360.820	39,80
ALAGOAS	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0	0,00	0	0,00	0,00
BAHIA	0	0,00	0	0,00	0	0,00	244.986	4,38	122.085	2,87	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	58.000	0,57	163.779	2,23
CEARÁ	0	0,00	244.479	100,00	1.965.622	72,61	2.342.318	41,85	2.385.469	56,06	2.341.854	47,94	2.723.109	51,84	1.731.511	42,70	2.570.273	45,90	5.433.709	53,25	3.076.310	41,79
MARANHÃO	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	73.790	1,32	227.808	2,23	36.830	0,50
PARAÍBA	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
PERNAMBUCO	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	151.373	2,88	37.060	0,91	37.948	0,68	0	0,00	0	0,00
PIAUI	0	0,00	0	0,00	741.304	27,39	3.009.844	53,77	1.747.586	41,07	2.503.026	51,24	1.939.923	36,93	1.731.499	42,70	1.966.270	35,11	2.533.519	24,83	3.361.600	45,67
RIO GRANDE DO NORTE	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	40.040	0,82	438.749	8,35	554.975	13,69	951.834	17,00	1.950.446	19,12	722.301	9,81
SERGIPE	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

3.2.4 Região Sudeste

A região Sudeste apresenta-se como aquela com uma das realidades mais complexa de se analisar. Conforme exposto na tabela 1, esta região brasileira figurou como maior exportadora de mel natural do Brasil (apesar dos anos de 2006, 2009 e 2010, o Nordeste ter assumido o posto de maior exportador), porém sendo apenas a terceira maior produtora de mel natural. Os Estados de São Paulo e Minas Gerais são os dois maiores produtores de mel da região sudestina, sendo que o Estado mineiro alcançou posto de maior produtor em grande parte do período analisado.

O Rio de Janeiro figura como o terceiro maior produtor, porém reduziu o volume de mel cultivado no período analisado, bem como o percentual de participação no total produzido pela região Sudeste. O Estado do Espírito Santo regrediu ao patamar de menor produtor de mel da região Sudeste, porém, ao longo do período investigado, elevou sua produção e participação percentual no volume gerado por esta região, passando de uma participação de 3,9% no ano de 2000 para 7,6% no ano de 2010.

Outro processo de concentração averiguado, em moldes semelhantes ao identificado na tabela 4, que expusera a realidade do volume exportado de mel natural pela região Nordeste, é verificado na tabela 5. Em média, mais de 90% do mel exportado pela região Sudeste é registrado com o carimbo de origem do território paulista. Esta configuração talvez possua traços de semelhanças com a característica do mel direcionado para a Alemanha:

[...] vale destacar a Alemanha, que importa grande quantidade de mel a granel para distribuí-lo, já envasado, por toda a Europa. Isto confirma o fato de que este país importa o mel natural de outros países, principalmente do Brasil, e o exporta, atuando como canal de distribuição para outros mercados, sendo simultaneamente grandes importadores e grandes exportadores de mel. (VASQUEZ e NOGUEIRA, 2010, p. 6).

Assim, é possível que a hipótese e o Estado de São Paulo ser o grande centro distribuidor e exportador do Brasil, ganha robustez e respaldo, pois o total de mel natural destinado ao mercado internacional por esse Estado ultrapassa o valor da sua produção.

Tabela 5 – Produção e exportação do mel natural brasileiro do Brasil e Estados da Região Sudeste: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
SUDESTE	4.513.538	20,66	4.686.222	21,10	5.136.595	21,39	5.335.856	17,79	5.187.350	16,08	5.272.302	15,63	5.804.918	16,05	5.584.142	16,08	5.524.508	14,63	5.393.541	13,93	6.156.257	16,19
ESPÍRITO SANTO	176.655	3,91	179.725	3,84	275.957	5,37	312.455	5,86	352.626	6,80	333.494	6,33	403.224	6,95	306.683	5,49	330.929	5,99	366.625	6,80	467.955	7,60
MINAS GERAIS	2.100.982	46,55	2.068.024	44,13	2.408.189	46,88	2.194.385	41,13	2.134.370	41,15	2.207.925	41,88	2.482.174	42,76	2.624.908	47,01	2.862.052	51,81	2.605.800	48,31	3.076.439	49,97
RIO DE JANEIRO	405.556	8,99	385.255	8,22	359.672	7,00	374.715	7,02	367.146	7,08	335.041	6,35	377.934	6,51	320.364	5,74	314.627	5,70	317.775	5,89	350.575	5,69
SÃO PAULO	1.830.345	40,55	2.053.218	43,81	2.092.777	40,74	2.454.301	46,00	2.333.208	44,98	2.395.842	45,44	2.541.586	43,78	2.332.187	41,76	2.016.900	36,51	2.103.341	39,00	2.261.288	36,73
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
SUDESTE	13.578	5,09	300.846	12,12	6.290.673	49,76	7.171.752	37,21	9.171.990	43,60	6.374.448	44,13	4.964.232	34,00	4.719.568	36,57	5.956.183	32,60	7.229.151	27,82	5.738.828	31,03
ESPÍRITO SANTO	0	0,00	60.900	20,24	0	0,00	20.010	0,28	60.480	0,66	0	0,00	0	0,00	0	0,00	9	0,00	0	0,00	0	0,00
MINAS GERAIS	748	5,51	41.853	13,91	902.189	14,34	814.543	11,36	290.511	3,17	156.909	2,46	207.902	4,19	265.513	5,96	271.079	4,55	252.831	3,50	485.559	8,46
RIO DE JANEIRO	0	0,00	384	0,13	119	0,00	319	0,00	260.886	2,84	161.704	2,54	160	0,00	25	0,00	0	0,00	0	0,00	0	0,00
SÃO PAULO	12.830	94,49	197.709	65,72	5.388.365	85,66	6.336.880	88,36	8.560.113	93,33	6.055.835	95,00	4.756.170	95,81	4.454.030	100,00	5.685.095	95,45	6.976.320	96,50	5.253.269	91,54

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

3.2.5 Região Sul

A região Sul do Brasil possui o Estado do Rio Grande do Sul como maior produtor de mel natural, seguido pelos Estados do Paraná e Santa Catarina. Apesar de o território gaúcho produzir em maior escala do que os territórios paranaense e catarinense, o nível de concentração da produção é relativamente menor, quando comparado com a dinâmica das regiões Nordeste e Sudeste. Com efeito, é possível destacar certa homogeneidade no panorama produtivo da região Sul brasileira. É importante frisar que durante o intervalo que compreende os anos de 2000 a 2010, em média, as representatividades percentuais do Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina, foram, respectivamente, 46%, 27% e 26% da produção do Sul brasileiro.

Segundo informações da tabela 6, no período entre 2000 a 2006, Santa Catarina foi responsável pela maior parcela de mel natural exportada pela região Sul do Brasil, seguida pelo Paraná, entre os anos 2000 e 2004, e Rio Grande do Sul, entre os anos de 2005 e 2010. É possível perceber ainda a evolução do volume exportado de mel natural pelo território gaúcho, pois, em 2000, Santa Catarina era responsável por 99,97% do volume de mel exportado pela região Sul, reduzindo bruscamente para 26,07% em 2010. Enquanto isso, nesse mesmo período, o Rio Grande do Sul passou de 0,01% para 57,54% do mel exportado pela região sulista.

Tabela 6 – Produção e exportação do mel natural brasileiro do Brasil e Estados da Região Sul: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
PRODUÇÃO																						
BRASIL	21.845.144	100,00	22.205.615	100,00	24.009.592	100,00	29.997.904	100,00	32.264.032	100,00	33.722.187	100,00	36.162.390	100,00	34.716.511	100,00	37.755.825	100,00	38.726.371	100,00	38.017.403	100,00
SUL	12.670.098	58,00	12.745.601	57,40	12.277.442	51,14	15.357.099	51,19	15.266.363	47,32	15.815.522	46,90	16.422.483	45,41	15.468.169	44,56	15.759.766	41,74	16.501.313	42,61	16.532.253	43,49
PARANÁ	2.870.955	22,66	2.925.432	22,95	2.843.995	23,16	4.068.191	26,49	4.348.301	28,48	4.462.022	28,21	4.612.372	28,09	4.632.241	29,95	4.634.976	29,41	4.831.491	29,28	5.467.799	33,07
RIO GRANDE DO SUL	5.815.448	45,90	6.045.420	47,43	5.604.663	45,65	6.777.865	44,14	7.317.410	47,93	7.427.944	46,97	7.819.993	47,62	7.364.965	47,61	7.418.327	47,07	7.155.221	43,36	7.098.492	42,94
SANTA CATARINA	3.983.695	31,44	3.774.749	29,62	3.828.784	31,19	4.511.043	29,37	3.600.652	23,59	3.925.556	24,82	3.990.118	24,30	3.470.963	22,44	3.706.463	23,52	4.514.601	27,36	3.965.962	23,99
EXPORTAÇÃO																						
BRASIL	266.754	100,00	2.483.200	100,00	12.642.841	100,00	19.272.023	100,00	21.037.063	100,00	14.444.437	100,00	14.601.720	100,00	12.906.797	100,00	18.269.427	100,00	25.986.148	100,00	18.492.790	100,00
SUL	243.673	91,35	1.937.750	78,03	3.645.122	28,83	6.503.093	33,74	7.609.453	36,17	3.185.069	22,05	4.384.334	30,03	4.131.184	32,01	6.675.034	36,54	8.496.214	32,70	5.393.142	29,16
PARANÁ	51	0,02	122.913	6,34	848.659	23,28	1.911.613	29,40	1.735.044	22,80	334.015	10,49	898.498	20,49	834.504	20,20	1.563.369	23,42	1.608.895	18,94	884.021	16,39
RIO GRANDE DO SUL	14	0,01	314	0,02	77.092	2,11	555.087	8,54	1.691.229	22,23	588.783	18,49	1.483.807	33,84	1.851.494	44,82	3.715.420	55,66	3.759.907	44,25	3.102.961	57,54
SANTA CATARINA	243.608	99,97	1.814.523	93,64	2.719.371	74,60	4.036.393	62,07	4.183.180	54,97	2.262.271	71,03	2.002.029	45,66	1.445.186	34,98	1.396.245	20,92	3.127.412	36,81	1.406.160	26,07

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do IBGE (2011) e SECEX/MDIC (2011).

3.3 Quais os principais destinos do mel natural exportado pelo Brasil?

Considerando o período de 2000 a 2010, os principais mercados internacionais que importaram mel natural brasileiro são os Estados Unidos da América – EUA, Alemanha e Reino Unido, respectivamente, representando o total de 83,7; 49,6; e 10,8 mil toneladas: no entanto, os EUA passaram a dominar o *ranking* de principal destino das exportações de mel somente a partir do ano de 2006. Anteriormente, a Alemanha era o principal importador de mel natural brasileiro. No tocante às grandes regiões, seguem o panorama nacional, com exceção da região Norte, já que possui pouca ou inexpressiva quantidade de mel natural exportado, conforme informações da tabela 7.

Tabela 7 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e das Regiões Centro Oeste, Norte, Nordeste, Sudeste e Sul: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG
BRASIL	Alemanha	243.600	Alemanha	2.106.830	Estados Unidos	6.139.387	Alemanha	10.563.344	Alemanha	10.745.806	Alemanha	6.234.213	Estados Unidos	10.784.981	Estados Unidos	11.704.260	Estados Unidos	13.693.751	Estados Unidos	16.975.618	Estados Unidos	10.336.823
	Argentina	7.504	Estados Unidos	292.644	Alemanha	5.391.356	Estados Unidos	6.777.508	Reino Unido	3.772.795	Reino Unido	3.780.175	Alemanha	2.585.636	Canadá	843.760	Alemanha	2.706.130	Alemanha	4.843.097	Alemanha	4.239.832
	Japão	4.342	Espanha	41.020	Reino Unido	702.806	Reino Unido	1.163.131	Estados Unidos	3.774.640	Estados Unidos	3.317.069	Reino Unido	831.083	África do Sul	251.779	Canadá	896.540	Reino Unido	2.259.813	Reino Unido	2.157.269
CENTRO OESTE	Japão	4	Japão	125	Japão	120	Estados Unidos	30	Estados Unidos	479	-	0	-	0	Hong Kong	1.000	Estados Unidos	38.095	Estados Unidos	57.230	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Bolívia	71	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
NORTE	Libano	9.499	-	0	-	0	-	0	França	1	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
NORDESTE	-	0	Alemanha	244.479	Alemanha	1.914.542	Alemanha	3.357.356	Alemanha	2.534.972	Alemanha	2.345.497	Estados Unidos	4.760.898	Estados Unidos	3.593.393	Estados Unidos	4.722.453	Estados Unidos	7.732.265	Estados Unidos	5.281.384
	-	0	-	0	Estados Unidos	711.859	Estados Unidos	1.858.258	Estados Unidos	1.099.828	Estados Unidos	1.572.655	Reino Unido	173.190	Canadá	422.631	Alemanha	456.720	Reino Unido	913.447	Alemanha	852.008
	-	0	-	0	Reino Unido	60.900	Espanha	140.360	Reino Unido	398.805	Reino Unido	801.309	Alemanha	118.504	Austrália	38.940	Canadá	376.269	Alemanha	605.455	Reino Unido	670.624
SUDESTE	Argentina	7.504	Alemanha	258.814	Estados Unidos	4.298.591	Alemanha	3.347.465	Alemanha	2.826.312	Alemanha	2.351.549	Estados Unidos	3.637.579	Estados Unidos	4.438.479	Estados Unidos	5.271.497	Estados Unidos	4.197.556	Estados Unidos	2.179.422
	Japão	4.338	Estados Unidos	20.586	Alemanha	1.328.150	Estados Unidos	2.648.658	Reino Unido	2.700.115	Reino Unido	2.463.865	Alemanha	756.360	África do Sul	213.880	Alemanha	199.080	Alemanha	1.681.340	Alemanha	1.141.392
	Estados Unidos	748	Canadá	19.200	Reino Unido	499.900	Reino Unido	821.721	Estados Unidos	1.736.581	Estados Unidos	661.379	Reino Unido	409.470	Japão	22.424	Canadá	161.116	Reino Unido	812.165	Reino Unido	1.125.304
SUL	Alemanha	243.600	Alemanha	1.603.537	Alemanha	2.148.664	Alemanha	3.858.523	Alemanha	5.384.522	Alemanha	1.537.167	Estados Unidos	2.386.504	Estados Unidos	3.672.137	Estados Unidos	3.661.706	Estados Unidos	4.988.567	Estados Unidos	2.797.138
	Estados Unidos	22	Estados Unidos	272.058	Estados Unidos	1.128.937	Estados Unidos	2.270.562	Estados Unidos	858.169	Estados Unidos	1.083.035	Alemanha	1.606.197	Canadá	400.829	Alemanha	2.050.330	Alemanha	2.556.302	Alemanha	1.985.572
	Paraguai	51	Espanha	41.020	Bélgica	223.905	Reino Unido	181.230	Reino Unido	501.075	Reino Unido	515.001	Reino Unido	248.423	África do Sul	37.899	Canadá	359.155	Reino Unido	534.201	Reino Unido	184.076

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

No tocante ao total exportado, as regiões brasileiras são agrupadas em dois conjuntos distintos. Por um lado, a região Centro Oeste e Norte formam o território com menor percentual exportado, a primeira com pouco mais de 100 toneladas de mel natural exportado; a segunda não conseguiu alcançar o volume de 10 toneladas exportadas entre o período de 2000 a 2010. Por outro lado, as regiões Nordeste, Sudeste e Sul, responsáveis por mais de 95% das exportações de mel, possuem comportamentos com algumas particularidades, pois a região nordestina foi responsável pelo maior volume de exportação para os EUA quando comparada às demais grandes regiões brasileiras; Sudeste e Sul, apesar do destino principal das exportações de mel natural ser o Continente norte americano, as vendas para a Alemanha tiveram maior expressão quando se a compara com o Nordeste. Por conseguinte, é possível arquitetar as seguintes indagações: i) até que ponto a diversidade dos méis produzidos no Brasil podem ser componente de competitividade para os Estados brasileiros barganharem vendas em países? ii) por que as regiões Sul e Sudeste conseguem exportar uma quantidade mais elevada para a Alemanha quando comparada com as demais regiões brasileiras? iii) qualidades, aspectos químicos e físicos do mel exportado são determinantes para direcionamento do destino?

Tratando especificamente a dinâmica estadual de exportações de mel natural conforme a região, consoante frisado anteriormente, o Centro Oeste, representada pelo Estado do Mato Grosso no período de 2000 a 2010, exportou 95 toneladas destinadas para os Estados Unidos; e o Estado de Goiás, com pouco mais 1,5 tonelada comercializada para o Japão e Mato Grosso do Sul, com 71 quilos exportados para a Bolívia. No tocante aos territórios que compõem a região Norte, no período considerado, somente o Pará exportou, totalizando uma tonelada destinada ao Líbano.

A região Nordeste, responsável por uma parcela considerável do mel natural exportado pelo Brasil, possui característica bem definida. A ausência das informações sobre o volume exportado de mel é o motivo da exclusão de Alagoas, Paraíba e Sergipe da exposição desenhada na tabela 8.

TABELA 8 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Nordeste: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG
BRASIL	Alemanha	243.600	Alemanha	2.106.830	Estados Unidos	6.139.387	Alemanha	10.563.344	Alemanha	10.745.806	Alemanha	6.234.213	Estados Unidos	10.784.981	Estados Unidos	11.704.260	Estados Unidos	13.693.751	Estados Unidos	16.975.618	Estados Unidos	10.336.823
	Argentina	7.504	Estados Unidos	292.644	Alemanha	5.391.356	Estados Unidos	6.777.508	Reino Unido	3.772.795	Reino Unido	3.780.175	Alemanha	2.585.636	Canadá	843.760	Alemanha	2.706.130	Alemanha	4.843.097	Alemanha	4.239.832
	Japão	4.342	Espanha	41.020	Reino Unido	702.806	Reino Unido	1.163.131	Estados Unidos	3.774.640	Estados Unidos	3.317.069	Reino Unido	831.083	África do Sul	251.779	Canadá	896.540	Reino Unido	2.259.813	Reino Unido	2.157.269
NORDESTE	-	0	Alemanha	244.479	Alemanha	1.914.542	Alemanha	3.357.356	Alemanha	2.534.972	Alemanha	2.345.497	Estados Unidos	4.760.898	Estados Unidos	3.593.393	Estados Unidos	4.722.453	Estados Unidos	7.732.265	Estados Unidos	5.281.384
	-	0	-	0	Estados Unidos	711.859	Estados Unidos	1.858.258	Estados Unidos	1.099.828	Estados Unidos	1.572.655	Reino Unido	173.190	Canadá	422.631	Alemanha	456.720	Reino Unido	913.447	Alemanha	852.008
	-	0	-	0	Reino Unido	60.900	Espanha	140.360	Reino Unido	398.805	Reino Unido	801.309	Alemanha	118.504	Austrália	38.940	Canadá	376.269	Alemanha	605.455	Reino Unido	670.624
BAHIA	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	104.310	Alemanha	62.410	-	0	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	58.000	Estados Unidos	65.477
	-	0	-	0	-	0	Reino Unido	101.370	Reino Unido	39.665	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Alemanha	68.636
	-	0	-	0	-	0	Alemanha	39.306	Estados Unidos	20.010	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Canadá	18.810
CEARÁ	-	0	Alemanha	244.479	Alemanha	1.325.842	Alemanha	1.137.150	Alemanha	1.052.476	Reino Unido	721.789	Estados Unidos	2.349.357	Estados Unidos	1.327.329	Estados Unidos	1.896.291	Estados Unidos	3.363.527	Estados Unidos	2.185.766
	-	0	-	0	Estados Unidos	578.855	Estados Unidos	1.065.364	Estados Unidos	853.358	Estados Unidos	843.407	Reino Unido	173.190	Canadá	404.101	Alemanha	333.600	Reino Unido	913.447	Reino Unido	506.050
	-	0	-	0	Reino Unido	60.900	Canadá	59.935	Reino Unido	359.140	Alemanha	652.753	Canadá	94.795	Cabo Verde	81	Canadá	295.709	Alemanha	565.080	Canadá	184.035
MARANHÃO	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	73.790	Estados Unidos	186.268	Estados Unidos	36.830
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Canadá	41.540	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
PERNAMBUCO	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	151.373	Canadá	18.530	Estados Unidos	37.948	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	18.530	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
PIAUI	-	0	-	0	Alemanha	588.700	Alemanha	2.180.900	Alemanha	1.420.086	Alemanha	1.652.704	Estados Unidos	1.821.419	Estados Unidos	1.692.559	Estados Unidos	1.762.590	Estados Unidos	2.231.969	Estados Unidos	2.291.170
	-	0	-	0	Estados Unidos	133.004	Estados Unidos	688.584	Estados Unidos	226.460	Estados Unidos	729.248	Alemanha	118.504	Austrália	38.940	Alemanha	123.120	Canadá	281.785	Alemanha	783.372
	-	0	-	0	Itália	19.600	Espanha	140.360	Itália	60.160	Reino Unido	79.520	-	0	-	0	Canadá	80.560	Alemanha	19.765	Reino Unido	164.574
RIO GRANDE DO NORTE	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Alemanha	40.040	Estados Unidos	438.749	Estados Unidos	554.975	Estados Unidos	951.834	Estados Unidos	1.892.501	Estados Unidos	702.141
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Canadá	37.335	Canadá	20.160
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	Alemanha	20.610	-	0

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2010).

