



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

Ana Claudia Sampaio de Oliveira

ANÁLISE DOS EFEITOS DAS TAXAS DE CÂMBIO, DE JUROS E DA RENDA MUNDIAL
SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MEL NATURAL

FORTALEZA
2013

ANA CLAUDIA SAMPAIO DE OLIVEIRA

ANÁLISE DOS EFEITOS DAS TAXAS DE CÂMBIO, DE JUROS E DA RENDA MUNDIAL
SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MEL NATURAL

Dissertação de Mestrado apresentada à
Coordenação do Programa de Pós-
Graduação em Economia Rural da
Universidade Federal do Ceará, como
requisito parcial para obtenção do Título de
Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Robério Telmo Campos.

FORTALEZA
2013

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca de Pós-Graduação em Economia Agrícola

O45a Oliveira, Ana Claudia Sampaio de

Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel natural./ Ana Claudia Sampaio de Oliveira – 2013.

104 fl., il. color., enc. 31 cm.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Economia Agrícola, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2013.

Área de concentração: Economia Agrícola.
Orientação: Prof. Dr. Robério Telmo Campos.

1. Apicultura. 2. Política cambial. 3. Política Monetária. 4. Modelo VEC. I. Título.

CDD: 638.1

ANA CLAUDIA SAMPAIO DE OLIVEIRA

ANÁLISE DOS EFEITOS DAS TAXAS DE CÂMBIO, DE JUROS E DA RENDA MUNDIAL
SOBRE AS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS DE MEL NATURAL

Dissertação de Mestrado apresentada à
Coordenação do Programa de Pós-
Graduação em Economia Rural da
Universidade Federal do Ceará, como
requisito parcial para obtenção do Título de
Mestre.

Aprovada em: ____/____/2013.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Robério Telmo Campos (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof^a. Dra. Inez Sílvia Batista Castro
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Dr. Nicolino Trompieri Neto
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPECE)

AGRADECIMENTOS

A Deus, minha força, minha fortaleza, em quem confio.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Robério Telmo Campos, pelas significativas contribuições ao longo da realização deste trabalho.

Aos professores doutores Inez Sílvia Batista Castro e Nicolino Trompieri Neto por aceitarem compor a banca examinadora e pelos ensinamentos e experiências repassados, tanto por meio das críticas como sugestões, que muito ajudaram na finalização deste texto dissertativo.

Aos demais professores do Curso de Mestrado em Economia Rural, pelo seu “sim” a este valioso dom de Deus, que é ensinar.

Aos meus queridos colegas de sala de aula, com quem dividi grandes momentos de alegria e trabalho árduo para a realização de mais um sonho.

Aos estimados funcionários que compõem o quadro técnico administrativo desse Mestrado, agradeço a todos na pessoa da Sra. Mônica, que sempre se mostrou gentil e atenciosa no cumprimento de suas atividades.

A CAPES/MEC, pela bolsa concedida ao longo do Curso, que muito contribuiu para a minha formação.

Nem tudo é fácil

É difícil fazer alguém feliz, assim como é fácil fazer triste.
 É difícil dizer eu te amo, assim como é fácil não dizer nada
 É difícil valorizar um amor, assim como é fácil perdê-lo para sempre.
 É difícil agradecer pelo dia de hoje, assim como é fácil viver mais um dia.
 É difícil enxergar o que a vida traz de bom,
 assim como é fácil fechar os olhos e atravessar a rua.
 É difícil se convencer de que se é feliz,
 assim como é fácil achar que sempre falta algo.
 É difícil fazer alguém sorrir, assim como é fácil fazer chorar.
 É difícil colocar-se no lugar de alguém,
 assim como é fácil olhar para o próprio umbigo.
 Se você errou, peça desculpas...
 É difícil pedir perdão? Mas quem disse que é fácil ser perdoado?
 Se alguém errou com você, perdoa-o...
 É difícil perdoar? Mas quem disse que é fácil se arrepender?
 Se você sente algo, diga...
 É difícil se abrir?
 Mas quem disse que é fácil encontrar alguém que queira escutar?
 Se alguém reclama de você, ouça...
 É difícil ouvir certas coisas? Mas quem disse que é fácil ouvir você?
 Se alguém te ama, ame-o...
 É difícil entregar-se? Mas quem disse que é fácil ser feliz?
 Nem tudo é fácil na vida... Mas, com certeza, nada é impossível.
 Precisamos acreditar, ter fé e lutar para que não apenas sonhemos,
 Mas também tornemos todos esses desejos, realidade!!!

Cecília Meireles

RESUMO

A taxa de câmbio, a taxa de juros e a renda mundial são algumas das variáveis mais importantes de uma economia, pois, além de intermediarem as relações comerciais e financeiras de um país com o resto do mundo, podem servir como incentivo de investimento no setor produtivo, gerando impacto direto sobre as exportações. Com efeito, este trabalho propõe-se testar a possível existência de uma relação de longo prazo, bem como o grau de influência das variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial sobre o desempenho das exportações do mel natural brasileiro no período compreendido entre os anos 2000 e 2011. A estratégia empírica adotada nesta análise de séries temporais foi o uso de um modelo VAR mais completo, denominado modelo vetor de correção de erros (VECM). Esse modelo reveste-se de significação econômica, porquanto, em razão da dinâmica comum em seus dados, apresentam componentes de curto e longo prazo. Os resultados mostraram, com suporte na análise da relação de longo prazo, que as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial são deveras relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo na variável dependente exportação de mel. Já a análise de curto prazo demonstrou que existe certa defasagem de tempo para que os desequilíbrios ocorridos no curto prazo sejam corrigidos no longo prazo. Os mesmos resultados também puderam ser comprovados consoantes os gráficos das funções de impulso-resposta e dos relatórios gerados no processo de decomposição da variância do erro. Quanto à relevância de fatores que poderiam causar quebras estruturais no modelo, constatou-se que apenas o choque na taxa de câmbio, decorrido das incertezas do processo eleitoral no Brasil em 2002, e não o choque sobre a renda mundial proveniente da crise econômico-financeira em 2008/2009 se mostrou significativo, justificando a inclusão de uma *dummy* no modelo em análise.

Palavras-chave: Exportação de Mel Natural. Taxa de Câmbio. Taxa de Juros. Renda Mundial. Modelo VEC.

ABSTRACT

The exchange rate, interest rate and world income are some of the most important variables of an economy, because in addition to mediate commercial and financial relations of a country with the rest of the world, can serve as an incentive for investment in the productive sector generating direct impact on exports. Thus, the present study proposes to test the possible existence of a long-term relationship, and the degree of influence of variables exchange rate, interest rate and world income on the export performance of Brazilian honey in the period the years 2000 and 2011. The empirical strategy adopted in this time series analysis was the use of a VAR model more complete model called vector error correction (VECM). This model is of economic significance, considering that, given the common dynamic in their data components have short term and long term. The results showed, from the analysis of long-term relationship, the variables exchange rate, interest rate and world income are extremely relevant to explain the oscillations occurred over time in the dependent variable export of honey. As for short-term analysis demonstrated that there is some lag time for imbalances occurring in the short term will be corrected in the long run. The same results also could be seen from the graphs of the impulse response functions and the reports generated in the decomposition process of the error variance. The relevance of factors that could cause structural breaks in the model, it was found that only the shock on the exchange rate, after the uncertainties of the electoral process in Brazil in 2002, and not the shock on income from the global economic and financial crisis in 2008/2009, was significant justifying the inclusion of a dummy in the model analysis. This model is of economic significance, considering that, given the common dynamic in their data components have short term and long term.

Keywords: Honey Exports. Exchange Rate. Interest Rate. World Income. VEC Model.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Variação anual da Inflação – IPCA e as metas de inflação estabelecidas pelo Banco Central - 1999 a 2012.....	19
Gráfico 2 – Trajetória da taxa de câmbio (R\$/US\$) com principais fatos histórico-econômicos – 1999 a 2011.....	29
Gráfico 3 – Preço internacional do mel natural (2000 – 2011) – Em US\$.....	35
Gráfico 4 – Principais estados exportadores de mel natural (em volume) – 2011.....	39
Gráfico 5 – Volume médio exportado de mel natural, por estado (2005 – 2011) – Em Kg.....	39