Os Estados do Ceará e Piauí são os responsáveis pela maior parte do volume exportado; em seguida, os demais Estados (Bahia, Maranhão, Pernambuco e Rio Grande do Norte) possuem características semelhantes no que diz respeito à quantidade exportada, porém em parcela bem menor quando conferidos com a realidade cearense e piauiense. Especificamente, o Ceará segue a dinâmica nacional e regional, uma vez que exporta em maior quantidade para os Estados Unidos, Alemanha e Reino Unido, respectivamente, representando um total de 14,4; 5,3; e 2,7 mil toneladas entre os anos de 2000 a 2010. Salienta-se que, nos últimos anos, o Canadá aumentou a importação de mel brasileiro, chegando a alcançar um total de 1,03 mil toneladas, ocupando o posto do quarto destino do mel natural cearense.

Representando o total de 11,5; 6,8; e 0,36 mil toneladas, Estados Unidos, Alemanha e Canadá, respectivamente, são os principais destinos do mel natural piauiense. É importante ressaltar que, mesmo detendo os postos de maiores exportadores de mel natural da região Nordeste, de acordo com informações do SECEX/MDIC (2011), Ceará e Piauí iniciaram suas exportações somente em 2001 e 2002, respectivamente. Os demais estados nordestinos considerados – Bahia, Maranhão, Pernambuco e Rio Grande do Norte – possuem como principais destinos Estados Unidos, Alemanha, Reino Unido e Canadá.

No tocante à região Sudeste, verifica-se pela tabela 9 que o Estado de São Paulo aparece como principal exportador, alcançando quase a totalidade do mel natural exportado pela região Sudeste. Após o Estado paulista, Minas Gerais surge com um total exportado menor, porém em patamares mais elevados quando comparado com Espírito Santo e Rio de Janeiro. São Paulo, seguindo a tendência nacional e sudestina, exporta mel natural para os EUA, Alemanha e Reino Unido, com 32,2; 12,4; e 8,6 mil toneladas, respectivamente.

Com o total de 2,01; 1,1; e 0,16 mil toneladas, Estados Unidos, Alemanha e Reino Unido, respectivamente, são os principais destinos do mel natural mineiro. O Estado do Rio de Janeiro, em um patamar menor de mel exportado, apresenta os EUA (244 toneladas), Alemanha (177 toneladas) e Angola (928 quilos) como maiores importadores no período de 2000 a 2010. Com menor expressão, o território espírito-santense exportou pouco mais de 140 toneladas para a Alemanha.

Tabela 9 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Sudeste: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG
BRASIL	Alemanha	243.600	Alemanha	2.106.830	Estados Unidos	6.139.387	Alemanha	10.563.344	Alemanha	10.745.806	Alemanha	6.234.213	Estados Unidos	10.784.981	Estados Unidos	11.704.260	Estados Unidos	13.693.751	Estados Unidos	16.975.618	Estados Unidos	10.336.823
	Argentina	7.504	Estados Unidos	292.644	Alemanha	5.391.356	Estados Unidos	6.777.508	Reino Unido	3.772.795	Reino Unido	3.780.175	Alemanha	2.585.636	Canadá	843.760	Alemanha	2.706.130	Alemanha	4.843.097	Alemanha	4.239.832
	Japão	4.342	Espanha	41.020	Reino Unido	702.806	Reino Unido	1.163.131	Estados Unidos	3.774.640	Estados Unidos	3.317.069	Reino Unido	831.083	África do Sul	251.779	Canadá	896.540	Reino Unido	2.259.813	Reino Unido	2.157.269
SUDESTE	Argentina	7.504	Alemanha	258.814	Estados Unidos	4.298.591	Alemanha	3.347.465	Alemanha	2.826.312	Alemanha	2.351.549	Estados Unidos	3.637.579	Estados Unidos	4.438.479	Estados Unidos	5.271.497	Estados Unidos	4.197.556	Estados Unidos	2.179.422
	Japão	4.338	Estados Unidos	20.586	Alemanha	1.328.150	Estados Unidos	2.648.658	Reino Unido	2.700.115	Reino Unido	2.463.865	Alemanha	756.360	África do Sul	213.880	Alemanha	199.080	Alemanha	1.681.340	Alemanha	1.141.392
	Estados Unidos	748	Canadá	19.200	Reino Unido	499.900	Reino Unido	821.721	Estados Unidos	1.736.581	Estados Unidos	661.379	Reino Unido	409.470	Japão	22.424	Canadá	161.116	Reino Unido	812.165	Reino Unido	1.125.304
ESPÍRITO SANTO	-	0	Alemanha	60.900	-	0	Alemanha	20.010	Alemanha	60.480	-	0	-	0	-	0	Portugal	9	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
MINAS GERAIS	Estados Unidos	748	Alemanha	40.600	Estados Unidos	485.603	Estados Unidos	389.781	Reino Unido	172.800	Alemanha	101.351	Estados Unidos	135.112	Estados Unidos	264.913	Estados Unidos	245.550	Estados Unidos	243.831	Estados Unidos	212.034
	-	0	Estados Unidos	1.002	Alemanha	334.800	Alemanha	364.830	Alemanha	99.960	Estados Unidos	40.251	Alemanha	60.480	Japão	600	Canadá	19.516	Japão	9.000	Reino Unido	127.384
	-	0	Japão	118	Armênia	40.600	Reino Unido	38.401	Japão	16.279	Itália	15.000	Itália	12.000	-	0	Japão	6.000	-	0	Alemanha	119.581
RIO DE JANEIRO	-	0	Estados Unidos	384	Angola	119	Angola	319	Alemanha	177.912	Estados Unidos	161.445	Angola	160	Angola	25	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	Estados Unidos	82.928	Angola	259	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
	-	0	-	0	-	0	-	0	Angola	46	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0	-	0
SÃO PAULO	Argentina	7.504	Alemanha	157.314	Estados Unidos	3.812.988	Alemanha	2.962.625	Alemanha	2.487.960	Alemanha	2.250.198	Estados Unidos	3.502.467	Estados Unidos	4.173.566	Estados Unidos	5.025.947	Estados Unidos	3.953.725	Estados Unidos	1.967.388
	Japão	4.338	Canadá	19.200	Alemanha	993.350	Estados Unidos	2.258.877	Reino Unido	2.700.115	Reino Unido	2.463.865	Alemanha	695.880	África do Sul	213.880	Alemanha	199.080	Alemanha	1.681.340	Alemanha	1.021.811
	Guatemala	500	Estados Unidos	19.200	Reino Unido	499.900	Reino Unido	783.320	Estados Unidos	1.653.653	Estados Unidos	459.683	Reino Unido	409.470	Japão	21.824	Canadá	141.600	Reino Unido	812.165	Reino Unido	997.920

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

Apesar de os Estados de São Paulo e Minas Gerais terem apresentado volumes exportados de mel natural a partir de 2000, diferentemente dos demais territórios sudestinos, observando a tabela 9, é possível perceber que níveis mais robustos e/ou elevados de quilos comercializados para mercados internacionais pela Região Sudeste aconteceram a partir do ano de 2002, em que o total exportado pelos seus Estados alcançou o patamar de mil toneladas. De efeito, a região caminha em sinergia ou dinâmica semelhante às observações realizadas, considerando o perfil nacional de exportação de mel natural.

Segundo informações da tabela 10, o Estado paranaense apresenta a menor exportação de mel natural, seguindo o panorama nacional e regional de pouco ou insignificante volume exportado no início do período considerado. O Estado do Paraná diferentemente de seus vizinhos (Santa Catarina e Rio Grande do Sul), começou a exportar em escala relacionada a mil toneladas apenas em 2003. Em se tratando dos principais destinos internacionais, encontrou-se Estados Unidos, Alemanha e Espanha, respectivamente, com 5,1; 4,8; e 0,20 mil toneladas importadas. É importante salientar, ainda, dois pontos sobre a exportação paranaense de mel. Primeiro, o Reino Unido (167 toneladas) e Canadá (152 toneladas) merecem destaque, pois, após EUA e Alemanha, alcançaram participação nos últimos anos na demanda internacional do mel natural do Paraná. Segundo, entre os anos de 2000 a 2010, a Espanha importou apenas em 2004.

Os dados descritos na tabela 10 também evidenciam que o Rio Grande do Sul, que representa o segundo maior exportador de mel natural sulista, destina seu produto principalmente para os Estados Unidos (8,9 mil toneladas), Alemanha (6,09 mil toneladas) e Canadá (0,62 mil tonelada). Ao longo dos anos que perpassam o intervalo entre 2000 e 2010, o título de principal importador do mel gaúcho foi dos EUA, porém, entre os anos de 2003 e 2006, o principal destino foi a Alemanha. O Estado catarinense, como maior exportador de mel natural no período considerado, apresenta, como principais países que demandam seu produto, a Alemanha (12 mil toneladas), Estados Unidos (9,08 mil toneladas) e Reino Unido (1,5 mil tonelada). Desta forma, é o único Estado caracterizado como grande exportador que apresenta a Alemanha no posto de maior importador, desbancando os EUA.

Tabela 10 – Principais destinos internacionais do mel natural do Brasil e dos Estados da Região Sul: 2000 – 2010.

TERRITÓRIOS	PERÍODO																					
	2000		2001		2002		2003		2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG	PAÍS	KG
BRASIL	Alemanha	243.600	Alemanha	2.106.830	Estados Unidos	6.139.387	Alemanha	10.563.344	Alemanha	10.745.806	Alemanha	6.234.213	Estados Unidos	10.784.981	Estados Unidos	11.704.260	Estados Unidos	13.693.751	Estados Unidos	16.975.618	Estados Unidos	10.336.823
	Argentina	7.504	Estados Unidos	292.644	Alemanha	5.391.356	Estados Unidos	6.777.508	Reino Unido	3.772.795	Reino Unido	3.780.175	Alemanha	2.585.636	Canadá	843.760	Alemanha	2.706.130	Alemanha	4.843.097	Alemanha	4.239.832
	Japão	4.342	Espanha	41.020	Reino Unido	702.806	Reino Unido	1.163.131	Estados Unidos	3.774.640	Estados Unidos	3.317.069	Reino Unido	831.083	África do Sul	251.779	Canadá	896.540	Reino Unido	2.259.813	Reino Unido	2.157.269
SUL	Alemanha	243.600	Alemanha	1.603.537	Alemanha	2.148.664	Alemanha	3.858.523	Alemanha	5.384.522	Alemanha	1.537.167	Estados Unidos	2.386.504	Estados Unidos	3.672.137	Estados Unidos	3.661.706	Estados Unidos	4.988.567	Estados Unidos	2.797.138
	Estados Unidos	22	Estados Unidos	272.058	Estados Unidos	1.128.937	Estados Unidos	2.270.562	Estados Unidos	858.169	Estados Unidos	1.083.035	Alemanha	1.606.197	Canadá	400.829	Alemanha	2.050.330	Alemanha	2.556.302	Alemanha	1.985.572
	Paraguai	51	Espanha	41.020	Bélgica	223.905	Reino Unido	181.230	Reino Unido	501.075	Reino Unido	515.001	Reino Unido	248.423	África do Sul	37.899	Canadá	359.155	Reino Unido	534.201	Reino Unido	184.076
PARANÁ	Paraguai	51	Alemanha	121.800	Estados Unidos	426.945	Alemanha	1.236.935	Alemanha	1.371.339	Alemanha	323.003	Estados Unidos	511.478	Estados Unidos	815.590	Estados Unidos	1.382.217	Estados Unidos	1.153.710	Alemanha	479.142
	-	0	Japão	1.096	Alemanha	421.714	Estados Unidos	573.291	Espanha	201.115	Reino Unido	5.826	Alemanha	387.018	Canadá	18.914	Alemanha	120.560	Alemanha	417.240	Estados Unidos	249.119
	-	0	Estados Unidos	17	-	0	Reino Unido	60.760	Reino Unido	101.025	Paraguai	1.194	Itália	2	-	0	África do Sul	59.280	Canadá	37.945	Canadá	95.760
RIO GRANDE DO SUL	Estados Unidos	14	Estados Unidos	314	Estados Unidos	56.792	Alemanha	423.922	Alemanha	1.611.525	Alemanha	506.463	Estados Unidos	979.087	Estados Unidos	1.585.382	Estados Unidos	1.795.849	Estados Unidos	2.204.387	Estados Unidos	2.204.131
	-	0	-	0	Alemanha	20.300	Estados Unidos	91.815	Espanha	40.752	Reino Unido	82.320	Alemanha	464.400	Canadá	266.112	Alemanha	1.217.545	Alemanha	1.155.130	Alemanha	694.001
	-	0	-	0	-	0	Espanha	20.300	Bélgica	20.520	-	0	Reino Unido	40.320	-	0	Canadá	359.155	Reino Unido	163.436	Reino Unido	184.076
SANTA CATARINA	Alemanha	243.600	Alemanha	1.481.737	Alemanha	1.706.650	Alemanha	2.197.666	Alemanha	2.401.658	Estados Unidos	1.083.035	Estados Unidos	895.939	Estados Unidos	1.271.165	Alemanha	712.225	Estados Unidos	1.630.470	Alemanha	812.429
	Estados Unidos	8	Estados Unidos	271.727	Estados Unidos	645.200	Estados Unidos	1.605.456	Estados Unidos	858.169	Alemanha	707.701	Alemanha	754.779	Canadá	115.803	Estados Unidos	483.640	Alemanha	983.932	Estados Unidos	343.888
	-	0	Espanha	41.02	Bélgica	223.905	Reino Unido	120.470	Reino Unido	400.050	Reino Unido	426.855	Reino Unido	208.103	África do Sul	37.899	Índia	97.680	Reino Unido	370.765	Estados Unidos	102.240

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

As informações expressas nas tabelas desta secção reforçam particularidades convergentes e assimétricas com os demais Estados brasileiros, que são combustíveis que podem alimentar vários questionamentos. Tratando primeiro as semelhanças: i) os Estados brasileiros começaram a exportar em maior escala nos anos de 2001 e 2002; e ii) no ano de 2007, foi possível perceber o impacto do embargo europeu ao mel brasileiro com início no ano de 2006 (fato exposto na parte inicial deste capítulo), pois nenhum Estado brasileiro obteve volume alto de exportação para países da Europa, principalmente para a Alemanha. Segundo, as discrepâncias; i) será que as regiões Sudeste e Sul, principalmente esta última, poderão possuir vantagens competitivas no mercado internacional, pois o volume exportado de mel ficou direcionado de forma equilibrada para os EUA e Alemanha nos primeiros, diferentemente quando comparado com a região nordestina, que possui o foco principalmente na América do Norte.

Por último, destaca-se a falta ou limitada maturidade do mercado doméstico e internacional de mel natural:

O mercado mundial e doméstico do mel está longe de ter atingido um estágio de maturidade, caracterizado por estrutura estável, produtores com posicionamento firme, canais de comercialização bem definidos e linhas de produtos estabelecidas. Ao lado da expansão do comércio do mel a granel, negociado como *commodity*, a evolução recente do mercado tem sido marcada pela exploração dos atributos particulares do mel que o diferenciam das *commodities* em geral. Cada vez mais, os consumidores manifestam preferências e valorizam tipos específicos de produtos, oriundos de regiões particulares, com origem e método de produção conhecido e que apresentem características de sabor, cor e conteúdo bem definido. Esse fato reflete-se em consideráveis diferenças nos preços praticados no mercado mundial segundo o país de origem e o destino da matéria-prima. Isso indica que qualquer estratégia de inserção do Brasil no mercado internacional deve levar em conta essa dinâmica particular, privilegiar a qualidade, explorar a origem, a diversidade, os sabores regionais e construir uma imagem de um produto natural e saudável que é produzido em perfeita harmonia com o meio ambiente. (BRASIL, 2007, p. 89).

Então, se pode revelar um indicativo capaz de ser encarado, por um lado, como ameaça, e, pelo outro, uma oportunidade de maior inserção nos mercados consumidores de mel natural, principalmente no tocante ao mel brasileiro, uma vez que, conforme exposto neste capítulo, a partir de uma maior penetração do mel de abelha do Brasil no mercado internacional nos primeiros anos da primeira década do século XXI.

4 METODOLOGIA

4.1 Áreas de estudo e natureza dos dados

A princípio, a análise aqui proposta iria versar sobre os dez estados brasileiros que mais exportaram mel natural nos últimos anos, a saber – São Paulo, Ceará, Santa Catarina, Piauí, Rio Grande do Sul, Paraná, Rio Grande do Norte, Minas Gerais, Bahia e Maranhão – onde tal recorte geográfico representa 99,42% e 99,53%, respectivamente, da quantidade e do valor exportado de mel natural no Brasil em 2010, conforme dados do MDIC (2011). Por motivos de inconstâncias nos dados e a necessidade de identificar um padrão na origem das informações, no entanto, foram considerados na análise apenas os cinco estados brasileiros com maior volume de mel exportado: Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo, tendo como principal destino do mel natural brasileiro os Estados Unidos da América.

Os dados utilizados neste trabalho privilegiaram as séries mensais de preços de exportação (US\$/ton.) do mel natural nos estados brasileiros supracitados, que foram obtidos junto ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2011) para o período entre janeiro de 2002 e julho de 2011. Essas séries estão definidas na tabela 11.

Tabela 11 – Descrição das séries de preços de exportação do mel natural consideradas nesse estudo.

SÉRIES	DESCRIÇÃO
LPRS	Logaritmo natural do preço no Estado do Rio Grande do Sul
LPSC	Logaritmo natural do preço no Estado de Santa Catarina
LPPI	Logaritmo natural do preço no Estado do Piauí
LPCE	Logaritmo natural do preço no Estado do Ceará
LPSP	Logaritmo natural do preço no Estado de São Paulo

Fonte: Elaborada pelo autor.

4.2 Modelos analíticos

Antes de apresentar os métodos analíticos empregados neste estudo, torna-se relevante ressaltar que uma série temporal é dita estacionária quando não se altera com o passar do tempo, e possui variância, covariância e média constantes. Segundo Bueno

(2008), o conceito de estacionariedade é a principal ideia que se deve ter para estimar uma série temporal. Assim, para proceder a inferências estatísticas sobre os parâmetros estimados com base na realização de um processo estocástico⁸, é fundamental verificar a estacionariedade da série analisada.

Nas séries temporais estocásticas discretas, existe um processo denominado ruído branco, que corresponde a uma sequência qualquer dos termos de erro, contendo média zero, variância constante e autocorrelação de valor zero.

Segundo Nelson e Plosser (1982), a maioria das séries econômicas possui raiz unitária, e isso tem implicações importantes sobre a teoria dos ciclos econômicos. Portanto, testar a presença ou não de raiz unitária é de grande importância para análise econômica em se tratando de dados referentes a variados períodos ou séries temporais.

4.2.1 Testes de raiz unitária

O teste de raiz unitária realiza uma inferência sobre a estrutura de integração de uma série temporal com o objetivo de contornar o problema de choques inesperados e seus impactos sobre a referida série. A realização desse teste é relevante pelo ao fato de investigar a existência de regressões espúrias, situação essa que é verificada quando há um valor relativamente alto do coeficiente de correlação⁹ entre as variáveis explanatórias e a dependente, porém não possuindo uma relação com grau de significância elevado entre as variáveis do modelo.

Para testar a presença ou não de raiz unitária na série e a ordem de integração, foi usado o teste de Dickey-Fuller aumentado – ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), conforme descrito no item 4.2.1.1.

4.2.1.1 Teste Dickey-Fuller aumentado

O teste Dickey-Fuller é uma forma mais simples de investigar a existência de raiz unitária em séries temporais. De acordo com Margarido e Anefalos (1999), tal teste

⁸ Um processo estocástico é um conjunto de variáveis aleatórias, podendo-se supor como definidas no mesmo espaço de probabilidade (MORETTIN & TOLOI, 2004, p. 21).

⁹ O coeficiente de correlação é uma forma de mensurar o nível de relação entre as variáveis dependentes e independentes de um modelo de regressão econométrica, podendo variar de $0 \leq R \leq 1$. Quanto mais próximo de 1, mais eficiente será(ão) a(s) variáveis independente(s) em explicar variações ocorridas na variável dependente.

parte do princípio de que os termos de erro não sejam autocorrelacionados e pode ser desenvolvido utilizando a equação (03) representada a seguir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (03)$$

Onde:

Y_t : série temporal;

ρ : parâmetro;

ε_t : termo de erro¹⁰.

A hipótese nula corresponde à existência de uma raiz unitária, $H_0: \rho = 1$, e a hipótese alternativa indica que não há raiz unitária, ou seja, $H_a: \rho < 1$.

Desta forma:

$H_0: \rho = 1 ; \gamma = 0$ (*Presença de raiz unitária, série não – estacionária*)

$H_a: \rho < 1 ; \gamma < 0$ (*Ausência de raiz unitária, série estacionária*)

O desdobramento para a utilização do teste de Dickey-Fuller aumentado ocorre em virtude de incorporar ao modelo defasagens à variável investigada e, com isso, não apresentando autocorrelação nos termos de erro. Segundo Margarido e Medeiros Júnior (2006), uma das vantagens em optar pelo teste de Dickey-Fuller aumentado é o fato de poder introduzir o número de defasagens adequadas, utilizando, por exemplo, os critérios de Akaike (AIC) ou de Schwarz (SIC).

Segundo Margarido e Medeiros Júnior (2006, p. 154-155), “os critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz (SIC) podem ser representados respectivamente, das seguintes formas: $AIC = n\hat{\sigma}^2 + 2p$; e $SIC(p) = n\log\hat{\sigma}^2 + p\log n$ ”. Sendo que: p é o número total de parâmetros a serem estimados; n diz respeito ao tamanho da amostra; e $\hat{\sigma}^2$, é a variância amostral, obtida por meio da soma dos quadrados dos resíduos ($\sum \hat{\varepsilon}_t^2$), dividida pela subtração do tamanho da amostra e total de parâmetros ($n - p$).

¹⁰ O teste Dickey-Fuller parte da pressuposição de que os termos de erro são idênticos e independentemente distribuídos.

Outro critério utilizado com o objetivo de determinar o número de defasagens corretas no teste Dickey-Fuller aumentado é o Hannan-Quinn (HQ), que, segundo Shittu e Assemota (2009), pode ser expresso por: $HQ(p) = n \log \hat{\sigma}^2 + p \ln(C \log n)$, em que C é uma constante que assume valores do maiores que 2, mas, para fins práticos, pode-se utilizar C com valor igual a 2; p é o número total de parâmetros a serem estimados; n diz respeito ao tamanho da amostra; e $\hat{\sigma}^2$ é a variância amostral. Esses autores alertam para o fato de que o critério HQ possui vantagem de ser mais objetivo, mas podem acontecer problemas de ajustes com o modelo, no tocante a amostras pequenas (menos de 30 observações).

De acordo com Pindyck e Rubinfeld (2004, p. 275), os critérios não oferecem um teste estatístico claro para comparação de especificações de modelos alternativos. Mesmo assim, essas estatísticas fornecem informações que, combinadas com bom senso, podem ajudar a determinar a especificação de uma estrutura de defasagem.

O teste de Dickey-Fuller aumentado pode ser expresso pela equação (04) descrita a seguir:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho_{j+1} Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (04)$$

Esse teste é o mais usualmente empregado na literatura econômica, entretanto, recebe críticas pelo seu baixo poder preditivo. Assim, para tornar os resultados mais robustos, este estudo também empregou os testes de Phillips-Perron e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin-KPSS, apresentados, respectivamente, nos itens 4.2.1.2 e 4.2.1.3.

4.2.1.2 Teste de Phillips-Perron (PP)

O teste Phillips-Perron (PP) está associado à pressuposição de que o resíduo possui o comportamento de um ruído branco. Mais especificamente, o teste PP é uma extensão do teste DF. As equações estimadas para o cálculo da estatística t são idênticas às equações do teste DF. Os valores críticos do teste PP, ou seja, os valores τ são os mesmos estruturados pelas simulações de Dickey-Fuller, podendo ser usados também os valores críticos de Mackinnon (ENDERS, 1995).

Consoante Seabra (2006), em se tratando de um modelo autoregressivo de primeira ordem, o teste é realizado com base na seguinte equação (05):

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (05)$$

Sendo que a estatística t pode ser expressa por:

$$t_{pp} = \frac{\varphi_0^{1/2} t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \varphi_0) T S_b}{2\omega\sigma} \quad (06)$$

Em que:

$$\omega^2 = \varphi_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \varphi_j$$

$$\varphi_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}$$

Onde:

q : número de defasagem;

t_b : estatística t do parâmetro β ;

S_b : desvio padrão do parâmetro β ;

σ : desvio padrão da regressão.

Para o caso de uma série integrada de ordem um, a regressão é escrita desta forma:

$$\Delta^2 X_t = \alpha + \beta \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (07)$$

4.2.1.3 Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)

A proposta apresentada por Kwiatkowski et al. (1992) *apud* Mayorga (2006, p. 62) surge como alternativa mais eficiente relativamente à limitação de potência dos testes convencionais, onde estes últimos tendem a não rejeitar a hipótese nula com demasiada frequência. A metodologia desenvolvida por esses autores sugere uma

inversão das hipóteses consideradas, assumindo assim a característica de série estacionária na hipótese nula, e, por sua vez, a hipótese alternativa descreveu uma série integrada de ordem um.

Considere-se, inicialmente, uma série temporal qualquer, onde se busca investigar a presença ou não de estacionariedade e que se possa assumir os seguintes valores; $t = 1, 2, 3, 4, \dots, T$. No segundo instante, admita-se que essa série qualquer possa ser composta pelas seguintes partes: tendência determinística, passeio aleatório e erro estacionário, respectivamente, conforme a equação (08):

$$Y_t = \delta_t + r_t + \varepsilon_t, \text{ onde: } r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad (08)$$

Como pressuposto básico para os termos de erro μ_t , ressalta-se que possui distribuição normal, média zero e variância constante; entretanto, assumindo a hipótese de estacionariedade, sendo $\sigma_u^2 = 0$, é necessário que o erro seja estacionário sob a hipótese nula de Y_t (que também deve ser estacionário) em torno de uma tendência. Foi utilizada a estatística de teste unilateral para a hipótese de $\sigma_u^2 = 0$, embasada no pressuposto de normalidade nos termos de u_t , assim como os termos de erro devem possuir média zero e variância constante.

Considera-se que os resíduos da equação 07 possam assumir os valores: $t = 1, 2, 3, 4, \dots, T$; com um intercepto e tendência de tempo, conjugado com a variância ($\hat{\sigma}_\varepsilon^2$) do erro estimado, identificada também como soma dos quadrados dos resíduos, dividida por T . Utilizando o teste unilateral:

$$\text{Teste Unilateral} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad (09)$$

Onde:

$\sum_{t=1}^T S_t^2$: soma parcial dos resíduos;

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$: Variância dos termos de erro.

4.2.1.4 Teste de raízes sazonais

Os testes convencionais de raiz unitária não levam em consideração o componente sazonalidade das séries temporais. De acordo com Morettin e Tolo (2004), a sazonalidade de uma série mensal pode ser:

- a) determinística, quando se pode prever a partir de meses anteriores; apresenta comportamento estável ao longo de um dado período, estando presente em séries que são influenciadas por fenômenos da natureza ou por datas que se repetem com alguma regularidade; e
- b) estocástica, quando o componente sazonal se modifica de forma imprevisível, sendo modificado por fatores que não necessariamente se repetirão.

A análise da sazonalidade determinística pode ser realizada pelo método de regressão com variáveis binárias, em que se considera como variável dependente cada uma das séries em estudo (livre do comportamento da tendência) e, como variáveis explicativas, as variáveis *dummies* sazonais. Com relação à identificação do componente sazonalidade estocástica das séries temporais, faz-se uso do teste de raiz unitária sazonal, sendo que o mais comumente utilizado é o teste HEGY, proposto em Hylleberg *et al.* (1990), e que foi adotado neste estudo.

Conforme apresentado por Cunha (2008), para verificar a presença de raiz unitária, deve-se testar a significância dos parâmetros na seguinte regressão:

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

Segundo esse autor, se o termo π_1 for estatisticamente igual a zero, significa que a série conterá uma raiz unitária regular e se existir qualquer um dos outros π_i 's=0 ($i=2, \dots, 12$), indica que haverá presença de raízes unitárias sazonais. Para testar a significância estatística de π_1 e π_2 , empregar-se-á o teste t convencional; e para verificar a significância dos pares de raízes complexas, utilizar-se-á o teste F, cujos valores críticos foram obtidos no estudo de Franses e Hobijn (1997).

4.2.2 Vetores autorregressivos (VAR)

A proposta dos modelos de vetores autorregressivos (VAR) é desenvolver modelos dinâmicos, dotados com o mínimo de restrições, nos quais as variáveis sejam tratadas como internas ou endógenas. O modelo tipo VAR objetiva analisar ainda as relações lineares entre cada variável e seus valores defasados, considerando os problemas básicos, porém, primordiais para realizar uma análise eficiente, que dizem respeito à conjugação de variáveis que possam melhor explicar o problema de pesquisa, bem como o total de defasagens relacionadas às variáveis do modelo.

Considerando uma abordagem genérica, estruturalmente, o modelo pode ser representado desta forma:

$$BX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde:

X_t : é um vetor representado por uma matriz (n x 1);

B_0 : é um parâmetro que pode assumir os seguintes valores: $i = 0,1,2,3,\dots,p$, matricialmente representado por: (n x n); e

ε_t representa os termos de erros¹¹ com vetor (n x 1)

Salienta-se que a denominação de choques estruturais está relacionada com a concepção de que há impacto individual para as variáveis endógenas, e são considerados independentes entre si porque as inter-relações de um choque com outro são captadas de forma indireta pela matriz B destacada na equação 07. É importante salientar que há dificuldade em estimar as equações no sistema VAR utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, em virtude da existência de correlação de tempo entre os choques e as variáveis do modelo. Desta forma, o modelo passa por uma reformulação no sentido de torná-lo mais compacto ou em sua forma reduzida, podendo ser representado como segue:

¹¹ É importante salientar que os termos de erro devem atender aos seguintes pressupostos: possuir média zero, distribuição normal e ausência de autocorrelação ($E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$).

$$X_t = B^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p B^{-1}B_i X_{t-i} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (12)$$

A equação (12) pode ser reescrita desta forma:

$$X_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t \quad (13)$$

Onde:

$$A_0 = B^{-1}B_0;$$

$$A_i = B^{-1}B_i; \text{ e}$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t.$$

É importante ressaltar que os modelos tipo VAR possuem algumas limitações. Destaca-se para o fato do elevado número de parâmetros dos modelos VAR, como consequência da dimensão da amostra necessária para alcançar uma estimação confiável; e que cada modelo VAR é uma “forma reduzida”, ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis, definidos também como formas estruturais. Em decorrência dos coeficientes da modelagem VAR não serem compreendidos diretamente como medida dos impactos das mudanças para cada variável isolada do restante, tais coeficientes não consideram a formação de relacionamentos entre as variáveis expressas no referido modelo. Portanto, o emprego da função impulso-resposta surge como alternativa dotada de maior índice de viabilidade para analisar com maior robustez a incidência dos impactos das mudanças nas variáveis isoladas.

4.2.2.1 Decomposição da variância

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um

choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO e BARROS, 2000, p. 78).

A análise de decomposição da variância dos erros de previsão para k períodos à frente é uma maneira de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico das variáveis do modelo. É salutar afirmar que a decomposição da variância dos erros consegue caracterizar a evolução do comportamento de variáveis dinâmicas durante certo período. Portanto, essa decomposição permite separar a variância dos erros de previsão de cada variável do sistema em componentes atribuídos à própria variável e às demais variáveis endógenas, apresentando em termos percentuais o efeito de um choque não antecipado sobre certa variável sobre ela mesma e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

4.2.2.2 Função de impulso-resposta

Uma função impulso-resposta define o comportamento das séries temporais integrantes do modelo tipo VAR em virtude de choques ou mudanças provocadas pelas variáveis residuais, ou seja, permite desenvolver análises sem isolar cada variável.

Considere-se agora o seguinte modelo de vetor autorregressivo de primeira ordem, com duas variáveis:

$$X_t = a_{10} + a_{11}X_{t-1} + a_{12}Y_{t-1} + e_{t1} \quad (14)$$

$$Y_t = a_{20} + a_{21}X_{t-1} + a_{22}Y_{t-1} + e_{t2} \quad (15)$$

De forma matricial pode ser representada desta forma:

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{t1} \\ e_{t2} \end{bmatrix} \quad (16)$$

Salienta-se que o efeito de um choque ou mudança em e_{t1} pode alterar os valores presentes de X_t , bem como os valores futuros de X_t e Y_t . Portanto, nesse caso, a função impulso-resposta mensura o efeito de um choque sobre valores correntes e futuros de X_t , sobre os valores futuros de Y_t .

4.2.3 Vetor de Correção de Erros (VEC)

A condição necessária para que os estimadores obtidos possuam propriedades desejáveis é que as variáveis do vetor autorregressivo sejam estacionárias. Caso contrário, a existência de raízes unitárias deve ser levada em consideração. Uma situação em que se pode trabalhar com séries em níveis, evitando regressões espúrias, ocorre quando as séries são cointegradas.

Os vetores de correção de erro permitem a identificação das relações entre as variáveis consideradas no modelo, tanto no curto como no longo prazo, ao contrário das metodologias convencionais que analisam exclusivamente as relações no curto prazo (HAUER, 2007). Neste estudo, foi adotado o teste de cointegração de Johansen. Segue a descrição dos testes de cointegração de Johansen.

4.2.3.1 Testes de Cointegração

De acordo com Engle e Granger (1987), caso duas séries não estacionárias formem um vetor de coeficientes que produzam resíduos estacionários, diz-se que estas séries são cointegradas. As séries não estacionárias são consideradas integradas de ordem 1 ($I(1)$), enquanto as séries estacionárias são ditas integradas de ordem zero ($I(0)$). Esses autores recomendam a utilização dos testes Dickey-Fuller aumentado e Durbin-Watson (desenvolvidos sobre os resíduos) para averiguar se as séries são cointegradas. Em termos econômicos, a cointegração revela que é possível, entre pelo menos duas variáveis, a existência de uma relação estável e consistente de longo prazo.

De acordo com Margarido (2004), dentre os testes para identificar cointegração, um dos mais utilizados, exatamente pela facilidade de sua aplicação, é o teste denominado de Engle-Granger. Mais recentemente, o teste de Johansen passou a ser amplamente utilizado com o aperfeiçoamento de vários *softwares*. Apesar de ser mais complexo, isto é, exigir maior esforço, em termos teóricos, para sua aplicação e análise dos resultados, a principal vantagem desse teste, comparativamente ao primeiro, consiste na determinação do número de vetores de cointegração. Em outros termos, enquanto o teste de Engle-Granger permite somente verificar se as variáveis são cointegradas ou não, o teste de Johansen permite identificar quantos vetores de

cointegração existem entre as variáveis. Nesta pesquisa, serão empregados ambos os testes.

4.2.3.1.1 Teste de Engle e Granger

De acordo com Engle e Granger (1987), duas variáveis Y_{1t} e Y_{2t} , consideradas integradas de ordem d , considerando (d) como o total de diferenças necessárias para transformar as séries temporais em estacionárias, serão cointegradas se for identificado um vetor δ , caracterizado conforme a equação 17.

$$e_t = \delta_1 Y_{1t} + \delta_2 Y_{2t} \quad (17)$$

Onde:

$e_t \sim I(d - b)$, com $b > 0$, então Y_1 e Y_2 , consideradas integradas de ordem (d, b) . Caso os resíduos e_t sejam estacionários ($d - b = 0$), haverá cointegração entre as variáveis integrantes do modelo, sinalizada por meio de uma relação de equilíbrio de longo prazo.

4.2.3.1.2 Teste de Johansen

Ao se trabalhar com modelos de séries temporais, após definir a ordem de integração das variáveis por meio do teste de raiz unitária (seção 4.2.1), e se for identificado que cada uma das variáveis seja integrada de ordem um, deve-se proceder ao teste de cointegração. Antes, porém, é necessário determinar o número de defasagens a serem utilizadas nesse teste (seção 4.2.1.1).

Verificado o número de defasagens a se utilizar no modelo VAR, o próximo passo consiste na realização do teste de cointegração de Johansen. Este teste estima os vetores de cointegração por meio do método de máxima verossimilhança e permitir testar a presença de vários vetores e não apenas de um vetor de cointegração.

Com base na equação 12, explicitada na modelagem VAR (seção 6.2.2), com alteração, e considerando Y_t como um vetor com n variáveis¹², embasados na suposição de integração de ordem 1, $I(1)$, não estacionário, pode ser expresso da seguinte forma:

¹² Considerando que a equação está exposta na forma matricial, portanto, uma matriz de ordem $n \times 1$, onde, $n \geq 2$.

$$Y_t = \alpha + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (18)$$

A equação (17) pode ser reescrita em termos de um Modelo de Correção de Erros (VEC), descrito por:

$$\Delta Y_t = \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde:

$$\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \Pi_3 + \dots + \Pi_p - I;$$

$$\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p \Pi_j;$$

I = Matriz identidade;

A matriz Π ($n \times n$) pode ser definida da seguinte forma:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (20)$$

Onde;

α : representa a matriz com indicadores da velocidade de ajustamento dos parâmetros de curto prazo;

β : Matriz de coeficiente de cointegração de longo prazo entre as variáveis.

Os parâmetros α e β são matrizes de ordem $n \times r$, em que n representa o número de variáveis integrantes do modelo e r o número de vetores de cointegração da matriz Π . Salienta-se que o comportamento da variável Y_t irá depender dos autovalores da matriz de longo prazo Π .

Para definir o número de vetores de cointegração, precisa-se do posto da matriz Π . Os casos podem ser os seguintes, conforme Patterson (2000, p. 620); Valls (2004, p. 34) *apud* Mayorga (2006, p. 61-62):

a) se todos os autovalores de Π forem diferentes de zero ($r = n$), esta matriz terá posto completo e, conseqüentemente, todos os componentes de Y_t serão estacionários, devendo-se empregar o VAP (p) em nível;

- b) caso todos os autovalores de Π forem iguais a zero ($r = 0$), esta matriz será nula e, conseqüentemente, os componentes de \mathbf{Y}_t serão no mínimo I(1), devendo-se, assim, utilizar o VAR ($p - 1$) em primeira diferença; e
- c) caso possuam posto reduzido, isto é, $0 < r < n$, terão neste caso, $n - r$ autovalores diferentes de zero e os componentes de \mathbf{Y}_t serão no mínimo I(1), devendo-se adotar o VEC e nela estarão contidas r relações de cointegração.

Para identificar a presença de vetores de cointegração neste estudo, utilizar-se-ão os testes do traço e do máximo autovalor. Segundo Enders (1995, p. 391), “o teste do traço busca verificar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r ”, podendo ser descrito por:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

Onde:

r : 0,1,2,3,..., $n - 2$, $n - 1$

$\hat{\lambda}_i$: valores estimados dos autovalores obtidos da matriz Π ;

T : número de observações.

$H_0: \lambda = 0$

Onde:

$i = r + 1, \dots, n$

A não rejeição da hipótese H_0 indica a presença de no máximo r vetores de cointegração. Caso H_0 seja rejeitada, é recomendado que seja realizado novamente o teste para $r + 1$ vetores de cointegração. O outro teste utilizado é o teste do máximo autovalor, que objetiva aferir a existência de exatamente r valores de cointegração contra a alternativa de existência de $r + 1$ vetores.

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (22)$$

Portanto, assume a seguinte hipótese nula: $H_0: \lambda_{r+1} = 0$, onde a não rejeição de H_0 implica a presença de r vetores de cointegração. Por outro lado, a inserção de termos determinísticos também é essencial para a correta utilização do procedimento de Johansen. A inclusão destes termos pode ser realizada como segue:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Onde: D_t pode representar uma constante, tendência ou uma variável *dummy*¹³.