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 –	Índices de preço – 1993 a 1999.....	23
Tabela 2 –	Produção mundial de mel natural e participação (%), período 2000 a 2010 – Em toneladas.....	32
Tabela 3 –	Produção mundial de mel natural (2011) – Em toneladas.....	33
Tabela 4 –	Principais países exportadores e importadores de mel natural (2010).....	34
Tabela 5 –	Brasil: Exportação de mel natural (2000 a 2011) – Em US\$ (FOB) e Kg....	36
Tabela 6 –	Exportação brasileira de mel natural dos principais estados (2000 – 2011) – Em Kg.....	40
Tabela 7 –	Produção brasileira de mel natural, por Unidade Federativa (2000 a 2010) – Em Kg.....	42
Tabela 8 –	Produção brasileira de mel natural por Região (2000 a 2010) – Em Kg	43
Tabela 9 –	Teste de Raízes Unitárias Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em nível).....	76
Tabela 10 -	Teste de Raízes Unitárias Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença).....	76
Tabela 11 -	Teste de Raízes Unitárias KPSS para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em nível).....	77
Tabela 12 –	Teste de Raízes Unitárias KPSS para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença).....	77
Tabela 13 –	Teste de Raízes de Phillips-Perron para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em nível).....	78
Tabela 14 –	Teste de Raízes de Phillips-Perron para as variáveis do modelo exportação de mel natural, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença)	78
Tabela 15 –	Critério de seleção da ordem de defasagens do modelo VAR para as variáveis LNX_MEL, LNT_CAMB, LNT_JUR e LNR_MUND.....	80
Tabela 16 –	Resultado do Teste de Cointegração de Johansen para as variáveis X_MEL, T_CAMB, T_JUR e R_MUND – 2000 a 2011.....	81
Tabela 17 –	Estimativa dos coeficientes de longo prazo da análise de cointegração para o modelo de exportação de mel natural, período 2000 a 2011.....	82
Tabela 18 –	Estimativa de curto prazo dos Vetores de Cointegração.....	83
Tabela 19 –	Resultados da Decomposição da Variância dos erros de previsão da variável exportação de mel natural (%) – 2000 a 2011.....	84

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
1.1	Considerações gerais.....	11
1.2	O problema e sua importância.....	13
1.3	Objetivos.....	16
1.3.1	Objetivo geral.....	16
1.3.2	Objetivos específicos.....	16
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	17
2.1	O câmbio flutuante e o regime de metas de inflação.....	17
2.2	A economia brasileira sob o regime de câmbio flutuante.....	22
2.3	O mercado mundial de mel - 2000 a 2011.....	30
2.4	O mel natural no cenário nacional.....	38
3	MATERIAL E MÉTODOS.....	45
3.1	Natureza e fonte dos dados.....	45
3.2	Modelo teórico.....	49
3.3	Métodos de análise.....	54
3.3.1	Estacionariedade.....	55
3.3.1.1	Testes de raiz unitária.....	56
3.3.1.1.1	Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	57
3.3.1.1.2	Teste de Phillips-Perron (PP).....	59
3.3.1.1.3	Teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).....	59
3.3.2	Especificação do modelo.....	60
3.3.2.1	Seleção de defasagem.....	60
3.3.2.2	Teste de Cointegração de Johansen.....	62
3.3.2.3	Definição do modelo a ser aplicado.....	62
3.3.3	Modelo Autorregressivo Vetorial (VAR)	63

3.3.3.1	Análise de Decomposição da Variância	65
3.3.3.2	Função impulso-resposta	67
3.3.4	Vetor de Correção de Erros (VEC)	67
3.3.4.1	O Modelo de Correção de Erros	69
3.3.4.2	Análise de cointegração	69
3.3.5	Testes de estabilidade do modelo	71
3.3.5.1	Teste de Chow	72
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	74
4.1	Estacionariedade das séries – análise por correlogramas	74
4.2	Estacionariedade das séries – teste de raiz unitária.....	75
4.2	Definição do modelo.....	79
5	CONCLUSÃO E SUGESTÕES.....	86
	REFERÊNCIAS	89
	APÊNDICE A	96
	APÊNDICE B	97
	APÊNDICE C	98
	APÊNDICE D	99
	APÊNDICE E	100
	APÊNDICE F	101
	APÊNDICE G	102
	APÊNDICE H	103
	APÊNDICE I	104
	APÊNDICE J	105

CAPÍTULO I

1 INTRODUÇÃO

1.3 Considerações gerais

É de amplo conhecimento entre os economistas a ideia de que a adoção de qualquer política econômica, para que seja considerada “ótima”, deve buscar como objetivo final a maximização do bem-estar da população. Desta forma, analisando resultados recentes e tendo como base não apenas o cenário econômico interno, mas também em um contexto internacional, é de fácil entendimento o fato de que tais políticas são aquelas que proporcionam condições para estabilização do crescimento do produto, criam situações favoráveis à atração de investimentos externos, bem como são capazes de reduzir a vulnerabilidade externa.

No Brasil, a liberalização do comércio exterior, intensificada na década de 1990, expressou, até certo ponto, resultados positivos, na medida em que a oferta de suprimentos de insumos industriais, advindos do mercado externo a um baixo custo e melhor qualidade, e a imposição de uma atualização tecnológica dos produtores domésticos, serviram como “incentivo” para a modernização do aparato tecnológico brasileiro. Destaque-se o fato de que a relação entre abertura econômica e crescimento da economia é um dos pontos divergentes no estudo da economia internacional.

Ademais, a adoção de uma política de juros altos levou a um aumento da dívida pública que, com as crises financeiras asiática e russa, ao final de 1997/98, afetaram a confiabilidade dos investimentos externos, ocasionando uma fuga massiva de capitais. A vulnerabilidade do País a choques externos elevou-se de tal forma que, em 13 de janeiro de 1999, o Banco Central do Brasil ampliou a banda cambial. Como tal medida não foi capaz de conter a fuga de capitais, em 15 de janeiro, referido Organismo abandonou o sistema de bandas cambiais, adotando o sistema de câmbio flutuante (GREMAUD *et al.*, 2004).

Após a adoção do sistema de flutuação cambial, “a taxa de câmbio real efetiva registrou períodos de volatilidade acentuada até o final de 2002, quando se iniciou a trajetória de apreciação, interrompida apenas em meados de 2008, em resposta aos impactos do aprofundamento da crise financeira internacional”. (BCB, 2012a, p. 93).

A desvalorização cambial, como se sabe, tem efeito diferenciado de acordo com o tipo de produto considerado. Atendo-se ao que será objeto de estudo no presente trabalho, sendo, no caso, uma mercadoria que tem seu preço determinado pelas condições globais

de oferta e demanda, ou seja, o mel natural, a desvalorização cambial proporcionou um aumento significativo da renda em moeda doméstica dos exportadores, estimulando o investimento e aumentando a produtividade.

É importante lembrar, no entanto, que, do final dos anos 1990 até o início do ano 2000 a exploração da atividade apícola no Brasil, majoritariamente representada pela produção de mel, era considerada ínfima se comparada com a produção comercializada no mercado mundial. Com a imposição de sanções comerciais sobre os principais produtores mundiais, no caso Argentina e China, em meados de 2000, o Brasil encontrou-se ante a oportunidade que faltava para dar um salto na sua produção. A escassez na oferta mundial de mel elevou o seu preço, servindo de incentivo para que a produção interna fosse ampliada e direcionada para este mercado.

O mel brasileiro, conforme informações divulgadas no sítio do SEBRAE¹ (2013) é objeto de “preferência dos principais mercados consumidores internacionais devido à ausência de defensivos em sua produção e apresentar padrão de qualidade, um dos melhores do mercado mundial”. Esse é um dos fatores que mais contribuíram para que a apicultura brasileira tenha crescido e ampliado sua participação no mercado internacional. Atualmente, o Brasil é o quinto maior exportador de mel natural do mundo. “Em 10 anos, a produção triplicou e as exportações deram um salto de mais de 9.000%”, segundo dados da Confederação Brasileira de Apicultura – CBA (RANGEL, 2011, p. 57).

Em 2011, este setor foi responsável pela produção de mais de 41 mil toneladas de mel, acumulando cerca de US\$ 70 milhões em divisas e destacando-se na pauta de exportação de agroprodutos do País. A produção mundial de mel alcançou o patamar de 1,2 milhão de toneladas em 2010 e expressa um crescimento regular nos últimos dez anos, conforme dados do IBGE (2011) e FAO (2012), respectivamente.

Outro importante ponto a destacar é o fato de que, além de ser um produto de alta qualidade e exotividade, o mel natural nordestino possui mercado potencial ainda pouco explorado, principalmente no âmbito interno. Tal fato se mostra oportuno, principalmente, por contribuir para que o mercado apícola nacional torne-se menos vulnerável às instabilidades do mercado externo, no tocante aos preços, que costumam ser mais instáveis e apresentarem um nível mais baixo do que os fixados no mercado interno. Ademais, considera-se ainda a possibilidade de ampliação do mercado para outros subprodutos de

¹ Disponível no sítio: http://www.sebraemg.com.br/Geral/VersaoImpressao.aspx?cod_conteudo=5114

origem apícola, destacando-se pólen, própolis e cera. (PAULA NETO; ALMEIDA NETO, 2005, p. 19)

1.2 O problema e sua importância

Maia (2004) destaca o fato de que as recentes transformações da economia brasileira, sobretudo as ocorridas na década de 90, representaram o que alguns estudiosos classificam como verdadeira ruptura com padrão de desenvolvimento que vigorava até então.

No Brasil, no decorrer do chamado Processo de Substituição de Importações (PSI), alguns autores (da corrente econômica estruturalista) defendiam a ideia de que o relativo atraso do setor agrícola representava um entrave ao processo de crescimento do País, ou seja, a agricultura atrasada impedia que o aumento da oferta de produtos agrícolas atendesse a demanda urbana, provocando contínuos choques de oferta e elevando o nível dos preços. Outros, por sua vez, postularam o argumento de que o setor primário cumpria, na medida do possível, suas funções, apesar de a política econômica implementada à época não ser favorável ao seu desenvolvimento (GREMAUD *et al.*, 2004).

Assim, apesar de alguns pesquisadores terem destacado a real importância da agricultura no desenvolvimento econômico, foram Johnston e Mellor (1961), *apud* Geraldine (2005, p. 4-5), que melhor expressaram as funções da agricultura no processo de industrialização. Dentre essas, destacam-se: a) a transferência de mão de obra para outros setores da economia; b) a transferência de capital; c) o fornecimento de alimentos e matérias-primas para produção industrial; d) a geração em divisas para financiar a importação de bens de capital necessários para o processo de industrialização; e, e) a formação de um mercado interno para os produtos do setor não agrícola.

Geraldine (2005, p. 5-6) destaca ainda a ideia de que, “na atualidade, no Brasil, surge uma nova função a ser desempenhada pelo setor agrícola no processo de desenvolvimento, a produção da chamada bioenergia”, propiciando, dentre outras coisas, a “substituição de derivados do petróleo, contribuindo para a diminuição da evasão de divisas, gerando novos empregos, diminuindo as disparidades regionais de renda e reduzindo os efeitos maléficos do petróleo no meio ambiente, dentre outras finalidades”.

Como é possível observar, nos dias atuais, a agricultura assume um papel bem diversificado do até então exposto. Nestes termos, Lopes e Rezende (1994), *apud* Maia (2004), destacam:

[...] a agricultura deverá abandonar o papel de facilitador do crescimento industrial maximizando o aproveitamento das vantagens competitivas e a sua participação para acumulação de capital dentro de um processo ambientalmente sustentável. A ênfase na produtividade e competitividade, a abertura econômica, a liberação comercial e a crescente mobilidade de capital estão modificando profundamente as estruturas de programas de políticas agrícolas (LOPES; REZENDE, 1994, *apud* MAIA, 2004, p.2).

E como já era previsto, segundo o relatório de perspectivas agrícolas que a Agência para Agricultura e Alimentação das Nações Unidas (FAO) e a Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), cujo resumo foi publicado por Valor (2010) *apud* Costa (2012), o Brasil se destacará como o País de mais rápido crescimento da produção agrícola no mundo, nos próximos dez anos, com expansão superior a 40%, ou seja, o dobro da média mundial, se comparado ao período 2007-09. Costa² (2012) destaca ainda:

O país se firmará como grande celeiro do mundo, segundo as projeções de produção, consumo, estoque, comércio e preços para 2010/19 analisadas no estudo. Nesse período, a FAO e a OCDE esperam maior crescimento econômico global, com aumento da demanda e do comércio, além de preços elevados para os produtos agrícolas no médio prazo.

Ainda de acordo com informações divulgadas no referido Relatório, países em desenvolvimento, dentre os quais se destaca a participação do Brasil, “de maneira geral, estão elevando a produção agrícola e deslocando tradicionais exportadores”. Deve-se frisar que o crescimento da produção brasileira, entre 2010-19, vai muito além dos outros, chegando a ser quase quatro vezes maior do que os 10 a 15% previstos para concorrentes como os Estados Unidos e Canadá. Para a União Europeia, a previsão é de um crescimento de menos de 4%.

E, em meio a esta grande expectativa de agências internacionais, acerca do significativo aumento da produção e exportação dos produtos agrícolas brasileiros, torna-se passível de análise um estudo que englobe o conhecimento real do potencial produtivo, das exportações e da perspectiva de conquista de novos mercados para a produção do mel nacional.

A apicultura no Brasil, segundo dados da FINEP (2011), passou da condição de “simples” produtor apenas para o consumo local, para um dos maiores produtores de mel do

² Disponível em: <http://fernandonogueiracosta.wordpress.com/2010/06/23/brasil-celeiro-agricola-do-mundo/>

mundo. O Brasil ocupa o 11º lugar no *ranking* dos maiores e mais importantes produtores de mel natural no mundo e é o 5º em exportação, conforme dados de 2011. Ademais, o mel brasileiro de exportação é cobiçado pelos principais mercados, por ser de alta qualidade e livre de defensivos químicos. Dentre os principais mercados destacam-se, os Estados Unidos, a Alemanha e o Reino Unido (RANGEL, 2012).

Destaque-se ainda o fato de que “o Nordeste é a região que mais avança em produção e exportação de mel. Entre os dez maiores exportadores do País, a região é representada por cinco estados, mais do que qualquer outra região” (IPECE, 2012)³. Como não poderia deixar de evidenciar, em parte, a visualização desse cenário de crescimento deve-se à implantação de programas de incentivo e capacitação de pequenos e médios produtores da região.

Em razão do que foi contextualizado, justifica-se a realização desta pesquisa o fato de que, além da taxa de câmbio e da inserção do País em um mercado liberalizado, outras variáveis macroeconômicas de enorme relevância interferem diretamente no cenário econômico doméstico. E a lição possível de extrair dessa experiência está em que a agropecuária brasileira (com destaque para a atividade apícola) depende tanto do resto do mundo como das decisões de política interna. Assim, tendo por base esta premissa, levanta-se o seguinte questionamento: a taxa de câmbio, a taxa de juros e a renda mundial foram particularmente importantes para o crescimento das exportações do setor apícola brasileiro no período compreendido entre janeiro de 2000 e dezembro de 2011?

A escolha de tal período decorre, substancialmente, do fato de que, somente a partir de 2000, com o início das sanções comerciais da União Europeia aos maiores produtores e exportadores mundiais de mel, a China e a Argentina, houve significativa escassez do produto, provocando elevação no nível de preços no mercado internacional. Essa elevação, por sua vez, serviu de incentivo para que a produção nacional fosse direcionada para a exportação. Ademais, é importante destacar a ideia de que, até 2000, praticamente toda a produção do mel brasileiro, cerca de 20 mil toneladas, destinava-se a atender o mercado interno e, por vezes, o Brasil se via obrigado a importar mel da Argentina para suprir sua demanda interna.

No que se refere à análise de modelos macroeconômicos, destaque-se ainda que, apesar da taxa de câmbio ser uma das variáveis mais significativas de uma economia, especialmente a brasileira, é de conhecimento corrente entre os economistas o fato de que

³ Disponível em: <<http://www.ipece.ce.gov.br/noticias/exportacao-de-mel-do-ceara-cresce-269-em-10-anos>>

sua influência sobre o conjunto das exportações, ou seja, agregando todos os setores, não é a mesma quando se considera uma análise em seu aspecto microeconômico. Tais diferenças devem-se, principalmente, aos fatores que podem afetar tanto a demanda de certo bem, como, por exemplo, a existência de barreiras fitossanitárias e o grau de necessidade do mesmo produto para os consumidores, assim como a sua oferta no mercado, determinado por vezes por fatores climáticos (seca, pragas) ou a existência de incentivos por parte do Governo com financiamentos para alguns setores produtivos da economia.

Com efeito, a exposição do cenário econômico nacional e internacional no contexto dos mercados do mel natural serão norteadores para alcançar os objetivos propostos e a demonstração dos resultados que serão discutidos neste estudo.

1.3 Objetivos

1.3.1 *Objetivo geral*

Testar a possível existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial sobre o desempenho das exportações do mel natural brasileiro no período compreendido entre os anos 2000 e 2011.

1.3.2 *Objetivos específicos*

- Testar a estacionariedade das variáveis taxas de câmbio, taxa de juros, renda mundial e exportação brasileira de mel;
- estimar um modelo econométrico capaz de descrever o nível de sensibilidade (elasticidade) das variáveis explicativas taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial, sobre as exportações de mel natural no período de 2000 a 2011;
- analisar se os sinais dos coeficientes das estatísticas obtidas são condizentes com o que preconiza a teoria econômica, a partir da estimação do modelo;
- examinar se os parâmetros do modelo permanecem estáveis, em decorrência de choques externos;

CAPÍTULO 2

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Dada a crescente internacionalização das economias, a elaboração de políticas econômicas domésticas é cada vez mais influenciada pelas políticas econômicas praticadas em outros países. Essa crescente integração dos mercados demonstra que cada vez mais as ações dos bancos centrais, dos bancos públicos ou privados no exterior, bem como as ações dos agentes econômicos, podem afetar a oferta de moeda doméstica, sobretudo quando os bancos centrais tentam influenciar as taxas de câmbio.

Com base no que fora exposto, o presente capítulo, dividido em duas partes, procurará inicialmente discorrer acerca do desempenho da economia no período que se seguiu à mudança do regime de câmbio administrado para câmbio flutuante, em janeiro de 1999, até o término do ano de 2011, abordando aspectos relativos à política cambial, política monetária, bem como do cenário brasileiro no contexto internacional. Na segunda parte, por sua vez, efetua-se breve exposição da apicultura no mundo. Ademais, será mostrado por meio de gráficos e tabelas, o crescimento da produção e das exportações brasileiras do mel natural para o referido período, destacando sua importância no cenário nacional e internacional.

2.1 O câmbio flutuante e o regime de metas de inflação

A história da crise do Plano Real, ou seja, da evolução da fragilidade externa do Brasil sob o regime de bandas cambiais, pode ser descrita como a de três outras crises, a mexicana em 1994, a asiática em 1997 e a russa em 1998 (ENGE, 2004, p. 108).