A escolha dos termos determinísticos deve ser realizada com auxílio de uma inspeção visual nos dados e também mediante testes apropriados sobre a significância desses termos. A análise de cointegração requer a correta determinação do total de defasagens. Conforme descrito na seção 4.2.1.1, o número de defasagens (p) pode ser escolhido com base nos critérios Akaike (AIC), Schwartz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ), que podem também ser expressos por:

$$AIC = \ln|\hat{\Sigma}| + \left(\frac{2}{T}\right) \cdot (k) \quad (24)$$

$$SIC = \ln|\hat{\Sigma}| + \left(\frac{\ln T}{T}\right) \cdot (k) \quad (25)$$

$$HQ = \ln|\hat{\Sigma}| + \left(\frac{2}{T}\right) \cdot \ln(\ln T) \cdot (k) \quad (26)$$

Onde:

$|\hat{\Sigma}|$: determinante da matriz de variância-covariância estimada;

T : número de observações; e

k : número de parâmetros.

Os valores com maior nível de ajustamento dos critérios *AIC*, *SIC* e *HQ* devem ser os menores possíveis, podendo ser negativos. Salienta-se que a conclusão obtida mediante algumas dessas estatísticas não é necessariamente a mesma fornecida pela

¹³ São variáveis que assumem valores 0 e 1, também reconhecidas como variáveis binárias, utilizadas como artifício para classificar dados em categorias mutuamente exclusivas (GUJARATI, 2006).

outra, porém se procede à escolha entre esses modelos com base no que apresentar menores valores obtidos pelos critérios, o que propiciará melhor ajuste.

4.2.4 Testes de hipóteses sobre os parâmetros α e β

Os testes relacionados aos parâmetros α e β propõem avaliar, respectivamente, a velocidade de ajustamento no tocante a cada variável e observar a relevância das variáveis inseridas no universo de cointegração, por meio de testes de significância. Em outros termos, esses testes buscam, respectivamente, identificar os mercados considerados nesta análise, que efetivamente compõem o equilíbrio no longo prazo, e verificar a existência de integração perfeita, confirmando a validade da hipótese da lei do preço único.

De acordo com Johansen e Juselius (1990), as hipóteses a respeito dos parâmetros β apresentam o seguinte formato:

$$-2 \log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[\frac{(1 - \lambda_i^*)}{(1 - \lambda_i)} \right], \text{ para } i = 1, \dots, r, \quad (27)$$

Onde:

T : total de observações;

r : total de vetores de cointegração;

λ_i^* : autovalores do modelo restrito; e

λ_i : autovalores do modelo irrestrito.

Desta forma, caso o valor alcançado pelo parâmetro configure menor escala quando comparado com o valor crítico, não será rejeitada a validade do modelo com restrição. Em panorama distinto, ocorrendo assim, a valoração do parâmetro em maior grau que o valor crítico, rejeita-se a validade da restrição.

Ademais, também foram realizados testes de hipótese sobre o parâmetro α . A significância desses testes indica que a variável preço do mel natural no mercado analisado não pode ser considerada exógena fraca em relação ao parâmetro de longo prazo. A existência de “exogeneidade” fraca indica que a variável não reagirá à quebra do equilíbrio de longo prazo. A estatística de teste de razão de verossimilhança do parâmetro α segue a mesma formulação do parâmetro β .

4.2.5 Modelo autorregressivo com *Threshold* (TAR)

Não incorporar os custos de transação nas análises de cointegração de mercados é não reconhecer a necessidade de estudos com modelagem dinâmica e dotados de maior poder de penetração das características inerentes e particulares das regiões em estudo. De fato, é uma abordagem recente e que rompe com os pressupostos da Lei do Preço Único (LPU).

No cômputo da averiguação de existência ou não de raiz unitária, se houver a rejeição da hipótese nula (conforme descrito na secção 4.2.1), verifica-se cointegração entre duas séries temporais consideradas, e que os mercados tendem a ser integrados. Observando, porém, a presença de custos de transação, é possível destacar o fato de que, caso o preço de um bem “c” qualquer em um mercado “a” somado com o custo de transação relacionado com a transferência do bem do mercado “a” para um mercado “b”, seja maior do que o preço deste bem “c” no segundo mercado, não haverá incentivo de ação de arbitradores. Com isso, ainda que os preços sejam cointegrados, não serão considerados mercados integrados (CUNHA et al. 2010).

Conforme sugerido por esses autores, o método mais apropriado para analisar a integração de mercados levando em conta a presença de não linearidades e descontinuidades no relacionamento entre os preços é a cointegração com a presença de *threshold*.

Considerando que os custos de transação não se inserem explicitamente na proposta arquitetada por Engle e Granger (1987), eles fazem parte do termo de erro, conforme descrito na secção 4.2.3.1.1. Assim, este estudo especificou μ_t como um processo autorregressivo com *threshold* (TAR), seguindo a indicação de Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001). De tal maneira, a série de resíduos pode ser reescrita como:

$$\Delta\hat{\mu}_t = \rho_1 I_t \hat{\mu}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Onde:

$\hat{\mu}_t$: série de resíduos¹⁴

¹⁴ Obtidas pelo do teste Engle e Granger (1987), descrito na secção 3.2.3.1.1.

I_t : variável *dummy* que terá valor 1, caso $\hat{\mu}_{t-1} \geq \tau$; e 0 se $\hat{\mu}_{t-1} < \tau$;

τ : valor do *threshold*;

ε_t : termo de erro independente de $\hat{\mu}_t$ e τ , em que se admite média zero, variância constante e ausência de autocorrelação serial.

Os valores de ρ_1 e ρ_2 assimilam o ajustamento assimétrico, compreendendo desta forma que, caso $\hat{\mu}_{t-1}$ seja positivo, o ajuste acontecerá por meio de $\rho_1 \hat{\mu}_{t-1}$, no entanto, caso seja negativo, será captado por $\rho_2 \hat{\mu}_{t-1}$. Com efeito:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)}, & \text{se } |\hat{\mu}_{t-1}| \leq \gamma \\ \rho^{(2)}, & \text{se } |\hat{\mu}_{t-1}| > \gamma \end{cases} \quad (29)$$

Onde: γ representa assimetria (*threshold*) que delimita ρ^j , ($j = 1, 2, \dots, n$) indica que ρ varia de acordo com o regime.

O modelo TAR considera como hipótese nula a não existência de cointegração entre os mercados: $H_0: \rho_1 = 0$; $H_0: \rho_2 = 0$, onde: $\rho_1 = \rho_2 = 0$. Caso a hipótese nula de não cointegração seja rejeitada, a hipótese alternativa $H_0: \rho_1 = \rho_2$, deverá ser testada utilizando a estatística F . Salienta-se que, ocorrendo não rejeição da hipótese nula ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$), pode-se destacar que a existência de cointegração entre as séries temporais das variáveis em estudo apresenta ajustamento linear e simétrico.

Para averiguar com precisão se um choque positivo tenderá a persistir ou um choque negativo reverterá rapidamente ao *threshold*, foi realizada refinação do modelo por meio do modelo *momentum-threshold* (M-TAR), que será descrito na próxima seção.

4.2.6. Modelo autorregressivo com *MomentumThreshold* (M-TAR)

O modelo que assume a forma de um *momentum-threshold* (M-TAR) pode ser representado por:

$$\Delta \hat{\mu}_t = \rho_1 M_t \hat{\mu}_{t-1} + \rho_2 (1 - M_t) \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Onde: M_t é uma variável *dummy* que possuirá valor 1, caso $\Delta \hat{\mu}_{t-1} \geq \tau$, e será atribuído valor 0, se $\Delta \hat{\mu}_{t-1} < \tau$.

Segundo Cunha et al. (2010, p. 258), ao citar Ewing, Hammoudeh e Thompson (2006), o modelo *M-TAR* pressupõe que $\hat{\mu}_t$ exiba um *momentum* maior numa direção do que na outra; e o ajustamento será modelado por $\rho_1 \hat{\mu}_{t-1}$, caso $\Delta \hat{\mu}_t$ estiver em nível superior ao *threshold* e por $\rho_2 \hat{\mu}_{t-1}$, caso $\Delta \hat{\mu}_t$ estiver abaixo.

5 RESULTADO E DISCUSSÃO

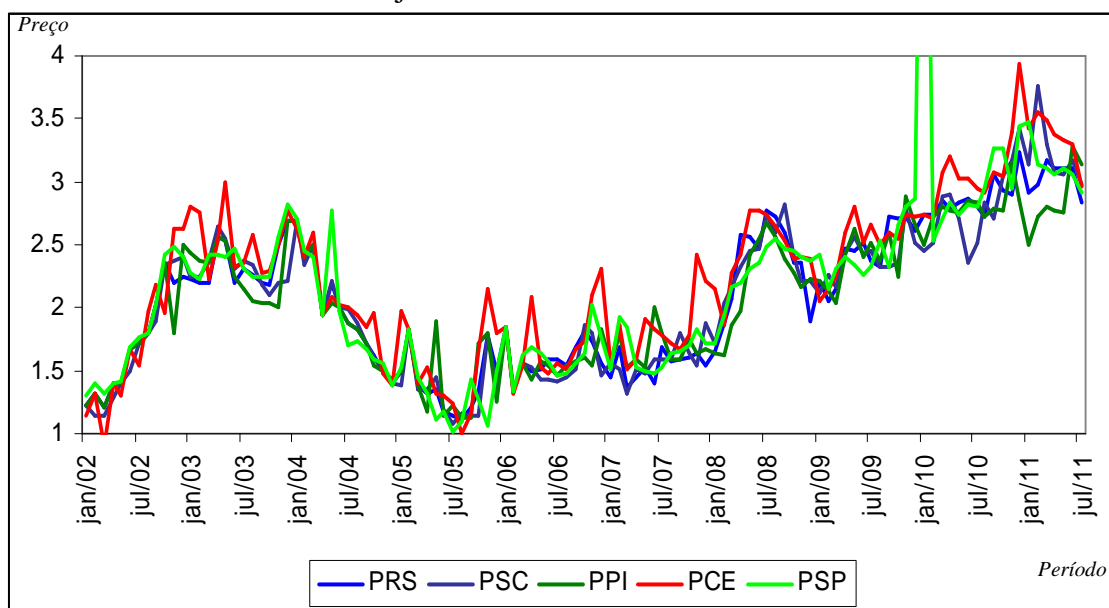
Neste capítulo, estruturou-se a exposição dos resultados oriundos das interações espaciais entre os cinco estados brasileiros que apresentaram o maior volume de mel natural exportado. As discussões sobre os resultados pautaram-se no intuito de investigar a integração espacial dos mercados brasileiros exportadores de mel, permeadas, primeiramente, pelos pressupostos da Lei do Preço Único; e segundo considerando a presença de custos de transação nos referidos mercados¹⁵. As discussões direcionaram-se na investigação dos seguintes pontos: estacionariedade das séries temporais por meio da inspeção visual das séries, dos correlogramas e dos testes de raiz unitária; modelos de vetores autorregressivos (VAR); decomposição da variância; função de impulso-resposta; vetor de correção de erros (VEC); testes de cointegração; testes sobre os parâmetros alfa e beta para verificar a velocidade de ajustamento de cada variável e a perfeita integração entre os mercados analisados, respectivamente, e modelos que incorporam os custos de transação entre os referidos mercados (modelo autorregressivo com *threshold* (TAR) e modelo autorregressivo com *momentum threshold* (M-TAR).

5.1 Verificação da estacionariedade das séries analisadas

Para verificar a estacionariedade das séries consideradas, empregou-se a inspeção visual das séries e dos correlogramas, conforme ilustradas pelas Figuras 2 e 3, respectivamente. Foram usados também os testes de raiz unitária, cujos resultados se encontram nas Tabelas 12 a 14. Como se pode observar pela Figura 2, as séries de preços do mel natural não possuem uma tendência bem definida ao longo do tempo. Pode-se inferir também que essas séries de preços se movimentam conjuntamente no período analisado, indicando a possibilidade de serem cointegradas, ou seja, que exista uma relação de equilíbrio de longo prazo, mas para isso requer uma investigação com maior rigor por meio de testes econométricos, conforme exposição dos resultados nas seções que formam este capítulo.

¹⁵ Consoante descrito no referencial teórico e revisão bibliográfica, foram empregados nesta pesquisa, instrumentais teóricos baseados na Lei do Preço Único e metodologias que consideram a presença de custo de transação (*threshold*). Com isso, buscou-se edificar uma compreensão dotada de maior grau de profundidade no tocante à integração dos mercados brasileiros exportadores de mel natural.

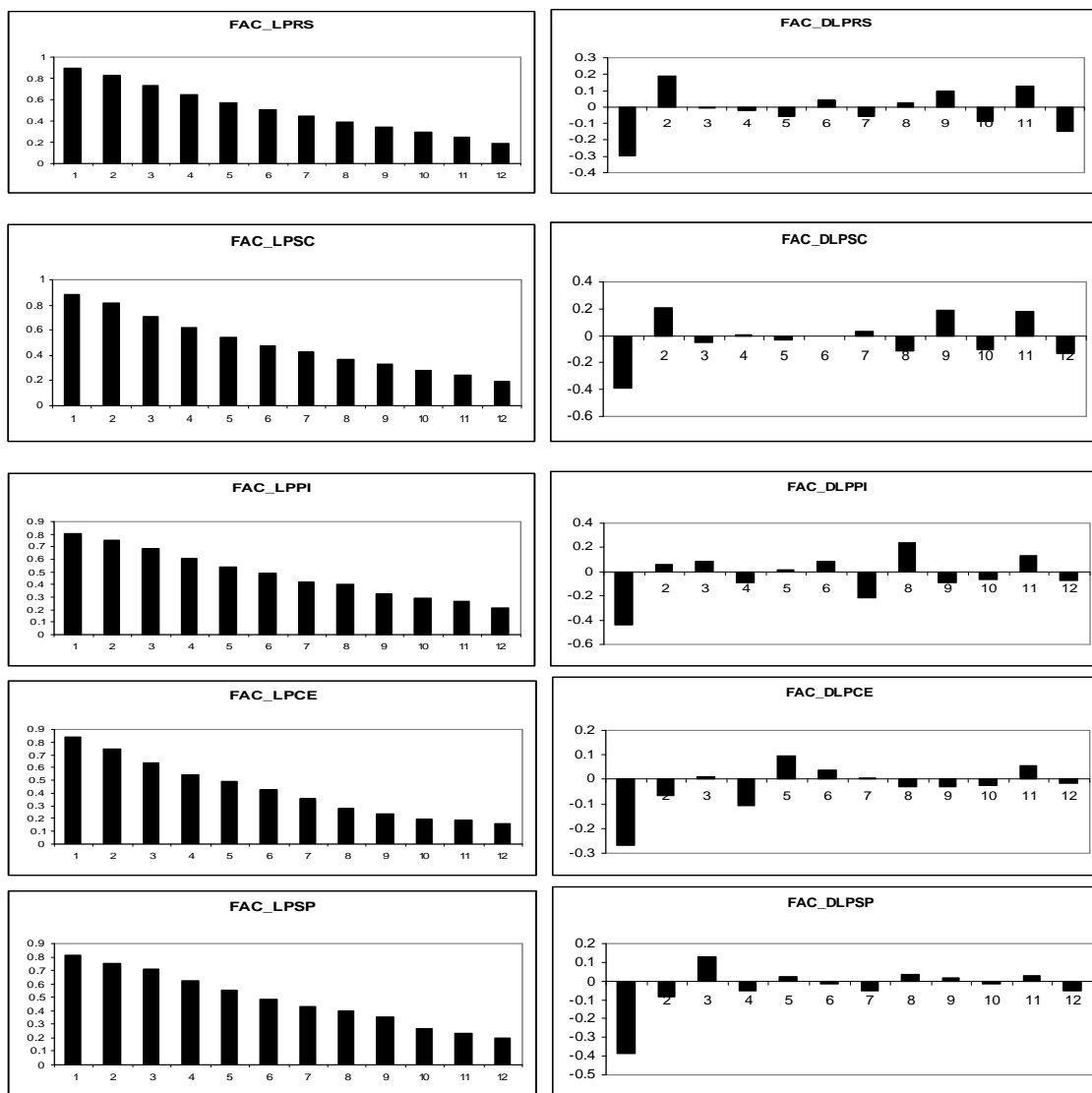
Figura 2 – Comportamento dos preços do mel natural brasileiro exportado pelos estados em análises. Janeiro de 2002 a julho de 2011.



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

De posse dos correlogramas mostrados na Figura 03, percebe-se que tais séries consideradas possuem características de não estacionariedade com base na Função de Autocorrelação (FAC). Verifica-se nos diagramas (a) desta figura que os correlogramas revelam que os coeficientes de autocorrelação declinam lentamente com o aumento do número de defasagens e que as séries de preços logaritmizadas analisadas apresentam correlação positiva com as defasagens dos doze meses, sinalizando a presença de dependência dos valores correntes com os valores passados. No que diz respeito aos correlogramas das séries de preços em primeira diferença, ilustrados nos diagramas (b), observa-se que seus coeficientes de autocorrelação decrescem fortemente com a primeira defasagem e oscilam em torno de zero, caracterizando um comportamento de que tais séries passaram a ser estacionárias em primeira diferença.

Figura 3 - Correlogramas das séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos estados inseridos na análises. Janeiro de 2002 a julho de 2011.



(a)

(b)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da pesquisa.

Para confirmar essas evidências, também foram empregados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). A tabela 12 revela que as séries analisadas não são estacionárias em nível, mas passam a ser estacionárias em primeira diferença, indicando que apenas uma diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias, considerando o teste de ADF com defasagens baseadas no critério de SIC (*Schwarz Info Criterion*) para os modelos com a presença somente de intercepto; intercepto e tendência; e ausência destes dois componentes.

Tabela 12 – Resultados do teste Dickey-Fuller aumentado em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos Estados considerados na análise. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Séries em níveis	Modelos ^(a)			Séries em primeira diferença	Modelos ^(a)		
	I	II ^(b)	III		I	II	III
LPRS	-1,5784	-1,7454	0,3324	DLPRS	- 14,3099	- 14,2476	- 14,2778
LPSC	-1,6825	-1,8196	0,4029	DLPSC	- 15,8609	- 15,7937	- 15,7984
LPPI	-1,7796	-2,1234	0,2735	DLPPI	-17,0347	- 16,9583	- 17,0154
LPCE	-3,0271	-3,4367	0,0966	DLPCE	- 9,7380	- 9,7255	- 9,6728
LPSP	-1,6839	-1,9020	0,1269	DLPSP	- 11,5919	- 11,5390	- 11,5787

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo apenas com intercepto e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -3,4896; o modelo II, ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -4,0420; e o modelo III, ao modelo sem intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -2,5857.

^(b) O p-valor da tendência do LPRS é 0,4444; LPSC é 0,4597; LPPI é 0,2501; LPCE é 0,1081 e LPSP é 0,3744.

Outro teste também realizado para detectar a estacionariedade das séries é o teste de Phillips-Perron, cujos resultados mostrados na tabela 13 corroboram os encontrados no teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Tabela 13 – Resultados do teste de Phillips-Perron (PP) em nível e em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos estados inseridos na análise entre janeiro de 2002 a julho de 2011.

Séries em níveis	Modelos ^(a)			Séries em primeira diferença	Modelos ^(a)		
	I	II	III		I	II	III
LPRS	-2,0164	-2,2812	-0,0976	DLPRS	- 14,2372	- 14,1761	- 14,0440
LPSC	-1,9675	-2,3513	-0,2240	DLPSC	- 15,5999	- 15,5372	- 15,3731
LPPI	-2,5026	-3,1380	0,2097	DLPPI	- 18,0494	- 17,9631	- 17,7573
LPCE	-2,7345	-3,1508	-0,1241	DLPCE	-15,2266	-15,0897	- 14,9000
LPSP	-2,7938	-3,4893	-0,2444	DLPSP	- 17,6650	- 17,5752	- 17,6067

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo apenas com intercepto e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é - 3,4891; o modelo II, ao modelo com intercepto e com tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -4,0412; e o modelo III, ao modelo sem intercepto e sem tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é -2,5855.

Conforme se verifica pela tabela 14, o teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, denominado teste KPSS, também reitera a noção de que todas as séries são estacionárias em primeira diferença. Portanto, de acordo com os três testes de raízes unitárias, as séries de preços estudadas são integradas de ordem um.

Tabela 14 – Resultados do KPSS em primeira diferença para as séries mensais de preços logaritmizadas do mel natural brasileiro exportado pelos estados considerados na análise. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Séries	Modelos ^(a)	
	I	II
DLPRS	0,0863	0,0922
DLPSC	0,0766	0,0804
DLPI	0,0957	0,0974
DLPCE	0,1072	0,0997
DLSP	0,0817	0,0859

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

^(a) O modelo I corresponde ao modelo apenas com intercepto e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é 0,7390; e o modelo II refere-se ao modelo com intercepto e tendência e seu valor crítico ao nível de significância de 1% é 0,2160.

Com o intuito de obter resultados dos testes de raiz unitária mais robustos, empregou-se o teste HEGY de raiz unitária sazonal. Na especificação do teste, foi incluído um termo de intercepto e as defasagens foram escolhidas por meio do critério de Schwartz.

Com base nos dados da tabela 15, verificou-se o indicativo de ausência de raízes unitárias sazonais em todas as séries, conforme mostrado pela significância estatística de π . Além disso, não se identificou raiz unitária semi anual nem raízes unitárias complexas nos pares examinados de π 's. Desta forma, os preços do mel natural exportado pelo Brasil, nos estados analisados, foram estacionários em primeira diferença, rejeitando as hipóteses de raiz unitária sazonal.

Tabela 15 – Teste de identificação da presença de raízes sazonais nas séries de preços mensais do mel natural exportado pelos Estados considerados na análise. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Frequência / Coeficientes	Séries				
	LPRS	LPSC	LPPI	LPCE	LPSP
Lags ^(a)	0	0	0	0	0
$0/\pi_1$	1,87 ^(b)	2,80 ^(b)	2,39 ^(b)	2,61 ^(b)	2,35 ^(b)
π/π_2	-2,48**	-2,41**	1,44	-2,64***	-1,64*
$\frac{\pi}{2} / \pi_3$ e π_4	6,00***	6,59***	1,40	4,22**	0,55
$\frac{2}{3} \pi / \pi_5$ e π_6	14,42***	17,84***	17,41***	12,58***	10,68**
$\frac{\pi}{3} / \pi_7$ e π_8	10,10***	11,06***	10,78***	12,92***	7,94***
$\frac{5}{6} \pi / \pi_9$ e π_{10}	9,80***	12,47***	14,30***	13,87***	10,42***
$\frac{\pi}{6} / \pi_{11}$ e π_{12}	9,68***	13,99***	10,57***	8,79***	10,13***
π_1, \dots, π_{12} - Complexa	62,65***	57,09***	30,42***	36,94***	8,13***
π_2, \dots, π_{12} - Complexa	68,34***	62,26***	33,18***	40,29***	8,38***

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Nota: ^(a) O número de defasagens foi baseado no critério de Schwarz; ^(b) Indica não rejeição da hipótese nula; (***) , (**) e (*) indicam rejeição de H0 a 1%, 5% e 10%, respectivamente, cujos valores críticos foram obtidos por Franses e Hobijn (1990).

Como se verificou nas tabelas 12 a 14 que as séries de preços do mel natural exportado pelos estados brasileiros do RS, SC, PI, CE e SP são integradas de mesma ordem e conforme sinalizada pela figura 2, então, é possível investigar se os respectivos mercados são cointegrados e se as séries temporais possuem relações de longo prazo. Antes, porém, se deve determinar o número de defasagens mais adequado para a estimação do modelo VAR, que será apresentado na seção seguinte.

5.2 Análise dos vetores autorregressivos (VAR)

De forma genérica, os modelos econômicos são constituídos pela relação de um apanhado de variáveis objetivando analisar relações específicas. No caso da modelagem dos vetores autorregressivos (VAR), baseada em uma técnica multivariada (vetor de variáveis), credencia a expressão de modelos econômicos dotados de maior robustez e consistência no tocante às análises dos fenômenos econômicos.

A utilização da análise VAR perpassará a definição do total de defasagens mais adequado para estimação do modelo, decomposição da variância dos erros de previsão e elasticidades da função impulso-resposta.

Precedente ao cômputo e análise dos resultados em torno da estimação da modelagem do tipo VAR, realizou-se a escolha do número de defasagens a ser adotado por meio dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Com base nesses critérios, conforme se verifica na tabela 16, o modelo deve conter uma defasagem quando se relacionam as séries de preços do mel natural exportado pelos Estados de Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo.

Tabela 16 – Número de defasagens, considerando a relação entre as variáveis LPRS, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP.

Defasagens	Akaike (AIC)	Schwarz (SC)	Hannan-Quinn (HQ)
0	-7.018968	-6.894069	-6.968336
1	-9.072359*	-8.322967*	-8.768566*
2	-8.943979	-7.570095	-8.387025
3	-8.779523	-6.781146	-7.969408
4	-8.618175	-5.995306	-7.554899
5	-8.572113	-5.324751	-7.255676

Nota: * Indica a ordem selecionada pelo critério.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Os resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão são mostrados nas tabelas 17 a 21. A primeira coluna expõe os períodos, expressos em meses. Neste estudo, admite-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdure no máximo por doze meses. A segunda coluna informa o percentual da variância dos erros de previsão em virtude de choques não antecipados sobre si própria, ou seja, mensura qual o possível impacto que um choque não antecipado sobre uma variável tem sobre ela mesma ao longo do tempo. As demais colunas captam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de uma variável que podem ser atribuídos às variações das demais variáveis analisadas.

Quanto à variável LPRS, verifica-se que, ultrapassados doze meses após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 95,59% de seu comportamento decorrem dela própria, sendo o restante (4,41%) atribuído às demais variáveis: LPSC (1,14%), LPPI (0,001%), LPCE (0,70%) e LPSP (2,57%) (tabela 17). Nesse caso, observa-se que choques não antecipados sobre os preços do mel natural gaúcho tendem a perder certa relevância com o passar do tempo, enquanto, os preços

dos mês naturais dos demais estados passam a ter maior participação sobre os preços do mel do Rio Grande do Sul, com destaque para a região paulista e catarinense.

Tabela 17 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPRS para as variáveis LPRS, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Decomposição da variância dos erros de previsão de LPRS					
Período	LPRS	LPSC	LPPI	LPCE	LPSP
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
3	97,50457	0,470050	0,000782	0,267623	1,756978
6	96,25395	0,894332	0,001113	0,536878	2,313731
9	95,80332	1,061478	0,001236	0,647398	2,486568
12	95,58783	1,141954	0,001294	0,700799	2,568124

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

São observados aspectos diferenciados para a decomposição dos erros da variável LPSC se comparada com LPRS. Conforme indicativo da tabela 18, após doze meses da incidência de um choque não antecipado sobre a variável LPSC, aproximadamente 9,05% de seu comportamento decorrem dela própria. Cerca de 90,95% estão relacionados às demais variáveis: LPRS (86,89%), LPPI (0,001%), LPCE (1,67%) e LPSP (2,38%). Deste panorama depreende-se que choques não antecipados nos preços do Estado catarinense são pesadamente influenciados pelos preços do mel natural do Rio Grande do Sul.

Tabela 18 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPSC para as variáveis LPSC, LPRS, LPPI, LPCE e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Decomposição da variância dos erros de previsão de LPSC					
Período	LPSC	LPRS	LPPI	LPCE	LPSP
1	41,80176	58,19824	0,000000	0,000000	0,000000
3	19,29785	76,92619	0,000549	2,378297	1,397119
6	12,43878	83,57197	0,001011	1,947472	2,040772
9	10,13774	85,82528	0,001159	1,762420	2,273398
12	9,052051	86,88928	0,001228	1,673573	2,383866

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Com relação à variável LPPI, os resultados da tabela 19 indicam que o principal responsável pela variância do seu erro de previsão é a variável LPRS, já que 80,47% da variância do erro de previsão de LPPI, após 12 meses de um choque não antecipado

sobre essa variável, são explicados pela variável LPRS. Por outro lado, 12,62% da variância do seu erro de previsão podem ser atribuídos à própria variável; 1,46%, à LPSC; 1,71% à LPCE; e 3,74%, à LPSP. Conforme foi possível observar com a variável LPSC, choques não antecipados no preço do mel natural piauiense, são fortemente influenciados pelo preço do mel natural do Rio Grande do Sul.

TABELA 19 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPPI para as variáveis LPPI, LPSC, LPRS, LPCE e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Decomposição da variância dos erros de previsão de LPPI					
Período	LPPI	LPSC	LPRS	LPCE	LPSP
1	53,22587	1,199410	45,57472	0,000000	0,000000
3	26,84678	1,147552	65,19365	2,401200	4,410826
6	17,64968	1,362189	75,04676	1,961836	3,979529
9	14,27949	1,427513	78,68321	1,792439	3,817347
12	12,62140	1,459158	80,47297	1,708689	3,737783

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Com um comportamento bastante diferenciado, a variável LPCE, de acordo com as informações da tabela 20, depois de decorridos doze meses de um choque não antecipado sobre essa variável, LPPI exerce uma influência maior sobre a variância do erro de previsão (77,18%) de LPCE do que a própria variável, que explica 0,46%. Em contrapartida, 3,17% da variância do seu erro de previsão podem ser atribuídos à LPSC; 17,15% à LPRS e 2,03% à LPSC. Apesar dos resultados apontarem influência em maior proporção oriunda da variável LPPI, no que diz respeito a choques não antecipados sobre o preço do mel piauiense, a região gaúcha consegue ainda influenciar em maior percentual, quando comparada com as variáveis LPCE, LPPI e LPSP.

Tabela 20 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPCE para as variáveis LPCE, LPSC, LPPI, LPRS e LPSP, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Decomposição da variância dos erros de previsão de LPCE					
Período	LPCE	LPSC	LPPI	LPRS	LPSP
1	60,35408	1,277246	1,859612	36,50906	0,000000
3	0,990341	4,541694	58,33680	35,22921	0,901950
6	0,650042	3,757722	70,36401	23,63410	1,594135
9	0,525035	3,367783	74,93010	19,28943	1,887655
12	0,463710	3,172604	77,17548	17,15483	2,033381

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

No que diz respeito à variável LPSP, os dados da tabela 21 mostram que choques não antecipados sobre essa variável são fortemente explicadas por mudanças nos preços do mel natural do Rio Grande do Sul, pois, ultrapassados doze meses após um choque não antecipado sobre a variável LPSP, parcela majoritária (74,92%) da variância dos erros de previsão é explicada pelas variáveis externas, sendo que a maior participação (72,76%) pode ser atribuída à LPRS; e com 25,08% resultante das mudanças no preço paulista.

Tabela 21 – Decomposição da variância dos erros de previsão em percentagem de LPSP para as variáveis LPSP, LPSC, LPPI, LPCE e LPRS, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Decomposição da variância dos erros de previsão de LPSP					
Período	LPSP	LPSC	LPPI	LPCE	LPRS
1	76,22285	0,195057	0,594766	0,128321	22,85901
3	46,92824	0,972745	0,405854	0,229774	51,46339
6	33,11381	1,185434	0,278363	0,477682	64,94471
9	27,77096	1,276314	0,229056	0,582787	70,14088
12	25,08026	1,322517	0,204227	0,636077	72,75692

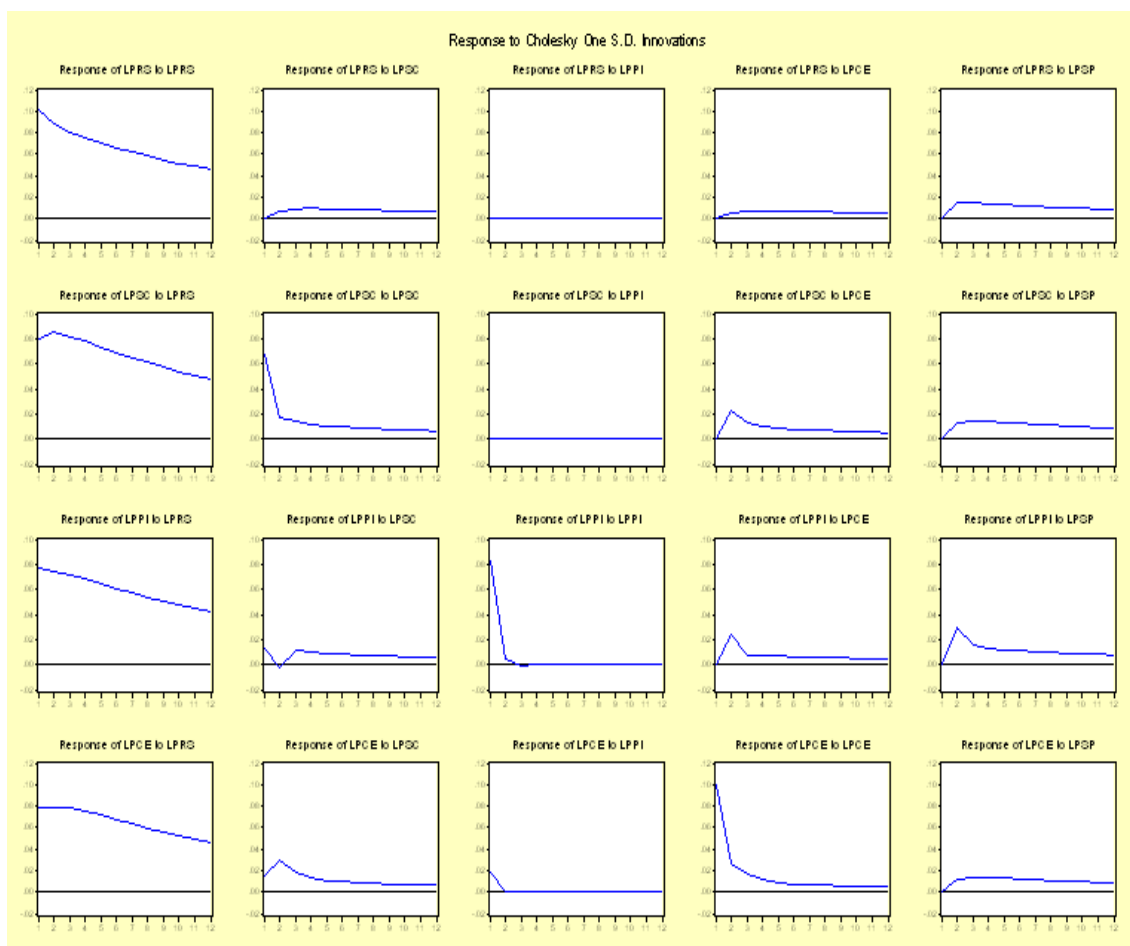
Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

De posse desses resultados da decomposição da variância dos erros de previsão, verifica-se uma forte influência de LPRS sobre os mercados exportadores de mel natural analisados. Essa maior força da centralidade do Rio Grande do Sul pode estar associada a duas motivações. Primeira, ao fato de esse Estado ter representado a maior variação percentual de crescimento do total de mel natural exportado, na primeira década do século XXI. Segunda, historicamente, o Estado gaúcho destacou-se como líder

brasileiro da produção de mel de abelha, conforme exposto no terceiro capítulo desta pesquisa.

No tocante às funções de impulso-resposta, a figura 04 mostra que os desequilíbrios transitórios dos preços de exportação do mel natural, em geral, são corrigidos lentamente. Um choque não antecipado sobre LPRS é absorvido de modo mais rápido pelo Estado de Santa Catarina do que pelo Estado de São Paulo. Desta forma, requer mais tempo para remover os desequilíbrios transitórios de LPRS do que LPSP e LPSC. Em contrapartida, não se verifica influência significativa de LPPI sobre o comportamento dos preços dos demais mercados analisados.

Figura 4 – Elasticidade de Função de Resposta de Impulso, efeitos de choques em LPRS, LPSC, LPPI, LPCE, LPSP sobre cada um desses mercados.



Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

5.3 Análise do Vetor de Correção de Erros (VEC)

De acordo com a figura 2, as séries de preços movimentam-se conjuntamente no período analisado, indicando a possibilidade de serem cointegradas. Com o intuito de verificar a possível existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços, empregou-se o teste de Johansen. Para a realização deste teste, deve-se selecionar o modelo de estimação a ser utilizado. Conforme Eviews (2004), há cinco especificações de tendência determinística consideradas por Johansen (1995), que são as seguintes: (a) os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração não têm intercepto; (b) os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração apresentam intercepto; (c) os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de cointegração têm somente intercepto; (d) os dados em nível e a equação de cointegração possuem tendências determinísticas lineares; e (e) os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de cointegração têm tendências lineares.

Como as séries estudadas não possuem tendência definida (figura 2) e os valores das probabilidades do componente de tendência não são significativos nas séries de preço analisadas, pode-se adotar as duas primeiras especificações, que não apresentam tendências determinísticas. Neste estudo, considerou-se que a constante está incorporada ao termo de correção de erro. Os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor para identificar o número de vetores de cointegração encontram-se na tabela 22.

Tabela 22 – Resultados do teste de cointegração de Johansen para identificação do número de relações de cointegração entre as séries de preços em análise.

Hipótese nula	Teste do Traço	Valor Crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor Crítico (5%)
$r = 0$	270,7911*	60,06141	102,4799*	30,43961
$r \leq 1$	168,3112*	40,17493	68,00656*	24,15921
$r \leq 2$	100,3047*	24,27596	57,67417*	17,79730
$r \leq 3$	42,63051*	12,32090	42,62679*	11,22480
$r \leq 4$	0,003720	4,129906	0,003720	4,129906

Nota: * Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Como as estatísticas calculadas de ambos os testes excederam os valores críticos nas hipóteses nulas em que $r = 0$ até $r \leq 3$, significa dizer que estas hipóteses foram rejeitadas em nível de 5% de significância. O mesmo não se verifica com a hipótese nula $r \leq 4$, indicando a presença de quatro vetores de cointegração estatisticamente diferentes de zero. A tabela 23 apresenta os quatro vetores de cointegração, que representam as elasticidades de transmissão de preços do mel natural para os quatro pares de mercados considerados.

Tabela 23 – Estimativa do parâmetro de longo prazo β para as séries mensais logaritmizadas de preços do mel natural brasileiro. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Séries	Estimativa do parâmetro de longo prazo β
LPRS x LPSC	
Preço no Estado de Rio Grande do Sul	1,000000
Preço no Estado Santa Catarina	-1,004073
Desvio-padrão	(0,01123)
LPRS x LPPI	
Preço no Estado de Rio Grande do Sul	1,000000
Preço no Estado do Piauí	-1,024168
Desvio-padrão	(0,01309)
LPRS X LPCE	
Preço no Estado de Rio Grande do Sul	1,000000
Preço no Estado do Ceará	-0,924150
Desvio-padrão	(0,01626)
LPRS x LPSP	
Preço no Estado de Rio Grande do Sul	1,000000
Preço no Estado de São Paulo	-0,968519
Desvio-padrão	(0,01719)

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

A normalização foi realizada considerando-se como base o valor da estimativa do coeficiente da variável preço do mel natural exportado por Rio Grande do Sul, de modo que o seu valor foi considerado igual à unidade. Assim, LPRS representa a

variável de saída (endógena) do sistema, enquanto LPSC, LPPI, LPCE e LPSP são as variáveis de entrada (exógena). É importante destacar o fato de que a análise da estimativa do coeficiente de LPRS deve ser conduzida com o respectivo sinal invertido, uma vez que, na equação de cointegração normalizada, todas as variáveis permanecem do mesmo lado.

A estimativa do coeficiente β para a variável preço do mel natural no mercado cearense indicou que 92,41% das variações nos preços do mel natural no mercado do Ceará são transmitidas para o mercado de mel natural no Rio Grande do Sul. No caso de São Paulo, 96,85% das variações nos preços do mel natural neste mercado são repassadas para o Rio Grande do Sul. A mesma interpretação pode ser replicada para os demais mercados. Como as elasticidades de transmissão de preços mostradas na tabela 23 foram próximas da unidade, sinaliza a predominância da Lei do Preço Único nesses mercados. Ante de tal configuração, é possível sinalizar que variações nos preços do mel natural do Rio Grande do Sul são transferidas proporcionalmente (acima de 90%), e com isso caracterizando essa relação com tendência a ser elástica; entretanto, é importante salientar que, segundo Costa e Ferreira Filho (2000), Barbosa et al. (2002) e Coelho (2002), é necessário impor restrições aos parâmetros β para verificar se essa lei permanecerá.

Anteriormente aos resultados do teste da hipótese nula estabelecida sobre o preceito de que as variáveis não participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo, é sumário frisar os últimos indicativos sobre a variância dos erros e elasticidade de transmissão entre os mercados analisados. A tabela 24 encerra os resultados dos testes de hipóteses sobre os parâmetros β com o intuito de identificar as variáveis que participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo e verificar o grau de integração entre os pares de mercados analisados. Com base nesses resultados, todos os preços efetivamente participavam do equilíbrio de longo prazo.