Assim, em meio às pressões do mercado, em janeiro de 1999, o Governo brasileiro adotou o regime de câmbio flutuante e, seis meses depois, a exemplo de países como Reino Unido, Suécia e Nova Zelândia, adotou para o regime de metas inflacionárias⁴, “completa-se aí o desenho de um novo modelo de política macroeconômica”, acrescentando-se

⁴ Em 1º julho de 1999, o Brasil adotou formalmente o regime de metas para a inflação como diretriz de política monetária, com a edição do Decreto nº 3.088 pelo Presidente da República, em 21 de junho de 1999. Em 30 de junho de 1999, o Conselho Monetário Nacional (CMN) editou a Resolução nº 2.615, tratando da definição do índice de preços de referência e das metas para a inflação para 1999 e para os dois anos subsequentes. (BCB, 2012b, p. 8)

a isto uma geração de elevados superávits primários nas contas públicas. (SOUZA; HOFF, 2012, p.1)

Ainda conforme Souza e Hoff (2012, p. 1), com a implantação deste novo modelo, “a taxa básica de juros da economia seria o principal instrumento para atingir a meta inflacionária, enquanto à taxa de câmbio (flutuante) ficaria reservado o papel de promover o ajuste do balanço de pagamentos”.

A escolha deste novo sistema, nos termos do ex-presidente do Banco Central à época, Armínio Fraga Neto, adveio a partir de um processo de exclusão de várias alternativas, a destacar:

À volta ao câmbio fixo ou administrado (que nunca durou muito); a criação de uma caixa de conversão como a da Argentina (um rígido *currency board*); a introdução de metas monetárias (notoriamente instáveis); ou a simples condução da política monetária sem meta explícita para a inflação. (BCB, 2011, p. 28).

Tal escolha, naquele momento de crises e incertezas, demonstrou ainda a enorme preocupação com o risco de perda de controle sobre as expectativas de inflação que, em nosso histórico, “já havia demonstrado que traria consigo a ameaça da reindexação e o pesadelo do retorno à instabilidade que existia antes do Plano Real”. Desta forma, o Plano de Metas pareceu-os, naquele momento, “um bom caminho para comprometer as ações de Governo com seus objetivos de médio e longo prazo e, em caso de sucesso, começar a acumular um precioso capital de credibilidade”. (BCB, 2011, p. 28).

Entre as principais características presentes na determinação de um regime de metas para a inflação, conforme informações do Banco Central (2012b, p. 8), destacam-se:

- a) escolha do índice de inflação – usualmente existem duas opções, o índice cheio ou um núcleo de inflação;
- b) definição da meta, que pode ser pontual ou intervalar. No caso intervalar (banda), ainda existe a alternativa de ter ou não uma meta central;
- c) horizonte da meta – definição do período de referência para avaliar o cumprimento da meta para a inflação;
- d) existência de cláusulas de escape: estabelecimento *a priori* de situações que podem justificar o não cumprimento das metas; e

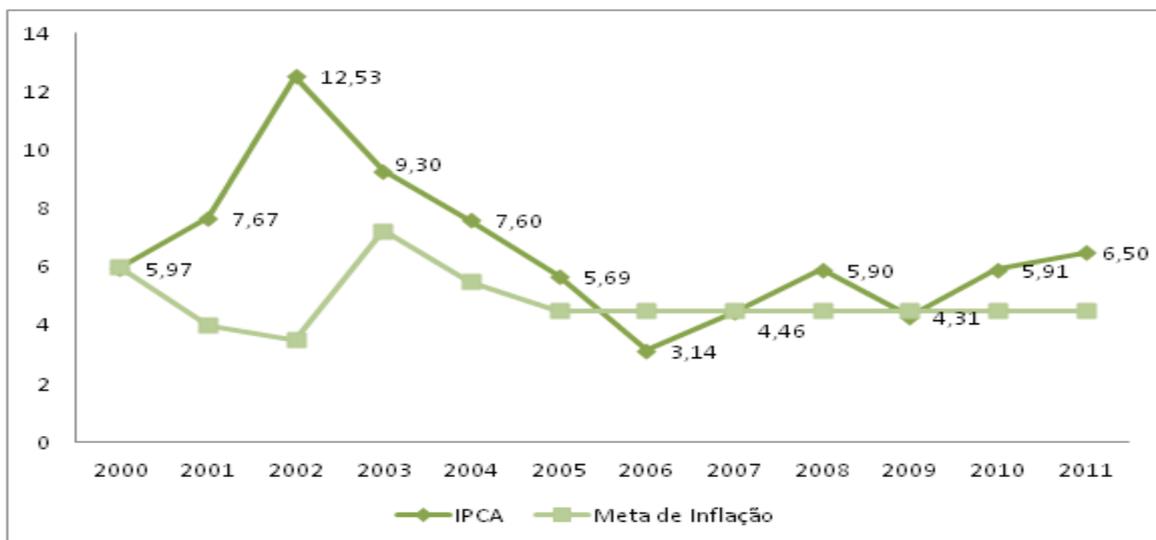
e) transparência – formas de comunicação da autoridade monetária visando a informar a sociedade sobre a condução do regime de metas.

O sistema de metas de inflação estabelecido no Brasil em julho de 1999 foi definido em termos da variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE.

A escolha de um índice de preços é uma decisão de suma importância em um sistema de metas para a inflação, haja vista que este corresponde à medida mais adequada para avaliar a evolução do poder aquisitivo da população. Entre os dois índices com cobertura nacional, IPCA e INPC, o primeiro é o que expressa maior abrangência. Ademais, enquanto o INPC mede a inflação para domicílios com renda entre 1 e 6 salários-mínimos (na época da escolha, entre um e oito salários-mínimos), o IPCA inclui domicílios com renda entre um e 40 salários-mínimos. (BCB, 2012).

Vale lembrar que, desde 1994, a economia brasileira ingressou em um novo patamar inflacionário com a política de estabilização monetária implementada com base no Plano Real e, desde que o plano de metas passou a vigorar, com exceção de 2002, a taxa de inflação (IPCA) esteve abaixo de dois dígitos. Acrescente-se ainda o fato de que, nos últimos sete anos, a taxa acumulada anual sempre esteve próximo ao centro da meta que, de 2005 a 2014, foi estabelecida em 4,5% ao ano pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). (Gráfico 1).

Gráfico 1 – Variação anual da Inflação –
IPCA e as Metas de Inflação estabelecidas pelo Banco Central (1999 – 2012)



Fonte: Dados do Banco Central do Brasil. Elaboração da autora (2012).

Nota: Os dados de meta de inflação referem-se ao centro da meta.

É importante destacar, ainda conforme informações do Banco Central, que o regime brasileiro adotou um índice “cheio” como referência, tendo dois motivos específicos como justificativa: “o primeiro é que, embora no longo-prazo o núcleo e a inflação tendam a convergir, no curto prazo podem divergir significativamente; e o segundo, e talvez o mais importante, é uma questão de transparência e credibilidade”.

No momento da implantação do regime de metas para a inflação, além da necessidade de explicar à população o que significava um regime de metas, a introdução de um novo conceito de inflação (núcleo), que não reflete a inflação efetivamente ocorrida junto ao consumidor, poderia gerar ainda mais dúvidas. Ademais, o índice cheio está mais próximo de um conceito de bem-estar, pois é mais representativo para mensurar o verdadeiro poder de compra do consumidor. As pessoas não estão interessadas nos preços de parte de sua cesta de consumo, e sim em sua totalidade. Um fator de cautela adicional na utilização dessas medidas deriva do fato de que, mesmo entre os especialistas na área, há controvérsia quanto aos méritos e deméritos das diferentes metodologias para calcular núcleos de inflação. (BCB, 2012b, p. 9).

Assim, ainda para demonstrar credibilidade, outra importante decisão naquele momento foi a introdução do sistema de forma gradual. Inicialmente, anunciou-se o firme compromisso de trazer a inflação para uma taxa anualizada de um dígito no último trimestre de 1999. Para isso, elevou-se a taxa de juros em seis pontos percentuais, de 39% para 45%. Com certo otimismo, “anunciou-se a introdução de um viés de baixa na taxa de juros, procedimento esse que permitiria a redução da taxa de juros entre reuniões do Comitê de Política Monetária (Copom) sem a convocação de uma reunião extraordinária”. (BCB, 2011, p. 29).

Conforme há pouco mencionado é possível assinalar que, desde a substituição da âncora cambial pela âncora monetária, em janeiro de 1999, sempre que “a taxa anual de inflação ameaçou ultrapassar o centro da meta, o Banco Central acionou a política monetária, na maioria das vezes elevando a taxa básica de juros”, deixando transparecer a ideia de que “o ritmo de crescimento econômico não poderia superar o crescimento do produto potencial⁵ assumido pelos modelos que o Copom e o Banco Central utilizam para calibrar a política monetária”. (BCB, 2012c, p. 3).