Como os mercados brasileiros exportadores de mel natural são integrados, é relevante testar a hipótese de perfeita integração. As informações da tabela 24 indicam que não há perfeita integração entre os mercados considerados. Desta forma, rejeitou-se a hipótese nula de perfeita integração dos mercados para todas as relações consideradas. Com isso, pode-se inferir que alterações de preços de exportação do mel natural em um mercado não são completamente transmitidas aos demais mercados no longo prazo, sinalizando que a Lei do Preço Único não é perfeitamente verificada para o mercado de mel natural no período analisado.

Tabela 24 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro de longo prazo (β) do vetor de cointegração.

LPRS x LPSC		
Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico (5%)
$\beta_{LPRS} = 0$	59,80826*	3,84
$\beta_{LPSC} = 0$	59,72487*	3,84
$\beta_{LPRS} = \beta_{LPSC}$	59,88015*	3,84
LPRS x LPPI		
Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico (5%)
$\beta_{LPRS} = 0$	67,58695*	3,84
$\beta_{LPPI} = 0$	67,82369*	3,84
$\beta_{LPRS} = \beta_{LPPI}$	67,89933*	3,84
LPRS x LPCE		
Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico (5%)
$\beta_{LPRS} = 0$	49,75852*	3,84
$\beta_{LPCE} = 0$	50,15944*	3,84
$\beta_{LPRS} = \beta_{LPCE}$	50,14744*	3,84
LPRS x LPSP		
Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico (5%)
$\beta_{LPRS} = 0$	67,29835*	3,84
$\beta_{LPSP} = 0$	68,23806*	3,84
$\beta_{LPRS} = \beta_{LPSP}$	68,13587*	3,84

Nota: * Indica rejeição a 5% de significância.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Ademais, também se testou a hipótese sobre o parâmetro α (exogeneidade fraca) para verificar qual mercado, dentre os analisados, pode ser considerado como exógeno fraco, assim como testar as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo. Conforme se observa pelos dados da tabela 25, os resultados revelaram a não rejeição da hipótese nula, que sinaliza o preço do mel natural no Estado do Rio Grande do Sul, incapaz de ser influenciado no longo prazo pelos demais mercados enfocados. Desta forma, o Estado gaúcho pode ser considerado exógeno fraco.

Observou-se, ainda, configuração diferenciada para as regiões catarinense, piauiense, cearense e paulista, em que foi rejeitada a hipótese nula de mercado exógeno fraco, com probabilidade a 1%; 1%; 5%; e 10% respectivamente. Portanto, com este panorama, confirma-se a hipótese que indicava o Estado do Rio Grande do Sul como mercado central, capaz de influenciar mudanças nos preços do mel natural dos Estados de Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo no longo prazo.

Tabela 25 - Teste de exogeneidade fraca realizado para as variáveis LPRS, LPSC, LPPI, LPCE e LPSP. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Mercados potencialmente exógenos	Estatística de teste	P-valor
Rio Grande do Sul (LPRS)	0,0831 ^{NR}	0,7732
Santa Catarina (LPSC)	11,8337***	0,0006
Piauí (LPPI)	22,4341***	0,0000
Ceará (LPCE)	4,8961**	0,0269
São Paulo (LPSP)	3,5455*	0,0597

Notas: ^{NR} Indica não rejeição da hipótese nula a 10%; (***), (**) e (*) indicam rejeição de H_0 a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

No tocante à hipótese que analisa as velocidades de resposta das variáveis a uma dada situação de desequilíbrio de curto prazo no processo de ajuste de longo prazo, os resultados mostram que elas não são estatisticamente iguais para os pares de mercados analisados, conforme os resultados da tabela 26. Esses resultados corroboram os encontrados nas funções impulso-resposta.

Tabela 26 – Testes de significância de restrição sobre o parâmetro α para os pares de mercados considerados

Hipótese nula	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico (5%)
$\alpha LPRS = \alpha LPSC$	57,6189*	3,84
$\alpha LPRS = \alpha LPPI$	67,4046*	3,84
$\alpha LPRS = \alpha LPCE$	50,2060*	3,84
$\alpha LPRS = \alpha LPSP$	68,1959*	3,84

Nota: * Indica rejeição a 5% de significância

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Segundo Freitas et al. (2001), se duas variáveis são cointegradas, elas convergem para uma condição de equilíbrio de longo prazo, tornando-se importante

estimar o Modelo de Correção de Erro (VEC), já que este modelo possibilita determinar a velocidade com a qual as variáveis tendem a obter o equilíbrio no longo prazo, ao incluir componentes de curto e de longo prazos, sendo que tais aspectos de longo prazo são captados por meio dos resíduos defasados da equação de cointegração.

Como se verifica pelos dados da Tabela 27, em todos os pares de mercados analisados, a remoção dos desequilíbrios de curto prazo referentes à trajetória de longo prazo requereu mais tempo no Rio Grande do Sul do que nos demais mercados. No caso de LPRS x LPSC, 10,38% do desequilíbrio de curto prazo relativo à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada mês, o que indica que precisaria, em média, de mais de 285 dias para corrigir o desequilíbrio no Rio Grande do Sul, enquanto que, em Santa Catarina, necessitaria, em média, de 1,4 mês. Quando se analisam LPRS x LPSP, a diferença entre o tempo necessário para corrigir o desequilíbrio é mais expressiva, pois, enquanto São Paulo necessitaria, em média, de 1,2 mês, o Rio Grande do Sul precisaria, em média, de quase oito meses, ou seja, esses desequilíbrios transitórios seriam corrigidos lentamente.

Tabela 27 – Estimação do VEC referente à variável preço do mel natural em Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo, de janeiro de 2002 a julho de 2011.

LPRS x LPSC		
Variável	$\Delta LPRS_t$	$\Delta LPSC_t$
α	-0.103824	0.690513
	(0.13077)	(0.13495)
LPRS x LPPI		
Variável	$\Delta LPRS_t$	$\Delta LPPI_t$
α	-0.097111	0.787086
	(0.10498)	(0.12571)
LPRS x LPCE		
Variável	$\Delta LPRS_t$	$\Delta LPCE_t$
α	-0.121775	0.633928
	(0.09189)	(0.12058)
LPRS x LPSP		
Variável	$\Delta LPRS_t$	$\Delta LPSP_t$
α	-0.127637	0.795818
	(0.07410)	(0.10751)

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Comparando as informações de LPRS e LPCE, verifica-se que os desequilíbrios de curto prazo relativos à trajetória de longo prazo para o Ceará são corrigidos em

média transcorrendo um período de 1,5 mês, enquanto para o Rio Grande do Sul, em média, seriam necessários mais de oito meses para que fosse dissipado todo o referido fenômeno.

Cabe salientar que, em decorrência da modelagem VAR apresentar apenas uma defasagem, conforme explicitado pelos testes na tabela 16, e considerando que o número de defasagens da modelagem VEC requer uma unidade a menos que o VAR, não foi possível comparar desequilíbrios de curto prazo para os estados incluídos em análise, considerando um período anterior.

5.4 Análise de cointegração com *Threshold*

Nesta seção, encontram-se os resultados do modelo que busca incorporar a presença de custos de transações entre os mercados brasileiros espacialmente separados, exportadores de mel natural. Na Tabela 28, estão as equações de cointegração, estimadas pelo método do MQO – Mínimo Quadrados Ordinários – entre os preços do mel natural exportados pelos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo, segundo as orientações da metodologia de Engle e Granger (1987).

TABELA 28 – Relações de Cointegração entre o Preço de Rio Grande do Sul (RS) e os Mercados de Santa Catarina (SC), Piauí (PI), Ceará (CE), e São Paulo, no período de janeiro de 2002 a julho de 2011.

Mercados	Equação de cointegração $P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{RS,t} + \mu_t$	
Rio Grande do Sul e Santa Catarina	$SC_t = 0,0131 + 1,0074RS_t$	$R^2_{ajustado} = 0,93$
	(0,0181) (0,0241)	$DW = 1,61$
Rio Grande do Sul e Piauí	$PI_t = 0,0633 + 0,8953RS_t$	$R^2_{ajustado} = 0,89$
	(0,0215) (0,0286)	$DW = 1,89$
Rio Grande do Sul e Ceará	$CE_t = 0,0723 + 0,9870RS_t$	$R^2_{ajustado} = 0,86$
	(0,0270) (0,0360)	$DW = 1,45$
Rio Grande do Sul e São Paulo	$SP_t = 0,0154 + 1,0076RS_t$	$R^2_{ajustado} = 0,82$
	(0,0328) (0,0437)	$DW = 1,78$

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão do parâmetro estimado; DW: refere-se à estatística de Durbin-Watson após a correção de correlação serial dos resíduos.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Os coeficientes relativos à elasticidade de transmissão de preço de longo prazo foram estatisticamente significativos a 1% de significância.¹⁶ No tocante às elasticidades, percebeu-se que uma variação de 10% no preço do Rio Grande do Sul causaria uma mudança, no mesmo sentido, de 10,07% no preço de Santa Catarina, de 8,95% no Piauí, 9,87% no Ceará e 10,07% em São Paulo.

Conforme identificado por Mattos (2008) e Cunha, Lima, Braga (2010), verificou-se também que existem indicativos de uma relação inversa entre o grau de transmissão de preços e a distância física entre os mercados, pois, por um lado, os Estados brasileiros exportadores de mel natural com maior volume comercializado e localizado segundo um menor distanciamento físico com o território gaúcho, Santa Catarina e São Paulo apresentaram maiores coeficientes de elasticidades, 1,0074 e 1,0076, respectivamente. Por outro lado, estados mais longínquos e com representativo volume de mel natural exportado no período considerado em análise, como Ceará (0,98) e Piauí (0,89)¹⁷, apresentaram coeficientes de elasticidades menores.

Os resultados das tabelas 29 e 30 realizaram esforços de expor um panorama capaz de verificar se, de fato, alterações no preço do mel natural exportado pelo Rio Grande do Sul são transmitidas aos demais mercados incorporados nesta análise, conforme tabela 28. A primeira hipótese averiguada diz respeito à investigação da ausência de cointegração entre as séries de preços dos mercados analisados, testando se $\rho_1 = \rho_2 = 0$. As informações estruturadas na tabela 29 permitem caracterizar o mercado brasileiro formado pelos cinco estados detentores de maior volume exportado de mel, como integrado, pois há a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as séries de preços estudadas. As modelagens TAR e M-TAR legitimaram tal configuração em decorrência de todas as relações indicadas, por meio dos pares entre Estados, rejeitarem a referida hipótese, considerando 1% de significância.

¹⁶ Nesse caso, as inferências baseadas na estatística *t-Student* somente serão válidas se as séries forem cointegradas

¹⁷ Salienta-se que os cinco mercados considerados nesta pesquisa (RS, SC, PI, CE e SP), possuem maior volume de exportação de mel natural para os Estados Unidos, durante o período de jan/2002 a jul/2011.

Tabela 29 - Parâmetros estimados para os modelos TAR e M-TAR: teste das hipóteses, ausência de cointegração e ajustamento simétrico.

Mercados	Modelo TAR		Modelo M-TAR	
	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$
Rio Grande do Sul e Santa Catarina	71,6621*** [9,02]	141,0618*** {0,0000}	40,4490*** [9,02]	77,4518*** {0,0000}
Rio Grande do Sul e Piauí	29,9795*** [9,02]	51,4627*** {0,0000}	10,1767*** [9,02]	15,3976*** {0,0002}
Rio Grande do Sul e Ceará	29,8036*** [9,02]	32,5064*** {0,0000}	32,3175*** [9,02]	36,1244*** {0,0000}
Rio Grande do Sul e São Paulo	54,5464*** [9,02]	59,9919*** {0,0000}	22,1209*** [9,02]	36,1692*** {0,0000}

Notas: (***), (**) e (*) indicam significativo a 1%, 5% e 10%; (NS) não significativo. Os valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão; os entre colchetes, aos valores tabelados da estatística ϕ e ϕ^m (TAR e M-TAR, respectivamente) e os entre chaves, ao p-valor obtido para o teste F.

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Ainda segundo informações presentes na tabela 29, rejeitou-se a hipótese nula $\rho_1 = \rho_2$, que buscou verificar o ajustamento simétrico entre os integrantes do mercado analisado. O modelo tipo TAR e M-TAR rejeitou tal hipótese para todos os pares de mercado investigados, com nível de significância de 1%. Com isso, cabe salientar o posicionamento assertivo desta pesquisa, que optou pela especificação não linear, reiterando a importância das modelagens que consideram assimetrias na transmissão de preços, ou seja, utilizam o efeito *threshold*, em oposição à análise tradicional de Engle e Granger (1987).

A tabela 30 identificou o fato de que segundo o modelo TAR $\hat{\tau}$, estimado para cada par de mercados, permitiu analisar a assimetria na transmissão de preços. Os resultados apontaram que choques inferiores a 0,58% no preço médio de Santa Catarina são eliminados segundo uma velocidade diferenciada da apresentada por choques maiores que esse percentual. A configuração apresentada pela região catarinense é distinta da exibida pelos mercados cearense e piauiense, dotados de maior distanciamento geográfico, no qual apresentaram, respectivamente, valor absoluto mais elevado, 2,06% e 1,77%. Desta forma, essas relações reiteraram a base teórica que

relaciona o valor de um *threshold* mais elevado para Estados dotados de maior distanciamento físico do mercado central. É importante frisar que as respectivas velocidades são captadas pelos valores de ρ_1 e ρ_2 .

Verificada com realidade bastante peculiar, a região paulista necessita de uma atenção particular. Tal necessidade é oriunda de uma configuração capaz de ratificar e contestar simultaneamente a proposição de Goodwin e Piggot (2001), no tocante à relação do distanciamento físico e valor do *threshold*. Por um lado quando comparado com os resultados de Santa Catarina, o Estado paulista alcança maior *threshold* em decorrência de possuir maior distanciamento físico com a região gaúcha (SC: 0,58% e SP: 2,80%). Por outro lado, Ceará e Piauí apesar de serem mais distantes do que o Rio Grande do Sul, em termos de localização, o *threshold* de São Paulo continuou em patamares mais elevados (CE: 1,77%; PI: 2,06%; SP: 2,80%).

Tabela 30 - Parâmetros estimados para os modelos TAR e M-TAR.

Mercados	Modelo TAR			Modelo M-TAR		
	$\hat{\tau}$	ρ_1	ρ_2	$\hat{\tau}$	ρ_1	ρ_2
Rio Grande do Sul e Santa Catarina	0,0058	0,1117*** (0,0111)	-0,0623*** (0,0095)	0,0567	0,1238*** (0,0156)	-0,0555*** (0,0131)
Rio Grande do Sul e Piauí	-0,0206	0,1169*** (0,0166)	-0,0615** (0,0181)	-0,0749	0,0813*** (0,0198)	-0,0569** (0,0286)
Rio Grande do Sul e Ceará	-0,0177	0,0689*** (0,0092)	0,0303** (0,0145)	0,0073	0,0698*** (0,0089)	-0,0314** (0,0140)
Rio Grande do Sul e São Paulo	0,0280	-4,1985*** (0,6555)	-0,6209*** (0,1021)	0,0639	2,8486*** (-0,6327)	-0,4425* (0,2413)

Notas: (***), (**) e (*) indica significativo a 1%, 5% e 10%; (NS) não significativo. Os valores entre parênteses referem-se ao erro-padrão; os entre colchetes, aos valores tabelados da estatística ϕ e ϕ^m (TAR e M-TAR, respectivamente).

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados da pesquisa.

Com exceção do mercado cearense, observou-se que os demais alcançaram estimativas do parâmetro *threshold* em patamares mais elevados no modelo M-TAR do que as encontradas na modelagem TAR. Credenciada segundo a possibilidade de identificar discrepâncias no ajustamento a choques positivos e negativos no mercado central, a modelagem M-TAR, para todas as relações de pares de mercado, conforme as

informações oriundas da tabela 30, sinalizou que choques positivos, acima do *threshold*, foram eliminados mais rapidamente do que choques negativos.

Em Santa Catarina, elevações dos preços, em patamar superior a 5,67% do preço médio do Estado, foram eliminados mais rapidamente do que quedas nos preços, em decorrência $P_1 > P_2$. No território piauiense, as elevações dos preços médios do mel natural capazes de extrapolar 7,49% do preço médio do Estado foram eliminadas mais rapidamente do que reduções nos preços, uma vez que $P_1 > P_2$. Nos Estados cearense e paulista, as elevações dos preços, segundo níveis mais elevados que 0,73% e 6,39%, respectivamente, nos preços médios dos referidos Estados foram eliminadas mais rapidamente do que quedas nos preços, motivadas pela relação onde $P_1 > P_2$.

Cabe salientar, ainda, que, com exceção do Estado cearense, Santa Catarina e Piauí ratificaram a exposição teórica que relaciona distanciamento geográfico e valor do *threshold*, uma vez que o território piauiense, mais distante do Rio Grande do Sul, alcançou valor mais elevado e a região catarinense, geograficamente mais próxima do mercado gaúcho, com menor *threshold*. São Paulo, conforme realidade exposta na modelagem TAR, ratificou ambiguidade no modelo M-TAR. Acredita-se que, em decorrência de o Estado paulista comprar quantidades de méis em vários Estados brasileiros, uma vez que, as informações sobre o volume produzido é inferior ao exportado, os acréscimos de custos envolvidos na transferência deste produto até São Paulo podem ser explicativos da presença de custos de transação em patamares mais elevados no mercado sudestino.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dois panoramas importantes aferiram maior visão pública dentre as análises desenhadas nesta pesquisa. Primeiro, os números da produção e exportação brasileiras, conforme o período analisado, revelaram um ambiente diferenciado, uma vez que, os estados do Brasil que mais exportaram mel natural não são, necessariamente, proprietários do maior volume produzido da referida *commodity*. Segundo, os resultados deste estudo, que incorporou análise seguindo modelagem tradicional baseada nas premissas da Lei do Preço Único e modelos que consideram a presença de custos de transação, com o objetivo de investigar o processo de integração espacial entre os mercados brasileiros exportadores de mel natural, representado pelos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo, mostraram-se robustos.

O mercado brasileiro exportador de mel natural, conforme a referida formação, revelou-se cointegrado segundo os resultados das modelagens citadas. A hipótese que preliminarmente considerou o Estado do Rio Grande do Sul como mercado central foi confirmada pelo teste de “exogeneidade” fraca. A rejeição da hipótese de perfeita simetria legítima a utilização do modelo que incorpora a presença de custos de transação, pois a Lei do Preço Único não foi perfeitamente observada.

No tocante ao modelo que considera a presença de *theshold*, este revelou que há uma relação inversa entre o grau de transmissão de preços e a distância física entre os mercados do Rio Grande do Sul com Santa Catarina, Piauí, Ceará e São Paulo. Outro resultado oriundo dessa modelagem indicou que os estados mais distantes da região gaúcha alcançaram valores de *threshold* mais elevados. Com efeito, os custos de transação tendem a ser em maior nível nas regiões mais distantes do mercado central. Cabe ressaltar que São Paulo apresentou maior valor do *threshold* quando comparado com as regiões mais longínquas do Rio Grande do Sul (Ceará e Piauí). Acredita-se que, em decorrência do fato de o Estado paulista comprar quantidades de méis de várias regiões brasileiras, os acréscimos de custos envolvidos na transferência destes produtos até São Paulo podem ser explicativos da presença de custos de transação em patamares mais elevados no mercado sudestino.

Conforme elencado nos capítulos iniciais desta pesquisa, restou clara a presença de custos de transação no mercado brasileiro exportador de mel natural. Como etapa complementar e/ou esclarecedora, a especificação de tais custos representa indicações de pesquisas futuras. Em adição, há a necessidade de compreender de modo mais

detalhado o caminho ou rota que o mel produzido no Brasil percorre, considerando a parcela destinada ao mercados endógeno e internacional.