⁵ O Produto Potencial (ou PIB Potencial) corresponde ao nível máximo sustentável de produto que pode ser mantido sem que se verifiquem pressões inflacionárias. Este Produto Potencial é determinado pela capacidade produtiva da economia, a qual depende, por sua vez, da quantidade e qualidade dos seus fatores produtivos e da capacidade de afetação eficiente desses mesmos recursos. *Dicionário de Economia*. Disponível em: <http://www.notapositiva.com/dicionario_economia/produtopotencial.htm>

Na tentativa de estabilizar o mercado de câmbio, renegociou-se o acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), como forma de reduzir as necessidades de financiamento do balanço de pagamentos nos meses seguintes. “Esse financiamento oficial foi explicitado no acordo com o Fundo através da fixação de um piso para as reservas internacionais que sinalizasse que tínhamos espaço para vender reservas se necessário”. Por fim, procurou-se demonstrar ante as principais “praças bancárias do mundo”, a resposta da política econômica brasileira frente à crise e, em particular, demonstrando que, “com hipóteses modestas de rolagem de linhas de comércio e interbancárias, o balanço de pagamentos fecharia”. (BCB, 2011, p. 27).

O ex-presidente do Banco Central, Armínio Fraga, relata o cenário deste momento da economia brasileira nos seguintes termos:

Olhando para trás, ficou claro que o problema era quase que de livro texto: a política fiscal era insustentável, assim como era também a taxa de câmbio, dada, especialmente, as circunstâncias difíceis do momento (crises da Rússia e do *Long-Term Capital Management*⁶ – LTCM). Com o compromisso (e a prática) de austeridade fiscal e a flutuação cambial, só faltava uma nova âncora nominal: o sistema de metas de inflação. (BCB, 2011, p. 27-28).

Apesar da constatação de que nem todas as condições assumidas como necessárias para o lançamento formal do Plano de Metas tinham sido atingidas, resolveu-se mesmo assim ir adiante, pressupondo-se que as bases para sua implantação com razoáveis chances de sucesso já tinham sido alcançadas. Primeiramente, por meio do compromisso do governo com o controle permanente da inflação, em particular, por meio de ajuste fiscal. É unânime entre os economistas a ideia de que não há possibilidade de um regime monetário ter sucesso sem o amparo de um regime fiscal responsável e sustentável. “Sem a Lei de Responsabilidade Fiscal, o regime de metas para a inflação provavelmente não teria

⁶ Long-Term Capital Management (LTCM) foi fundada em 1994 por John W. Meriwether, o ex-vice-presidente e chefe de negociação de títulos na Salomon Brothers. Membros do conselho de diretores da LTCM incluído Myron S. Scholes e Robert C. Merton, que dividiram o Prêmio Nobel de Economia em 1997 apresentando um “novo método para determinar o valor dos derivativos”. Inicialmente bem sucedido, com retornos anualizados de mais de 40% (após taxas) em seus primeiros anos, em 1998 perdeu US\$ 4,6 bilhões em menos de quatro meses após a crise financeira russa, necessitando de intervenção financeira por parte do Federal Reserve. O fundo de liquidação foi dissolvido no início 2000. Fonte: <http://en.wikipedia.org/wiki/Long-Term_Capital_Management>

sobrevivido até hoje. Além disso, as metas foram definidas pelo governo, e não pelo Banco Central, o que reforçava o compromisso amplo com o objetivo”. (BCB, 2011, p. 28).

Em segundo lugar, como prevalecia o entendimento de que o Banco Central deveria apenas perseguir de forma transparente a meta determinada pelo Governo, fazendo uso de toda informação disponível (tanto das análises internas quanto das opiniões advindas do sempre entusiasmado debate público), na prática, esse mecanismo de *feedback* apenas contribuiu para a qualidade da condução da política monetária.

Finalmente, na ausência de um modelo que garantisse mais segurança na condução da política econômica do País, “o governo criou formalmente o sistema através de um decreto, indicando que as metas teriam de ser de médio prazo e definidas com dois anos de antecedência”. Ademais, ao Banco Central, caberia a tarefa de perseguí-las – o que indicava a delegação de uma autonomia operacional para o Banco (BCB, 2011, p. 28).

2.2 A economia brasileira sob o regime de câmbio flutuante – 1999 a 2011

Uma vez introduzido do Plano Real, a economia brasileira, finalmente, depois de amargar anos de hiperinflação, observou claramente a queda da inflação. Considerada pela sociedade como “inimigo público impiedoso”, a inflação elevada foi um dos maiores objetos de debate entre os economistas de varias correntes e a intenção de combate de todos os governantes, desde o início dos anos 1980 até a metade da década de 1990 (GOBBATO; CASTILHO, 2006, p. 110).

Para alcançar a tão sonhada estabilidade de preços, ainda conforme Gobbato e Castilho (2006, p. 111), o governo se utilizou, basicamente, de dois instrumentos de política econômica: câmbio valorizado e taxa de juros elevada. Enquanto a política cambial e a abertura externa permitiram a entrada de produtos estrangeiros diversos, proporcionando maior concorrência dos preços praticados internamente e garantindo a estabilidade e a modernização da indústria nacional, os juros foram ajustados de forma a evitar pressão de demanda e desequilíbrios das contas externas. Para tal, segundo os referidos autores “o governo estimulou a poupança e freou o consumo, via aumento da taxa de juros”.

A *priori*, o grande receio em abandonar o sistema de câmbio fixo era de que a desvalorização da moeda trouxesse de volta o problema inflacionário. Concebido com o propósito de “eliminar uma inflação de quatro dígitos e trazê-la em um curto espaço de tempo para o patamar de apenas um dígito”, o Plano Real tinha como fundamento de

sustentação a âncora cambial para manter a inflação sob controle⁷. (NISHIJIMA; TONOOKA, 2012, p. 25).

Diferentemente de quando da implantação do Plano Real, “em que a âncora cambial provocou uma queda vertiginosa da inflação dos bens transacionáveis, enquanto a demanda aquecida fez com que os preços dos não transacionáveis continuassem subindo”, o cenário que se desenhou nos primeiros momentos após a mudança para o regime de câmbio flutuante era justamente o oposto, “um aumento no preço dos bens transacionáveis, enquanto a demanda desaquecida controlava o preço dos não transacionáveis”, mantendo a inflação em níveis estáveis (GREMAUD *et al.*, 2004, p. 492).

Outrossim, havia um ambiente de incertezas em torno da previsão de vários institutos de pesquisa, apontando uma elevação na taxa para 1999 entre 10% e 18%, além das expectativas negativas do próprio FMI. Observou-se, no entanto, foi que a inflação, que havia crescido nos meses de janeiro e fevereiro, indicou uma ligeira queda em março e abril. Sobre o IPCA, índice adotado pelo Governo para cumprir suas metas de inflação, levantou-se em novembro a suspeita de que a inflação oficial fecharia 1999 perto ou mesmo ultrapassando a casa dos 10%, o que seria uma ameaça ao compromisso assumido pelo Governo junto ao FMI de reduzir a inflação, já em 2000, para apenas 6%. Como é possível observar (Tabela 1), tal suspeita não se concretizou (FILGUEIRAS, 1999).

Tabela 1 - Índices de Preço – 1993 a 1999

Período	IGP-DI FGV	IPCA IBGE	IPA-DI FGV	IPC FIPE	ICV DIEESE
1993	2.103,40	540,8	2.065,40	2.490,99	2.579,31
1994	2.406,90	2.076,10	2.279,00	941,25	1.130,48
1995	67,5	64,6	58,8	23,1663	27,44
1996	11,1	16,7	6,3	10,0422	9,94
1997	7,9	6,9	8,1	4,8253	6,11
1998	3,9	3,2	3,6	-1,7892	0,47
1999/Jan.	1,15	0,7	1,58	0,50	1,38
Fev.	4,44	1,05	6,99	1,41	1,15

⁷ Além da âncora cambial, havia a âncora fiscal e a liberalização dos fluxos de bens e capitais. A primeira exigia o ajuste das contas públicas para se eliminar a necessidade do financiamento inflacionário do déficit público. A segunda exigia a abertura do mercado interno para as importações que exerceria uma pressão competitiva sobre os produtos domésticos dificultando reajustes internos de preços, e entrada de capitais externos, necessários para compensar a esperada deterioração do balanço de transações correntes no início do programa de estabilização. (NISHIJIMA; TONOOKA, 2012, p. 25).

Continua

Tabela 1 - Índices de Preço – 1993 a 1999

Período	IGP-DI FGV	IPCA IBGE	IPA-DI FGV	IPC FIPE	ICV DIEESE
Març.	1,98	1,1	2,84	0,56	0,98
Abr.	0,03	0,56	-0,34	0,47	0,11
Mai.	-0,34	0,3	-0,82	-0,37	0,22
Jun.	1,02	0,19	1,35	-0,08	0,34
Jul.	1,59	1,09	2,03	1,09	1,19
Ago.	1,45	0,56	2,15	0,74	0,38
Set.	1,47	0,31	2,3	0,91	0,37
Out.	1,89	1,19	2,58	1,13	0,93
Nov.	2,53	0,95	3,59	1,48	1,34
Dez.	1,23	0,6	1,6	0,49	0,80

Fonte: Dados compilados do Ipeadata. Elaboração da autora (2012).

Conforme Filgueiras (1999, p.15), este comportamento da inflação, visto como moderado por especialistas foi consequência de vários fatores, a destacar: “a valorização do Real – com influência positiva sobre os preços dos produtos agrícolas comercializáveis, em particular os alimentos – associada a elevação do desemprego, à queda do rendimento médio do trabalho e ao não retorno da indexação”. Em outros termos, é possível acentuar que a inflação esteve controlada, em parte, em decorrência do baixo dinamismo da demanda agregada, em razão das altas taxas de juros praticadas pelo Banco Central.

Passados o período de incertezas pós-desvalorização cambial e as turbulências produzidas pela crise do País vizinho, as especulações acerca das eleições presidenciais dominaram os cenários político e econômico com início no segundo quadrimestre de 2002. Um novo ambiente de incertezas⁸ com significativa fuga dos capitais de curto prazo e consequente desvalorização cambial constituíram-se no “principal elemento de pressão para a elevação dos preços, já que há produtos internamente produzidos que requerem matéria-prima de fora e que são compradas em dólar” (inflação de custos). É importante destacar, porém, o fato de que a desvalorização da moeda não pode ser vista como o único fator a contribuir com o aumento dos preços, considerando-se que os preços administrados pelo Poder Público (óleo diesel, gás de cozinha, gasolina etc.) e os serviços cujos preços são controlados pelo Governo (telefonía, correspondência, eletricidade...), também tiveram valores reajustados, além da própria expectativa inflacionária (CARDOSO, 2003, p. 3).

⁸ Os seguidos problemas econômicos do segundo mandato do presidente Fernando Henrique reforçaram a perspectiva de que seu sucessor seria o candidato do Partido dos Trabalhadores, o que causava apreensões nos agentes, devido à sua proximidade com o pensamento socialista. (SIQUEIRA, 2007, p. 62).

Assim, após o arrefecimento das pressões especulativas associadas à transição presidencial, “o resultado favorável a Lula se mostrou como mais um episódio em que o desfecho determinou a reversão das tendências”, com o ano de 2002 fechando com a moeda um pouco menos desvalorizada. Tal resultado também decorreu de uma melhoria continuada na balança comercial, que apresentaria resultado positivo de 13 bilhões de dólares (SIQUEIRA, 2007, p. 63).

O ano de 2003 foi marcado pelo primeiro ano de mandato de um presidente oriundo das camadas populares, Luiz Inácio Lula da Silva, que surpreendeu a todos com suas escolhas para área econômica. “A inovação das indicações, no entanto, não se converteram em novidades nas políticas praticadas”. (SIQUEIRA, 2007, p. 63-64).

A plena continuidade do modelo em execução contribuiu para que o mercado se estabilizasse e recompensasse na forma de apreciação cambial. Já o total comprometimento do Banco Central em não ultrapassar a meta de inflação preestabelecida estava explícito na administração da taxa de juros.

Os primeiros sinais de flexibilidade só ocorreram desde o segundo semestre que, por sua vez, seguiu numa trajetória descendente, acumulando até 8% de queda e fechando o ano em 16,5%. Este afrouxamento, porém, pouco contribuiu para recuperar o PIB, que fechou o ano com um resultado pífio de 1,2% de crescimento. Quanto ao índice de inflação oficial (IPCA), este fechou o ano em 9,3%, bastante próximo à meta definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) de 8%.

Conforme Siqueira (2007), o ano de 2004 foi marcado por um processo de aceleração da economia que resultou numa expansão do PIB em 5,7%. Impulsionado pelo crescimento da economia chinesa, que impactou diretamente sobre os volumes e preços das principais *commodities* agrícolas e industriais, o saldo comercial acumulou cerca de 33 bilhões de dólares no fim do ano.

O desempenho da economia brasileira em 2005, conforme Boletim do Banco Central (2005, p. 15), “esteve condicionado pelos efeitos tanto do ciclo da política monetária, conduzida de forma que se assegurasse a manutenção dos ganhos relacionados com a estabilidade dos preços, como das incertezas do cenário político, da quebra da safra agrícola e da manutenção do cenário externo favorável”.

Em 2005, o que se observou claramente durante todo o primeiro semestre, com as reuniões do Copom, foi a continuidade do processo de ajuste da taxa de juros iniciado em

setembro de 2004, ainda em decorrência da continuidade do ritmo da inflação, haja vista a necessidade de assegurar a convergência da taxa para a meta estipulada pelo CMN.

Somente no segundo semestre a taxa de juros iniciou uma trajetória descendente, com sucessivas quedas. As variações tanto do índice geral de preços como do índice de preços ao consumidor, registraram trajetórias declinantes. A variação anual do IPCA voltou a convergir para a meta fechando o ano em 5,7%, situando-se no intervalo estabelecido pelo CMN para a inflação em 2005. Já o IGP-M, índice que possui maior sensibilidade às variações cambiais, teve valor acumulado de apenas 1,9%. (SIQUEIRA, 2007).

Deve-se destacar a noção de que os fatores preponderantes para a menor variação dos preços livres no ano foram os preços de produtos agrícolas e a apreciação cambial. No primeiro caso, a queda dos preços das *commodities* agrícolas exerceu influência significativa para a redução da variação dos preços no grupo alimentação. Já a apreciação da taxa de câmbio exerceu papel fundamental no processo de desaceleração dos preços de bens comercializáveis internacionalmente relativamente aos não comercializáveis.

O ano de 2006, por sua vez, foi marcado pelo dinamismo na economia brasileira. A despeito do que se espera de um ano eleitoral, a candidatura do Presidente permitiu poucas turbulências no cenário econômico. Desta forma, em consonância com o crescimento da economia mundial, impulsionada pelo crescimento dos Estados Unidos (EUA), a economia brasileira “mostrou-se consistente com os processos de consolidação do crescimento do mercado interno”. (BCB, 2006, p. 11).

Em contrapartida ao resultado do produto gerado em 2006, o PIB apresentou um crescimento bem mais expressivo em 2007, fechando o ano com um crescimento de 6,09% em relação ao ano anterior. O resultado atingiu R\$ 2,6 trilhões e, entre os setores da economia, o que obteve melhor desempenho foi à agropecuária. (IBGE, 2012).

Não obstante a crise imobiliária dos Estados Unidos que se arrastou desde meados de 2006 e que no meio do ano de 2007 produziu sério problema de credibilidade em razão da crescente inadimplência no mercado *subprime*, sendo necessária, inclusive “a presença coordenada dos Bancos Centrais norte-americanos (Fed), Europeu, Canadense entre outros para garantir a liquidez no mercado financeiro e evitar problemas até certo ponto imprevisíveis”, a economia brasileira, “bem fundamentada com seu sistema bancário sólido

e perfeitamente enquadrado às normas dos Acordos da Basileia ⁹, não chegou a sofrer grandes abalos (PEREIRA, 2012; SANTOS, 2011, p. 43).

Esse bom desempenho, não apenas da economia brasileira, mas também de outros três países – Rússia, Índia e China – passou a chamar a atenção dos demais e ficaram conhecidos como os BRICs. O economista Jim O’Neill, autor do termo BRIC, criado quando chefiava a área de pesquisa da Goldman Sachs, destacou a importância do grupo na “vida econômica mundial” e avaliou o desempenho destas economias nos seguintes termos: “no ano de 2007, a contribuição dos BRICs para o aumento do consumo mundial foi duas vezes maior do que a dos Estados Unidos, o que demonstra que o descolamento já ocorreu. Um risco muito maior do que o *subprime* americano seria uma fredda na China”. (PEREIRA, 2012, p. 43).

O ano de 2008, como já era esperado, seguiu em seu primeiro semestre a trajetória delineada no segundo semestre do ano anterior, “quando o desempenho favorável registrado nas principais economias maduras e emergentes passou a ser impactado, de forma mais acentuada, pelos desdobramentos da crise no mercado *subprime* dos Estados Unidos”. Ou seja, de julho de 2007 a julho de 2008, o real manteve sua trajetória de apreciação da moeda perante o dólar com a influência de três fatores, a destacar: i) a elevadíssima taxa básica de juros brasileira; ii) a forte alta dos preços das *commodities*; e iii) a elevação da classificação do risco de crédito do Brasil para “grau de investimento” pela agência internacional de *rating* Standard & Poors (S&P) seguida pela agência Fitch (BCB, 2008, p. 11; PRATES; FARHI, 2009 *apud* PRATES, 2012, p. 36).

A partir do quarto trimestre, no entanto, quando o setor externo brasileiro foi contaminado pelo “efeito contágio” da crise financeira internacional, o BACEN procurou atenuar a escassez de liquidez em moeda estrangeira, no primeiro momento, realizando leilões de dólares com compromisso de recompra. Nos termos de Prates (2012, p. 44-45), “naquele momento, o BACEN ainda não tinha conhecimento da gravidade do efeito contágio e, com isso, foi excessivamente cauteloso na utilização de suas reservas cambiais, (...) acumuladas durante a fase de alta dos preços das *commodities* (2003 a meados de 2008)”.