REFERÊNCIAS

- ARDENI, P. G. *Does the Law of One Price really hold for commodity prices?* **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 3, p. 661-669, Aug, 1989.
- ALVES, F. S.; LIMA, R. C. Integração dos mercados de açúcar no Brasil considerando a presença de custos de transação. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 48, 2010. **Anais...** Campo Grande, MS: SOBER, 2010.
- BALCOMBE, K. G. et. al. *Threshold effects in price transmission: the case of Brazilian wheat, maize and soya prices.* **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n.º. 2, p. 308-323, 2007.
- BALCOME, K. G.; RAPSOMANIKIS, G. *Bayesian estimation of non-linear vector error correction models: the case of the sugar-ethanol-oil nexus in Brazil.* **American Journal of Agricultural Economics**. v. 90, n.º. 3, p. 658-668, 2008.
- BALKE, N.S., FOMBY, T.B., *Threshold cointegration.* **International Economic Review**, v.38, 627–645, 1997.
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.
- BARRETT, C.B. *Measuring integration and efficiency in international agricultural markets.* **Review of Agricultural Economics**, v. 23, n. 1, p. 19-32, 2001.
- BUAINAIN, A. M.; BATALHA, M. O. (Coord.). **Cadeia produtiva de flores e mel.** Brasília: Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 2007. 140 p.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais.** São Paulo: Cengage Learnig, 2008.
- CHIODI, L. **Integração espacial no mercado brasileiro de milho.** 89 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2006.
- COASE, Ronald Henry. *The nature of the firm.* **Economica**, v. 4, p. 386-405, 1937.
- COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão entre preços internos e externos.** 153 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de São Paulo, São Paulo, SP, 2002.
- CORONEL, D. A.. et al. Integração e transmissão de preços entre os mercados de trigo argentino e internacional. **Revista Pesquisa & Debate.** SP, v. 21, n.º. 2 (38), p. 279-305, 2010.
- 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**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 2, p. 41-70, abr./jun. 2000.

CRESPAM, C. C. & SCHERER, F. L. **Nem tudo são flores na produção e na exportação de mel: barreiras técnicas em foco**. 2009. Disponível em: <<http://www.ifbae.com.br/congresso5/pdf/B0063.pdf>>. Acesso em: 13 dez. 2011.

CUNHA, D. A. **Integração de preços no mercado internacional de café**. 2008. 123 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2008.

CUNHA, D. A.; SOUSA, E. P. Integração espacial dos mercados atacadistas de melão no nordeste considerando a presença de custos de transação.). In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 48, 2010. **Anais...** Campo Grande, MS: SOBER, 2010.

CUNHA, D. A. et al. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com *threshold*. **Revista Análise Econômica**. RS, v. 28, nº. 53, p. 251-267, 2010.

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

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

ENDERS, W.; GRANGES, C.W.J.. *Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates*. **Journal of Business and Economic Statistics**. nº. 16, p. 304-311, 1998.

ENDERS, W.; SIKLOS, P. L. *Cointegration and threshold adjustment*. **Journal of Business and Economic Statistics**. nº. 19, p. 166-176, 2001.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*. **Econometrica**, V. 55, N. 2, p. 251-276. Mar. 1987.

EIEWS. **User's Guide**. Irvine: QMS, 2004. 978 p. (Versão 5.0).

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

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

FLECK, L. F. & BELINASSO, J. A. **Estudo da cadeia do mel e derivados: território central – RS**. Ministério do Desenvolvimento Agrário/MDA-Secretaria de Desenvolvimento Territorial/SDT. 2008. Disponível em: <http://www.ceades.org.br/site/images/stories/arquivos_pdf/cadeia%20do%20mel.pdf>. Acesso em: 10. dez. 2011.

FOOD Agriculture Organization United Nations– FAO. **FAOstat**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/default.aspx>>. Acesso em 18 fev. 2011.

FRANSES, P. H.; HOBIJN, B. *Critical values for unit root tests in seasonal time series*. **Journal of Applied Statistics**. v. 24, p. 25-46, 1997.

FREITAS, D. G. F.; KHAN, A. S.; SILVA, L. M. R. Nível tecnológico e rentabilidade de produção de mel de abelha (*Apis Mellifera*) no Ceará. **Revista de Economia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, nº 01, p. 171-188, 2004.

FREITAS, S. M.; MARGARIDO, M. A.; BARBOSA, M. Z.; FRANCA, T. J. E. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, v.48, n.1, p.1-20, 2001.

GONZÁLEZ-RIVERA, G. HELFAND, S. M. **Economic development and the determinants of spatial integration in agricultural markets**. Riverside: Department of Economics, University of California, Working Paper, v.1, n. 28, p. 1-31, 2001.

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

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 5 ed. São Paulo: Makron Books, 2006.

HAUER, M. **Os modelos VAR e VEC espaciais: uma abordagem bayesiana**. 201 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul. 2007.

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

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema do IBGE de Recuperação Automática-SIDRA**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pecua/>>. Acesso em: Out. 2011.

JOHANSEN, S. **Likelihood: based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for Money*. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. V. 52, nº. 2, p. 169-210, 1990.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **International economics: theory and policy**. 5. ed. Massachusetts: Addison Welsley, 2005.

LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H. L. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo soja (grãos e farelo). In: Congresso

Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 35, 1997. **Anais...** Natal, RN: SOBER, 1997. CD-ROM.

MALTSOGLOU, I.; TANYERI-ABUR, A. Transactions costs, Institutions and smallholder market integration: potato producers in Peru. **ESA Working Paper**, n. 05/04, p. 1-13, 2005.

MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de raiz unitária e o software SAS. **Revista Agricultura**. SP, n.º. 46 (2), p. 19-45, 1999.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. **Agricultura**. SP, n.º. 47(2), p. 53-81, 2000.

MARGARIDO, M. A. Teste de cointegração de Johansen utilizando o SAS®. **Agricultura**. SP, v. 51, n.º. 1, p. 87-101, 2004.

MARGARIDO, M. A.; MEDEIROS JUNIOR, H. Teste para mais de uma raiz unitária: uso do software SAS® na elaboração de uma rotina para o teste dickey pantula. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 17, n.º 1 (29), p. 149-170, 2006.

MARGARIDO, M. A. *et al.* Análise dos efeitos preço e câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo: uma aplicação de modelos de séries de tempo. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v. 18, n.º 2 (32), p. 251-281, 2007.

MATOS, V. D. **A apicultura no Estado do Ceará: competitividade, nível tecnológico e seus fatores condicionantes, produção e exportação de mel natural.** 192 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE, 2005.

MATTOS, L. B.. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais de carne de frango no Brasil.** 179 p. Tese (Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

MATTOS, *et al.*. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba, v. 47, n.º. 01, p. 249-274, 2009.

MAYORGA, R. O. **Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil.** 94 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Departamento de Economia Agrícola, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE. 2006.

MENDES, C. G. *et al.* As análises de mel. **Revista Caatinga**. RN. v. 22, n.º. 2, p. 07-14, 2009.

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

MINISTÉRIO DE DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO – MDIC - ALICEweb. **Valores e quantidades anuais de mel natural exportados no**

- mercado:** janeiro/1986 a dezembro/2010. Brasília-DF. Disponível em: <aliceweb.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 12 fev. 2011.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C.. **Análise de Séries Temporais**. São Paulo: Editora Edgard Blucher: LTDA, 2004.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I.. *Trends and random walks in macroeconomic time series*: **Journal of Monetary Economics**. 10p. p. 139-162, 1982.
- NOGUEIRA, F. T. P. **Integração dos mercados internos e externos de café**. 142 p. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2005.
- PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. **Econometria: Modelos e previsões**. 4 ed. Rio de Janeiro: Ed. Campos. 2004.
- PIPPENGER, J.; PHILLIPS, L. *Some pitfalls in testing the Law of One Price in commodity markets*. **Journal of International Money and Finance**. V. 27, p. 915-925, 2008
- ROSADO, P. L.. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 135 p. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2006.
- SANOGO, I. *Spatial integration of the rice market: empirical evidence from mid-west and far-west Nepal and the Nepalese-Indian border*. **Asian Journal of Agriculture and Development**, v. 4, n. 1, p. 139-156, 2008.
- SARNO, L.; TAYLOR, M. P.; CHOWDHURY, I. *Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study*. **Journal of International Money and Finance**, v. 23, p. 1-25, 2004.
- SEABRA, J. A. F. **Preços de cacau no mercado futuro de Nova York, Pará e Bahia: análise de cointegração e causalidade**. 85 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade da Amazônia, Belém, PA, 2006.
- SHITTU, O. I.; ASEMOTA, M. J. *Comparison of criteria for estimating the order of autoregressive process: a Monte Carlo approach*. **European Journal of Scientific Research**. V. 30. nº. 3, p. 409-416, 2009.
- SILVEIRA, A. M. **A relação entre os preços de açúcar nos mercados domésticos e internacional**. (2004). 85 p. Dissertação (Economia Rural) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2004.
- SIQUEIRA, K.B. *The dynamics of farm milk price formation in Brazil*. 143 p. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG, 2007.
- Sistema AliceWeb de consulta – Secretária de Comércio Exterior (Secex) – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 10 set. 2011

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Transmissão de preços do algodão nos mercados interno e externo. **Revista de Política Agrícola**. Brasília, DF, v. 17, n. 3, p. 5-16, jul./set. 2008.

SOUSA, E. P.; CAMPOS, A. C. Transmissão Inter-Regional de Preços no Mercado Brasileiro de Soja. **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 27, nº. 51, p.83-105, 2009.

VAZQUEZ, F. F. & NOGUEIRA, T. J. F. Surgimento de um produto de exportação brasileiro: o caso do mel natural. *In: Ciclo de Palestras em Ciências Sociais Aplicadas*, 4., 2010. **Anais...** Cuiabá, MT: Universidade do Estado do Mato Grosso. Outubro/2010, 1-16 p.

VENTUNIERI, G. C. **Criação de abelhas indígenas sem ferrão**. 2 ed. Belém, PA: Embrapa Amazônia Oriental, 2008.

WILLIAMSON, O. E.. *The economic institutions of capitalism: firms, markets, relational contracting*. New York: The Free Press, 1985.

APÊNDICES

APÊNDICE A

Tabela A1 – Série de preços do mel natural do Estado do Rio Grande do Sul exportado para os EUA. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Rio Grande do Sul											
Estados Unidos											
Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio
jan/02	70.768,50	57.740,50	1,2256	abr/05	133.806,33	101.474,67	1,3186	jul/08	156.961,00	56.715,00	2,7675
fev/02	186.923,00	141.988,50	1,3165	mai/05	65.882,00	48.556,75	1,3568	ago/08	508.720,00	186.499,00	2,7277
mar/02	57.824,25	47.869,00	1,2080	jun/05	99.275,33	83.974,33	1,1822	set/08	495.190,00	190.355,00	2,6014
abr/02	146.260,33	104.930,00	1,3939	jul/05	92.612,50	81.465,00	1,1368	out/08	492.881,00	208.611,00	2,3627
mai/02	55.598,00	39.726,33	1,3995	ago/05	115.557,25	103.991,75	1,1112	nov/08	87.150,00	37.085,00	2,3500
jun/02	215.145,00	128.572,50	1,6733	set/05	150.047,00	123.753,50	1,2125	dez/08	35.739,00	18.810,00	1,9000
jul/02	249.760,00	145.145,00	1,7208	out/05	76.466,00	57.386,25	1,3325	jan/09	355.607,00	160.694,00	2,2129
ago/02	223.349,67	123.711,00	1,8054	nov/05	45.465,00	25.500,00	1,7829	fev/09	821.465,00	398.772,00	2,0600
set/02	335.249,75	165.707,25	2,0231	dez/05	210.635,00	140.490,00	1,4993	mar/09	163.469,00	76.032,00	2,1500
out/02	673.541,75	285.417,75	2,3598	jan/06	107.292,00	58.080,00	1,8473	abr/09	876.975,60	355.335,00	2,4680
nov/02	39.429,00	17.932,00	2,1988	fev/06	25.625,50	19.203,50	1,3344	mai/09	1.114.604,00	455.873,00	2,4450
dez/02	87.522,00	38.860,00	2,2522	mar/06	59.336,00	37.988,50	1,5619	jun/09	718.977,00	285.120,00	2,5217
jan/03	87.145,00	39.150,00	2,2259	abr/06	28.944,00	19.296,00	1,5000	jul/09	406.107,00	171.072,00	2,3739
fev/03	38.298,00	17.412,00	2,1995	mai/06	293.827,00	194.227,00	1,5128	ago/09	132.178,00	57.024,00	2,3179
mar/03	38.275,00	17.482,00	2,1894	jun/06	246.251,00	155.100,00	1,5877	set/09	620.845,00	228.096,00	2,7219
abr/03	461.685,25	180.226,50	2,5617	jul/06	152.908,00	96.219,00	1,5892	out/09	925.123,00	342.144,00	2,7039
mai/03	148.245,67	58.593,33	2,5301	ago/06	179.301,00	116.178,00	1,5433	nov/09	414.451,00	152.238,00	2,7224
jun/03	38.918,00	17.771,00	2,1900	set/06	320.031,00	189.375,00	1,6899	dez/09	99.334,00	38.016,00	2,6130
jul/03	222.591,80	96.556,80	2,3053	out/06	172.028,00	94.644,00	1,8176	jan/10	522.129,00	190.080,00	2,7469
ago/03	170.025,60	75.281,00	2,2585	nov/06	66.148,00	38.016,00	1,7400	fev/10	726.775,00	266.038,00	2,7318
set/03	478.270,50	217.507,50	2,1989	dez/06	118.590,00	76.032,00	1,5597	mar/10	1.080.457,00	379.806,00	2,8448
out/03	178.166,60	81.574,40	2,1841	jan/07	82.268,00	57.024,00	1,4427	abr/10	583.679,00	209.088,00	2,7915
nov/03	267.717,60	106.936,40	2,5035	fev/07	159.800,00	95.040,00	1,6814	mai/10	374.929,20	132.367,80	2,8325
dez/03	344.083,25	127.809,50	2,6922	mar/07	851.509,00	621.676,00	1,3697	jun/10	593.438,00	206.442,75	2,8746
jan/04	141.587,00	52.478,33	2,6980	abr/07	464.249,00	320.844,00	1,4470	jul/10	1.278.718,00	455.823,00	2,8053
fev/04	120.256,00	50.047,00	2,4029	mai/07	291.478,00	189.991,00	1,5342	ago/10	466.266,00	171.072,00	2,7256
mar/04	48.789,50	19.512,50	2,5004	jun/07	23.895,00	17.068,00	1,4000	set/10	150.315,20	49.225,40	3,0536
abr/04	364.748,00	188.500,00	1,9350	jul/07	274.717,20	163.433,80	1,6809	out/10	444.787,00	152.064,00	2,9250
mai/04	81.616,00	37.249,67	2,1911	ago/07	60.065,00	38.016,00	1,5800	nov/10	330.739,00	114.048,00	2,9000
jun/04	59.529,50	29.763,50	2,0001	set/07	90.859,00	57.024,00	1,5933	dez/10	861.823,00	266.112,00	3,2386
jul/04	206.344,00	109.988,67	1,8760	out/07	29.745,00	18.475,00	1,6100	jan/11	389.606,00	133.632,00	2,9155
ago/04	208.964,67	114.683,00	1,8221	nov/07	185.769,00	113.596,00	1,6353	fev/11	507.179,00	170.676,00	2,9716
set/04	230.212,33	134.294,00	1,7142	dez/07	87.654,00	56.628,00	1,5479	mar/11	1.743.414,00	551.124,00	3,1634
out/04	279.373,25	172.414,25	1,6204	jan/08	345.446,00	209.120,00	1,6519	abr/11	2.061.029,00	664.884,00	3,0998
nov/04	202.878,75	135.851,75	1,4934	fev/08	461.304,00	245.686,00	1,8776	mai/11	1.709.411,00	550.836,00	3,1033
dez/04	25.846,00	18.432,00	1,4022	mar/08	196.202,00	94.825,00	2,0691	jun/11	335.274,00	113.652,00	2,9500
jan/05	104.172,00	69.483,33	1,4992	abr/08	391.112,00	151.727,00	2,5777	jul/11	106.733,00	37.620,00	2,8371
fev/05	70.896,00	38.875,00	1,8237	mai/08	338.426,00	131.904,00	2,5657				
mar/05	70.853,67	51.039,33	1,3882	jun/08	652.292,00	264.512,00	2,4660				

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

Tabela A2 – Série de preços do mel natural do Estado de Santa Catarina exportado para os EUA. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Santa Catarina											
Estados Unidos											
Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio
jan/02	70.768,50	57.740,50	1,2256	abr/05	127.156,00	94.050,00	1,3520	jul/08	335.800,00	122.795,00	2,7346
fev/02	102.802,00	90.177,00	1,1400	mai/05	56.635,00	39.330,00	1,4400	ago/08	291.935,20	112.446,00	2,5962
mar/02	20.956,00	18.257,00	1,1478	jun/05	92.436,00	77.235,00	1,1968	set/08	52.085,00	18.470,00	2,8200
abr/02	24.499,00	19.140,00	1,2800	jul/05	103.113,00	95.475,00	1,0800	out/08	658.768,00	273.901,40	2,4051
mai/02	55.598,00	39.726,33	1,3995	ago/05	194.978,00	167.045,00	1,1672	nov/08	127.173,00	57.285,00	2,2200
jun/02	28.710,00	19.140,00	1,5000	set/05	131.472,00	114.285,00	1,1504	dez/08	294.950,00	133.665,00	2,2066
jul/02	249.760,00	145.145,00	1,7208	out/05	152.096,00	133.095,00	1,1428	jan/09	324.460,00	153.795,00	2,1097
ago/02	223.349,67	123.711,00	1,8054	nov/05	45.465,00	25.500,00	1,7829	fev/09	344.142,00	151.775,00	2,2674
set/02	38.019,00	20.010,00	1,9000	dez/05	262.649,00	193.230,00	1,3593	mar/09	410.148,00	189.810,00	2,1608
out/02	179.283,00	76.749,00	2,3360	jan/06	107.292,00	58.080,00	1,8473	abr/09	603.660,00	247.095,00	2,4430
nov/02	413.441,00	174.127,00	2,3744	fev/06	25.625,50	19.203,50	1,3344	mai/09	685.608,00	266.695,00	2,5708
dez/02	548.161,00	227.600,00	2,4084	mar/06	59.336,00	37.988,50	1,5619	jun/09	414.924,00	171.285,00	2,4224
jan/03	302.559,00	134.970,00	2,2417	abr/06	131.021,00	85.855,00	1,5261	jul/09	186.382,00	75.810,00	2,4585
fev/03	436.838,00	194.588,00	2,2449	mai/06	110.467,00	77.520,00	1,4250	ago/09	353.613,00	151.620,00	2,3322
mar/03	92.307,00	38.860,00	2,3754	jun/06	138.567,00	96.900,00	1,4300	set/09	262.007,00	112.575,00	2,3274
abr/03	868.522,00	328.886,00	2,6408	jul/06	135.853,00	96.330,00	1,4103	out/09	80.370,00	34.200,00	2,3500
mai/03	193.279,00	76.025,00	2,5423	ago/06	193.324,00	133.095,00	1,4525	nov/09	106.550,00	38.190,00	2,7900
jun/03	364.119,00	157.540,00	2,3113	set/06	194.638,00	129.390,00	1,5043	dez/09	94.802,00	37.620,00	2,5200
jul/03	229.321,00	96.835,00	2,3682	out/06	153.433,00	82.548,00	1,8587	jan/10	122.481,00	49.875,00	2,4558
ago/03	313.896,00	133.980,00	2,3429	nov/06	221.357,00	123.621,00	1,7906	fev/10	48.119,00	19.095,00	2,5200
set/03	460.832,00	211.410,00	2,1798	dez/06	103.188,00	70.680,00	1,4599	mar/10	257.351,00	89.246,00	2,8836
out/03	82.593,00	39.330,00	2,1000	jan/07	107.712,33	69.254,67	1,5553	abr/10	218.921,00	75.662,00	2,8934
nov/03	210.045,00	95.475,00	2,2000	fev/07	139.421,00	92.090,00	1,5140	mai/10	101.574,00	37.620,00	2,7000
dez/03	216.557,00	97.557,00	2,2198	mar/07	226.295,00	170.832,00	1,3247	jun/10	84.542,00	35.910,00	2,3543
jan/04	141.587,00	52.478,33	2,6980	abr/07	201.071,00	133.095,00	1,5107	jul/10	47.307,00	18.810,00	2,5150
fev/04	95.004,00	40.600,00	2,3400	mai/07	363.202,00	246.240,00	1,4750	ago/10	415.663,00	146.950,40	2,8286
mar/04	48.789,50	19.512,50	2,5004	jun/07	364.543,00	229.031,00	1,5917	set/10	47.709,00	17.670,00	2,7000
abr/04	364.748,00	188.500,00	1,9350	jul/07	334.503,00	209.782,00	1,5945	out/10	355.365,80	117.061,40	3,0357
mai/04	202.296,00	91.485,00	2,2112	ago/07	121.006,00	75.810,00	1,5962	nov/10	310.847,80	97.901,20	3,1751
jun/04	59.529,50	29.763,50	2,0001	set/07	34.371,00	19.095,00	1,8000	dez/10	714.659,20	208.342,40	3,4302
jul/04	116.389,00	58.563,00	1,9874	out/07	31.411,00	19.095,00	1,6450	jan/11	260.604,80	83.144,00	3,1344
ago/04	284.374,00	151.620,00	1,8756	nov/07	87.667,00	57.000,00	1,5380	fev/11	24.624,00	6.555,00	3,7565
set/04	230.212,33	134.294,00	1,7142	dez/07	35.899,00	19.095,00	1,8800	mar/11	26.293,00	7.980,00	3,2949
out/04	218.701,00	136.171,00	1,6061	jan/08	311.850,40	181.105,40	1,7219	abr/11	1.191.584,80	388.077,20	3,0705
nov/04	398.617,00	266.870,00	1,4937	fev/08	77.526,00	38.190,00	2,0300	mai/11	943.462,20	308.952,60	3,0537
dez/04	158.004,00	112.860,00	1,4000	mar/08	349.700,00	161.713,20	2,1625	jun/11	881.374,00	278.239,80	3,1677
jan/05	129.789,00	94.050,00	1,3800	abr/08	640.710,00	275.110,80	2,3289	jul/11	543.710,20	182.151,20	2,9849
fev/05	70.896,00	38.875,00	1,8237	mai/08	729.349,80	297.410,60	2,4523				
mar/05	101.198,00	75.240,00	1,345	jun/08	279.400,00	113.235,00	2,4674				