⁹ O primeiro Acordo de Basileia, ou Basileia I, foi um acordo assinado na cidade suíça de Basileia em 1988 por mais de uma centena de países. Neste acordo, foram estabelecidos os princípios fundamentais que devem ser usados como referência pelas autoridades públicas na supervisão dos bancos localizados nos países que assinaram o acordo. Em 2004 foi assinado um novo acordo em Basileia, o qual ficou denominado Basileia II, tendo a função de substituir o primeiro. Este novo acordo surge na sequência de diversas falências de bancos ao longo da década de 90 e centra-se em três pilares e 25 princípios básicos sobre contabilidade e supervisão bancária. (NUNES, 2011)

A atuação do BACEN no mercado de câmbio, porém, não foi suficiente para conter a depreciação do real que, de 15 de setembro a 31 de dezembro de 2008, perdeu 27,25% do seu valor, “a quinta maior depreciação em uma amostra de 30 países emergentes, atrás somente da Ucrânia, do México, da Rússia e da Turquia, cujas moedas sofreram depreciações de, respectivamente, 68%, 32%, 32% e 28%”. (PRATES, 2012, p. 45).

O ano de 2009, como é sabido, ainda foi influenciado pela crise financeira internacional, porém, nessa ocasião, apreciado o dólar dos Estados Unidos em relação ao real. Naquela ocasião, foi possível afirmar que uma das preocupações das autoridades monetárias era o acompanhamento das variações no câmbio, bem como do impacto destas alterações nos diversos setores da economia.

Deve-se destacar no entanto que, apesar dos efeitos da crise, a economia brasileira teve seu desempenho avaliado entre os seis melhores do mundo, tendo sido a queda do PIB brasileiro, em 2009, uma das menores entre os países do G20. “Estados Unidos, União Européia e Japão sofreram perdas de 2,4%, 4,2% e 5%, respectivamente. Entre os países do BRIC, o PIB da Rússia apresentou queda de 7,9%, enquanto a China teve um aumento de 8,7% e a Índia de 5,6%”. (TCU, 2009, p. 1).

No que concerne ao comércio internacional, a China passou a ser o maior comprador dos produtos brasileiros, sendo o único país a aumentar seu volume de compras do Brasil, em 2009, com US\$ 19,9 bilhões. Apesar de a crise ter obrigado os Estados Unidos a reduzirem suas compras, este ainda ocupa o segundo lugar, com US\$ 15,7 bilhões, seguidos da Argentina, Países Baixos e Alemanha.

Em 2010, a economia mundial persistiu em sua trajetória de recuperação iniciada no segundo semestre do ano anterior, quando a ação conjunta de agentes como bancos centrais e governos dos Estados Unidos (EUA) e de países europeus, com o objetivo de estabilizar os sistemas financeiros e tornar mais tênues os efeitos da crise financeira internacional, passou a favorecer a retomada da atividade econômica. (BCB, 2010, p. 11).

A economia brasileira, por sua vez, impulsionada pelo cenário internacional mais favorável e pela solidez da demanda interna, alcançou, em 2010, o crescimento anual do PIB de 7,5% em relação ao PIB de 2009, registrando-se um total de R\$ 3,7 trilhões. “Quando comparado aos países membros do G20¹⁰, a taxa de crescimento do PIB brasileiro

¹⁰ O Grupo dos Vinte (G20) é o principal fórum para a cooperação internacional sobre as questões mais importantes da agenda econômica e financeira mundial. O G20 reúne ministros de finanças e presidentes de bancos centrais de 19 países: Argentina, Austrália, Brasil, Canadá, China, França, Alemanha, Índia, Indonésia, Itália, Japão, República da Coreia, México, Rússia, Arábia Saudita, África do Sul, Turquia, Reino Unido, Estados

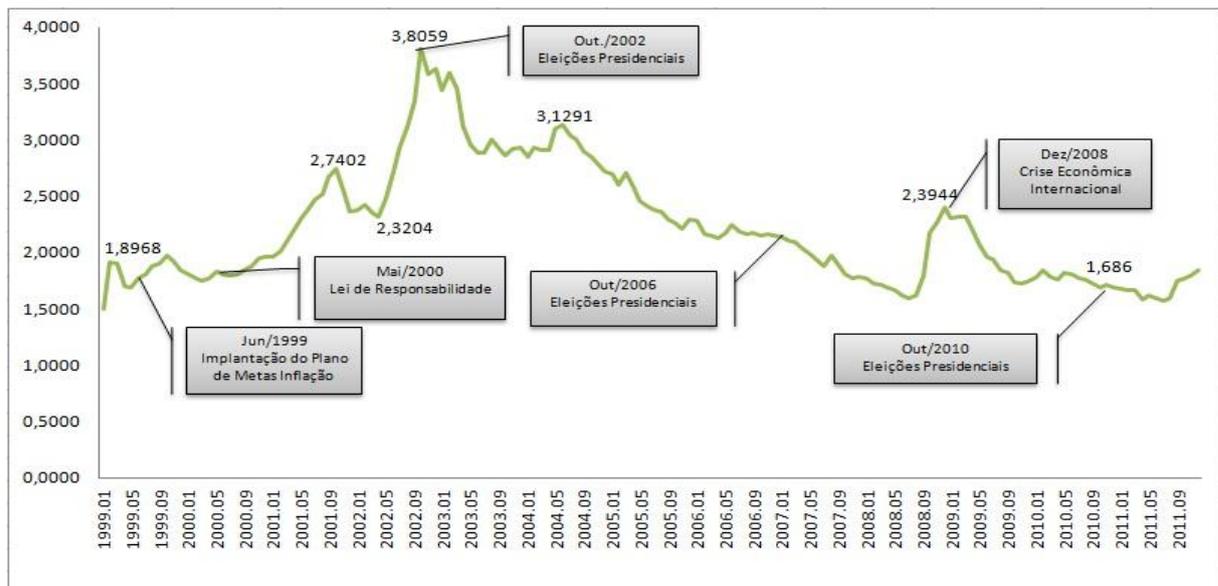
em 2010 obteve a 5ª colocação, sendo superada apenas China, Índia, Argentina e Turquia”. (TCU, 2010, p. 1).

Já em 2011, primeiro ano de gestão do governo da Presidenta da República Dilma Roussef, como nos anos anteriores, os dois principais objetivos declarados da política macroeconômica resumiram-se em “perseguir” a meta de inflação e o nível de emprego da economia (TCU, 2011).

Desta forma, ao longo do exercício de 2011, a produção de bens e serviços no Brasil, a preços de mercado, cresceu, em termos reais, 2,7% em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) de 2010. Em termos absolutos, o PIB atingiu o montante de R\$ 4,14 trilhões. Acrescente-se ainda o fato de que, tendo passado o impacto da crise, a taxa de câmbio voltou para a tendência de estabilização, exprimindo uma apreciação média de 1,84 real por dólar, e em fevereiro de 2011, mínima de 1,59.

No Gráfico 2 é possível observar a trajetória da taxa de câmbio, bem como os principais fatos macroeconômicos da história do Brasil após a mudança para o regime de câmbio flutuante em janeiro 1999.

Gráfico 2 – Trajetória da taxa de câmbio (R\$/US\$) com principais fatos histórico-econômicos – 1999 a 2011



Fonte: Adaptado de Prates (2012).

Nota: Refere-se à taxa de câmbio R\$/US\$ comercial (valor de venda) – média do período.

Unidos da América e da União Europeia, que é representada pelo Presidente do Conselho Europeu e pelo chefe do Banco Central Europeu. (Fonte: http://www.g20.org/docs/about/about_G20.html)

Por fim, com base no que fora mostrado acerca das decisões de política econômica implementada ao longo destes 13 anos, é possível inferir que a inter-relação entre as taxas de juros e de câmbio, apresentou-se de forma diferenciada, dependendo da fase do ciclo de liquidez internacional.

Enquanto na primeira fase, 1999-2002, caracterizada pela escassez de recursos externos, foram os movimentos da taxa de câmbio que ditaram aqueles da taxa básica de juros – em razão principalmente aos efeitos nocivos da desvalorização cambial sobre a inflação -, a partir de 2003, foram os movimentos dos juros que passaram a direcionar a trajetória da taxa de câmbio, fazendo desta “uma variável determinada do sistema e, ao mesmo tempo, o instrumento central” para plena eficácia da política de metas de inflação. (PRATES, 2012, p. 46).

A despeito das constantes críticas comuns entre as diversas correntes de economistas, bem como dos diferentes agentes econômicos, há um fato central a ser reconhecido: o regime de metas para inflação foi e ainda é capaz de manter a estabilidade de preços em um ambiente de crescimento econômico. Desde sua execução, no entanto, a principal crítica feita ao regime se refere ao comportamento da taxa Selic, em que, apesar de o Brasil haver alcançado grandes avanços na área econômica, ainda sustenta a mais alta taxa de juros real do mundo.

2.3 O mercado mundial de mel – 2000 a 2011

O mercado mundial de mel possui curiosa e marcante característica, que merece destaque – é extremamente concentrado. Ao mesmo tempo em que apenas dois países são responsáveis por praticamente metade da importação mundial de mel¹¹, Alemanha e Estados Unidos (EUA), que importam mais de 40% de todo o mel produzido no mundo e cerca de 80% de todo o mel exportado pelo Brasil ¹², da mesma forma, dois países também se destacam no total das exportações mundiais, a China, que lidera o ranque há mais de 20 anos, segundo dados da FAO, seguindo-se pelas exportações da Argentina.

Analisando-se os indicadores da Tabela 2, quando se atenta para a produção mundial de mel, no período compreendido entre 2000 e 2011, é possível observar a expressiva participação da China e dos Estados Unidos (EUA) nos cinco primeiros anos (2000 a 2004). De 2005 em diante, porém, outro país supera e se destaca na posição antes

¹¹ Segundo estimativas da FAO para 2010.