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

Tabela A3 – Série de preços do mel natural do Estado do Piauí exportado para os EUA. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Piauí											
Estados Unidos											
Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio
jan/02	70.768,50	57.740,50	1,2256	abr/05	155.154,00	132.425,00	1,1716	jul/08	356.619,00	133.280,00	2,6757
fev/02	186.923,00	141.988,50	1,3165	mai/05	36.176,00	19.040,00	1,9000	ago/08	282.981,00	110.425,00	2,5627
mar/02	57.824,25	47.869,00	1,2080	jun/05	154.674,00	135.826,00	1,1388	set/08	133.956,00	56.000,00	2,3921
abr/02	146.260,33	104.930,00	1,3939	jul/05	71.018,00	57.682,00	1,2312	out/08	464.398,00	203.400,00	2,2832
mai/02	55.598,00	39.726,33	1,3995	ago/05	129.101,00	114.971,00	1,1229	nov/08	289.696,00	133.340,00	2,1726
jun/02	215.145,00	128.572,50	1,6733	set/05	172.579,00	152.270,00	1,1334	dez/08	286.812,00	128.640,00	2,2296
jul/02	249.760,00	145.145,00	1,7208	out/05	33.425,00	19.470,00	1,7167	jan/09	355.607,00	160.694,00	2,2129
ago/02	223.349,67	123.711,00	1,8054	nov/05	36.108,00	20.060,00	1,8000	fev/09	725.246,00	339.990,00	2,1331
set/02	335.249,75	165.707,25	2,0231	dez/05	97.151,00	77.504,00	1,2535	mar/09	542.448,00	266.280,00	2,0371
out/02	673.541,75	285.417,75	2,3598	jan/06	107.292,00	58.080,00	1,8473	abr/09	1.105.721,00	455.555,00	2,4272
nov/02	136.800,00	76.000,00	1,8000	fev/06	25.778,00	19.095,00	1,3500	mai/09	694.375,00	264.485,00	2,6254
dez/02	142.500,00	57.004,00	2,4998	mar/06	59.336,00	37.988,50	1,5619	jun/09	453.729,00	188.720,00	2,4042
jan/03	233.199,00	95.574,00	2,4400	abr/06	73.536,00	51.191,00	1,4365	jul/09	521.352,00	206.970,00	2,5190
fev/03	257.004,80	108.650,40	2,3654	mai/06	359.812,00	229.523,00	1,5677	ago/09	310.999,00	131.320,00	2,3683
mar/03	91.443,25	38.808,00	2,3563	jun/06	268.303,00	173.463,00	1,5467	set/09	48.048,00	18.480,00	2,6000
abr/03	461.685,25	180.226,50	2,5617	jul/06	363.364,00	248.134,00	1,4644	out/09	127.021,00	56.725,00	2,2392
mai/03	148.245,67	58.593,33	2,5301	ago/06	296.454,00	191.892,00	1,5449	nov/09	379.691,00	131.915,00	2,8783
jun/03	214.020,00	95.120,00	2,2500	set/06	745.267,00	475.367,00	1,5678	dez/09	455.255,00	171.529,00	2,6541
jul/03	164.802,00	76.920,00	2,1425	out/06	327.343,00	203.833,00	1,6059	jan/10	140.516,00	56.210,00	2,4998
ago/03	196.185,00	95.700,00	2,0500	nov/06	264.725,00	170.841,00	1,5495	fev/10	463.331,00	170.457,00	2,7182
set/03	310.245,00	152.830,00	2,0300	dez/06	252.265,20	137.328,20	1,8370	mar/10	1.011.622,00	360.448,00	2,8066
out/03	310.834,00	153.120,00	2,0300	jan/07	107.712,33	69.254,67	1,5553	abr/10	1.204.830,00	434.764,00	2,7712
nov/03	38.640,00	19.320,00	2,0000	fev/07	208.892,25	116.787,50	1,7887	mai/10	729.246,00	264.846,00	2,7535
dez/03	344.083,25	127.809,50	2,6922	mar/07	86.632,00	56.754,00	1,5264	jun/10	699.554,00	244.794,00	2,8577
jan/04	141.587,00	52.478,33	2,6980	abr/07	366.610,00	231.415,00	1,5842	jul/10	432.791,00	152.590,00	2,8363
fev/04	120.256,00	50.047,00	2,4029	mai/07	203.218,00	133.327,00	1,5242	ago/10	514.187,00	188.744,00	2,7243
mar/04	48.789,50	19.512,50	2,5004	jun/07	36.920,00	18.480,00	1,9978	set/10	157.321,00	56.560,00	2,7815
abr/04	364.748,00	188.500,00	1,9350	jul/07	511.820,00	285.200,00	1,7946	out/10	264.131,00	95.200,00	2,7745
mai/04	117.783,00	57.960,00	2,0321	ago/07	213.193,00	133.970,00	1,5913	nov/10	118.104,00	37.520,00	3,1478
jun/04	59.529,50	29.763,50	2,0001	set/07	184.072,00	115.527,00	1,5933	dez/10	653.738,00	229.037,00	2,8543
jul/04	206.344,00	109.988,67	1,8760	out/07	532.704,00	305.186,00	1,7455	jan/11	140.516,00	56.210,00	2,4998
ago/04	208.964,67	114.683,00	1,8221	nov/07	122.966,00	75.200,00	1,6352	fev/11	463.331,00	170.457,00	2,7182
set/04	66.873,00	38.780,00	1,7244	dez/07	564.981,00	337.500,00	1,6740	mar/11	1.011.622,00	360.448,00	2,8066
out/04	114.700,00	74.000,00	1,5500	jan/08	338.753,00	207.285,00	1,6342	abr/11	1.204.830,00	434.764,00	2,7712
nov/04	202.878,75	135.851,75	1,4934	fev/08	92.534,00	57.120,00	1,6200	mai/11	729.246,00	264.846,00	2,7535
dez/04	79.698,00	55.720,00	1,4303	mar/08	277.596,00	149.240,00	1,8601	jun/11	1.554.280,00	472.900,00	3,2867
jan/05	104.172,00	69.483,33	1,4992	abr/08	483.941,00	245.280,00	1,9730	jul/11	415.863,00	132.840,00	3,1306
fev/05	70.896,00	38.875,00	1,8237	mai/08	363.117,00	150.015,00	2,4205				
mar/05	70.853,67	51.039,33	1,3882	jun/08	480.289,00	188.565,00	2,5471				

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

Tabela A4 – Série de preços do mel natural do Estado do Ceará exportado para os EUA. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

Ceará											
Estados Unidos											
Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	US\$ FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio
jan/02	64.872,00	56.550,00	1,1472	abr/05	119.109,00	77.949,00	1,5280	jul/08	106.057,00	38.636,00	2,7450
fev/02	186.923,00	141.988,50	1,3165	mai/05	127.612,00	97.067,00	1,3147	ago/08	255.211,00	96.696,00	2,6393
mar/02	34.629,00	38.364,00	0,9026	jun/05	50.716,00	38.862,00	1,3050	set/08	193.204,00	76.112,00	2,5384
abr/02	81.691,00	58.155,00	1,4047	jul/05	117.193,00	94.775,00	1,2365	out/08	451.261,00	188.776,00	2,3905
mai/02	25.348,00	19.349,00	1,3100	ago/05	96.294,00	95.551,00	1,0078	nov/08	500.076,00	207.956,00	2,4047
jun/02	215.145,00	128.572,50	1,6733	set/05	132.680,00	113.879,00	1,1651	dez/08	857.219,00	358.310,00	2,3924
jul/02	89.826,00	58.175,00	1,5441	out/05	96.012,00	57.775,00	1,6618	jan/09	427.973,00	209.024,00	2,0475
ago/02	38.401,00	19.493,00	1,9700	nov/05	79.808,00	37.120,00	2,1500	fev/09	651.272,00	302.157,00	2,1554
set/02	84.629,00	38.923,00	2,1743	dez/05	272.105,00	150.736,00	1,8052	mar/09	720.859,00	321.848,00	2,2397
out/02	187.524,00	95.602,00	1,9615	jan/06	107.292,00	58.080,00	1,8473	abr/09	985.846,00	380.903,00	2,5882
nov/02	155.818,00	59.244,00	2,6301	fev/06	25.473,00	19.312,00	1,3190	mai/09	903.491,00	322.664,00	2,8001
dez/02	355.487,00	135.000,00	2,6332	mar/06	88.010,00	57.127,00	1,5406	jun/09	428.245,00	170.331,00	2,5142
jan/03	109.438,00	39.085,00	2,8000	abr/06	111.112,00	53.423,00	2,0799	jul/09	554.723,00	208.116,00	2,6655
fev/03	377.503,00	136.910,00	2,7573	mai/06	349.633,00	228.547,00	1,5298	ago/09	517.570,00	207.496,00	2,4944
mar/03	45.168,00	20.300,00	2,2250	jun/06	427.915,00	287.950,00	1,4861	set/09	640.306,00	246.031,00	2,6025
abr/03	204.043,00	80.840,00	2,5240	jul/06	505.788,00	325.992,00	1,5515	out/09	850.774,00	333.065,00	2,5544
mai/03	58.650,00	19.550,00	3,0000	ago/06	463.583,00	306.023,00	1,5149	nov/09	466.421,00	169.869,00	2,7458
jun/03	543.268,00	234.240,00	2,3193	set/06	604.092,00	361.827,00	1,6696	dez/09	1.342.282,00	492.023,00	2,7281
jul/03	186.687,00	79.265,00	2,3552	out/06	587.203,00	339.210,00	1,7311	jan/10	51.519,00	18.803,00	2,7399
ago/03	50.731,00	19.625,00	2,5850	nov/06	473.277,00	225.063,00	2,1029	fev/10	405.459,00	150.014,00	2,7028
set/03	456.072,00	199.982,00	2,2806	dez/06	334.613,00	144.883,00	2,3095	mar/10	580.537,00	188.724,00	3,0761
out/03	175.549,00	76.722,00	2,2881	jan/07	107.712,33	69.254,67	1,5553	abr/10	358.502,00	112.120,00	3,1975
nov/03	245.734,00	98.567,00	2,4931	fev/07	104.796,00	56.215,00	1,8642	mai/10	577.639,00	190.628,00	3,0302
dez/03	167.123,00	60.278,00	2,7725	mar/07	170.657,00	112.447,00	1,5177	jun/10	742.545,00	245.154,00	3,0289
jan/04	105.169,00	40.005,00	2,6289	abr/07	302.605,00	189.813,00	1,5942	jul/10	834.992,00	283.713,00	2,9431
fev/04	120.256,00	50.047,00	2,4029	mai/07	325.944,00	170.800,00	1,9083	ago/10	600.932,00	206.184,00	2,9145
mar/04	50.947,00	19.595,00	2,6000	jun/07	138.195,00	75.744,00	1,8245	set/10	231.607,00	75.272,00	3,0769
abr/04	364.748,00	188.500,00	1,9350	jul/07	167.999,00	94.679,00	1,7744	out/10	398.498,00	131.208,00	3,0371
mai/04	41.486,00	19.880,00	2,0868	ago/07	199.256,00	115.580,00	1,7240	nov/10	827.786,00	244.088,00	3,3913
jun/04	77.895,00	38.624,00	2,0168	set/07	195.176,80	117.308,00	1,6638	dez/10	1.337.097,00	339.858,00	3,9343
jul/04	272.752,00	136.068,00	2,0045	out/07	341.086,00	191.371,00	1,7823	jan/11	194.335,00	56.808,00	3,4209
ago/04	75.939,00	39.042,00	1,9451	nov/07	226.775,00	93.620,00	2,4223	fev/11	200.294,00	56.444,00	3,5485
set/04	177.630,00	96.344,00	1,8437	dez/07	503.180,00	227.060,00	2,2161	mar/11	924.806,00	265.264,00	3,4864
out/04	112.867,00	57.853,00	1,9509	jan/08	39.904,00	18.560,00	2,1500	abr/11	1.164.662,00	344.060,00	3,3851
nov/04	316.389,00	213.370,00	1,4828	fev/08	110.558,00	59.133,00	1,8696	mai/11	257.236,00	77.248,00	3,3300
dez/04	265.800,00	192.577,00	1,3802	mar/08	254.554,00	111.480,00	2,2834	jun/11	187.466,00	56.808,00	3,3000
jan/05	38.590,00	19.490,00	1,9800	abr/08	550.930,00	227.080,00	2,4261	jul/11	1.354.110,00	456.329,00	2,9674
fev/05	70.896,00	38.875,00	1,8237	mai/08	887.592,00	320.649,00	2,7681				
mar/05	29.931,00	21.328,00	1,4034	jun/08	535.480,00	192.903,00	2,7759				

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).

Tabela A5 – Série de preços do mel natural do Estado de São Paulo exportado para os EUA. Janeiro de 2002 a julho de 2011.

São Paulo											
Estados Unidos											
Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio	Período	USS FOB	Peso Líquido(Kg)	Preço Médio
jan/02	76.665,00	58.931,00	1,3009	abr/05	133.806,33	101.474,67	1,3186	jul/08	1.308.457,00	526.772,00	2,4839
fev/02	271.044,00	193.800,00	1,3986	mai/05	43.105,00	38.790,00	1,1112	ago/08	382.104,00	149.800,00	2,5508
mar/02	130.762,00	98.895,00	1,3222	jun/05	99.275,33	83.974,33	1,1822	set/08	883.422,00	357.490,00	2,4712
abr/02	332.591,00	237.495,00	1,4004	jul/05	79.126,00	77.928,00	1,0154	out/08	1.841.096,00	749.910,00	2,4551
mai/02	113.855,00	80.400,00	1,4161	ago/05	41.856,00	38.400,00	1,0900	nov/08	990.750,00	412.440,00	2,4022
jun/02	401.580,00	238.005,00	1,6873	set/05	163.457,00	114.580,00	1,4266	dez/08	885.892,00	374.550,00	2,3652
jul/02	599.220,00	338.400,00	1,7707	out/05	24.331,00	19.205,00	1,2669	jan/09	449.242,00	185.747,00	2,4186
ago/02	598.617,00	332.210,00	1,8019	nov/05	20.479,00	19.320,00	1,0600	fev/09	927.559,00	430.730,00	2,1535
set/02	1.066.796,00	526.176,00	2,0275	dez/05	210.635,00	140.490,00	1,4993	mar/09	2.036.480,00	881.574,00	2,3100
out/02	2.013.183,00	833.020,00	2,4167	jan/06	107.292,00	58.080,00	1,8473	abr/09	1.388.667,00	579.037,00	2,3982
nov/02	1.584.957,00	639.120,00	2,4799	fev/06	25.625,50	19.203,50	1,3344	mai/09	1.045.726,00	448.085,00	2,3338
dez/02	567.548,00	236.536,00	2,3994	mar/06	30.662,00	18.850,00	1,6266	jun/09	927.259,00	411.070,00	2,2557
jan/03	439.225,00	192.666,00	2,2797	abr/06	192.027,00	113.876,00	1,6863	jul/09	519.532,00	223.645,00	2,3230
fev/03	304.190,00	136.052,00	2,2358	mai/06	650.689,00	397.120,00	1,6385	ago/09	332.356,00	131.590,00	2,5257
mar/03	190.023,00	78.590,00	2,4179	jun/06	421.508,00	267.360,00	1,5766	set/09	566.511,00	244.205,00	2,3198
abr/03	566.274,00	233.460,00	2,4256	jul/06	606.582,00	415.130,00	1,4612	out/09	249.692,00	93.990,00	2,6566
mai/03	192.808,00	80.205,00	2,4039	ago/06	1.093.119,00	742.211,00	1,4728	nov/09	593.516,00	212.190,00	2,7971
jun/03	898.570,00	363.080,00	2,4749	set/06	680.412,00	437.650,00	1,5547	dez/09	320.372,00	111.862,00	2,8640
jul/03	486.488,00	210.334,00	2,3129	out/06	707.020,00	431.580,00	1,6382	jan/10	963	125	7,7040
ago/03	190.616,00	85.100,00	2,2399	nov/06	651.296,00	321.440,00	2,0262	fev/10	47.763,00	18.861,00	2,5324
set/03	685.933,00	305.808,00	2,2430	dez/06	633.122,00	357.250,00	1,7722	mar/10	554.850,00	205.330,00	2,7022
out/03	266.032,00	118.400,00	2,2469	jan/07	170.932,00	113.120,00	1,5111	abr/10	424.003,00	149.775,00	2,8309
nov/03	618.377,00	240.680,00	2,5693	fev/07	431.552,00	223.805,00	1,9283	mai/10	410.697,00	149.935,00	2,7392
dez/03	604.133,00	214.502,00	2,8164	mar/07	238.073,00	129.005,00	1,8455	jun/10	847.111,00	299.913,00	2,8245
jan/04	265.188,00	98.000,00	2,7060	abr/07	1.068.301,00	700.925,00	1,5241	jul/10	1.207.243,00	431.701,00	2,7965
fev/04	145.508,00	59.494,00	2,4458	mai/07	1.024.044,00	687.525,00	1,4895	ago/10	494.008,00	167.778,00	2,9444
mar/04	46.632,00	19.430,00	2,4000	jun/07	810.832,00	549.324,00	1,4761	set/10	303.028,00	92.960,00	3,2598
abr/04	364.748,00	188.500,00	1,9350	jul/07	288.064,00	189.560,00	1,5196	out/10	613.321,00	188.075,00	3,2610
mai/04	1.066,00	384,00	2,7760	ago/07	924.334,00	564.263,00	1,6381	nov/10	221.368,00	75.040,00	2,9500
jun/04	41.164,00	20.903,00	1,9693	set/07	435.603,00	262.704,00	1,6582	dez/10	647.185,00	187.895,00	3,4444
jul/04	229.891,00	135.335,00	1,6987	out/07	285.868,00	168.440,00	1,6972	jan/11	456.661,00	131.410,00	3,4751
ago/04	266.581,00	153.387,00	1,7380	nov/07	451.260,00	245.670,00	1,8369	fev/11	589.815,00	187.600,00	3,1440
set/04	446.134,00	267.758,00	1,6662	dez/07	584.099,00	339.225,00	1,7219	mar/11	640.452,00	206.396,00	3,1030
out/04	671.225,00	421.633,00	1,5920	jan/08	646.754,00	375.037,00	1,7245	abr/11	1.382.949,00	451.608,00	3,0623
nov/04	35.656,00	22.794,00	1,5643	fev/08	762.188,00	392.358,00	1,9426	mai/11	1.887.917,00	608.805,00	3,1010
dez/04	367.605,00	266.035,00	1,3818	mar/08	613.090,00	282.220,00	2,1724	jun/11	894.743,00	291.895,00	3,0653
jan/05	144.137,00	94.910,00	1,5187	abr/08	903.691,00	411.750,00	2,1948	jul/11	494.990,00	169.536,00	2,9197
fev/05	70.896,00	38.875,00	1,8237	mai/08	1.519.478,00	656.980,00	2,3128				
mar/05	81.432,00	56.550,00	1,4400	jun/08	791.631,00	336.640,00	2,3516				

Fonte: Elaborados pelo autor, com base nas informações do SECEX/MDIC (2011).