¹² Segundo dados do MDIC/SECEX.

ocupada pelos Estados Unidos, sendo no caso a Turquia, que desde então ocupa o segundo lugar na produção mundial de mel, conforme estimativas da Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação (FAO) até 2011. Ainda conforme estimativas da FAO, em 2011, o Brasil ocupou a décima primeira posição no quesito, produzindo mais de 41.000 toneladas de mel (cerca de 3,2% da produção mundial), conforme Tabelas 2 e 3.

Tabela 2 – Produção mundial de mel e participação % em 2011, período 2000 a 2011 – Em toneladas

Rank ¹	País	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2011 (%)
1	China	251.839	254.359	267.830	294.721	297.987	299.527	337.578	357.220	407.219	407.367	398.000	446.089	34,29
2	Turquia	61.091	60.190	74.555	69.540	73.929	82.336	83.842	73.935	81.364	82.003	81.115	94.245	7,24
3	Ucrânia	52.439	60.043	51.144	53.550	57.878	71.462	75.600	67.700	74.900	74.100	70.900	67.000	5,15
4	EUA	99.945	84.335	77.890	82.431	83.272	72.927	70.238	67.286	74.293	66.413	79.788	70.300	5,40
5	Rússia	53.922	52.659	49.400	48.048	52.666	52.123	55.678	53.655	57.440	53.598	51.535	59.000	4,54
6	Índia	52.000	52.000	52.000	52.000	52.000	52.000	52.000	51.000	55.000	55.000	39.500	57.783	4,44
7	Argentina	93.000	80.000	83.000	75.000	80.000	110.000	105.000	81.000	72.000	62.000	59.000	53.675	4,13
8	México	58.935	59.069	58.890	57.045	56.917	50.631	55.970	55.459	55.271	56.071	55.684	60.010	4,61
9	Etiópia	29.000	33.776	39.600	37.800	40.900	36.000	44.000	35.444	42.000	41.525	53.675	47.000	3,61
10	Irã	25.260	26.600	28.045	-	28.670	34.790	36.039	47.000	41.000	46.000	47.000	60.000	4,61
11	Brasil	21.865	22.220	23.995	30.022	32.290	33.750	36.194	34.747	37.792	38.974	38.017	41.578	3,20
12	Canadá	31.857	35.388	37.072	34.602	34.241	36.109	48.353	31.489	29.440	31.920	33.710	34.100	2,62
13	Tanzânia	26.000	26.500	32.150	27.000	26.178	34.570	31.939	33.103	35.512	33.420	34.100	34.000	2,61
14	Espanha	28.860	31.617	35.722	35.279	34.211	27.230	30.661	31.840	30.361	32.330	34.000	35.520	2,73
15	Alemanha	20.409	25.951	-	23.691	25575	21.232	25.199	18.266	-	-	23.137	25.831	1,99
Total (15 países)		906.422	904.707	911.293	920.729	976.714	1.014.687	1.088.291	1.039.144	1.093.592	1.080.721	1.099.161	1.186.131	91,17
Outros		101.316	106.089	117.221	115.435	97.903	108.734	106.634	111.976	139.074	137.518	116.822	114.827	8,83
TOTAL²		1.007.738	1.010.796	1.028.514	1.036.164	1.074.617	1.123.421	1.194.925	1.151.120	1.232.666	1.218.239	1.215.983	1.300.958	100,00

Fonte: Elaboração da autora com base em dados estimados pela FAO (2011).

Nota: 1. Conforme classificação da FAO; 2. Total dos países incluídos no ranque da FAO.

Tabela 3 – Produção mundial de mel (2011) – Em toneladas

Rank	País	Production (Ton)
1	China	446.089
2	Turquia	94.245
3	Ucrânia	70.300
4	Estados Unidos da America	67.000
5	Federação Russa	60.010
6	Índia	60.000
7	Argentina	59.000
8	México	57.783
9	Etiópia	53.675
10	Iran (Republica Islâmica)	47.000
11	Brasil	41.578
12	Canadá	35.520
13	Republica Unida da Tanzânia	34.100
14	Espanha	34.000
15	Alemanha	25.831
	Outros	114.827
	Total	1.300.958

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados estimados pela FAO (2012).

As exportações mundiais de mel somaram em 2010 o total de 411.826 toneladas e movimentaram cerca de US\$ 1.261.156 milhões, sendo a China o principal país exportador, com 103.716 toneladas (25% do total), seguida da Argentina com 57.317 toneladas (14%). No mesmo período, o Brasil exportou 18.629 toneladas (4,5%), ocupando a 8ª (oitava) posição em volume exportado.

Outra variável que merece destaque é o valor arrecadado com as exportações do mel. Enquanto a Argentina arrecadou o valor de US\$ 173.426 milhões, apresentando a segunda maior arrecadação com a venda no mercado internacional – perdendo apenas para a China que exportou quase o dobro em termos de quantidade, o Brasil, nesse ano arrecadou a quantia de US\$ 55.021 milhões com o mel exportado, o que lhe conferiu a 10ª (décima) posição em relação à quantia em dólares (Tabela 4).

Tabela 4 – Principais países exportadores e importadores de mel (2010)

País exportador	Quantid. (Ton)	Valor (US\$)	País importador	Quantid. (Ton)	Valor (US\$)
China	103.716	186.531	Estados Unidos	114.128	304.927
Argentina	57.317	173.426	Alemanha	89.548	289.517
México	26.512	84.743	Reino Unido	31.515	105.846
Índia	22.649	56.214	Japão	39.950	100.142
Vietnam	22.544	46.027	França	25.394	96.059
Espanha	21.756	82.448	Itália	14.549	53.387
Alemanha	20.527	110.018	Bélgica	22.096	50.964
Brasil	18.629	55.021	Arábia Saudita	12.809	48.333
Bélgica	18.304	49.027	Espanha	17.712	38.065
Canadá	15.145	56.154	Suíça	7.893	35.205
Outros	84.727	361.547	Outros	65.009	209.186
TOTAL	411.826	1.261.156	TOTAL	440.603	1.331.631

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados estimados pela FAO (2012).

A Alemanha, por sua vez, é um país que possui presença expressiva no comércio internacional de mel, porquanto, ao mesmo tempo em que ocupa a 7ª posição no ranque das exportações, com o volume de 20.527 toneladas, faturando US\$ 110.018 milhões com as vendas de mel para o mercado internacional, também ocupa um lugar de destaque entre os principais países importadores de mel, com a 2ª posição, investindo cerca de US\$ 289.517 milhões.

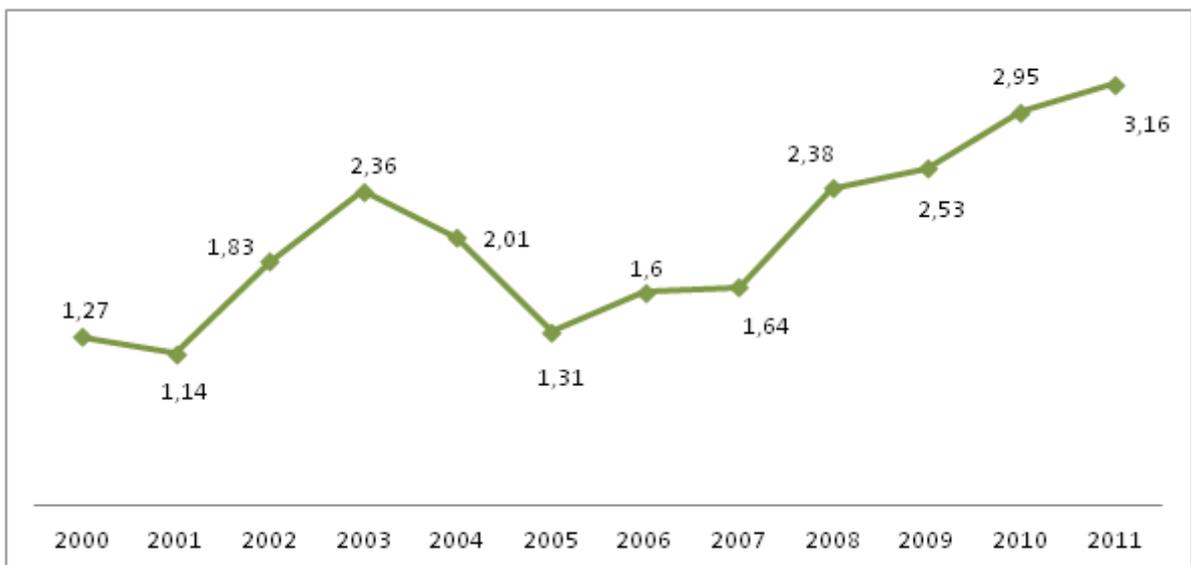
Outros países, como os Estados Unidos, que ocupou a 1ª posição no ranking das importações, com um volume de 114.128 toneladas, bem como Reino Unido, Japão, França, Espanha, dentre outros, são grandes importadores de mel. A importação, no entanto, tem como objetivo principal o abastecimento de seu mercado interno. Ao contrário dos brasileiros, que consomem apenas 128 gramas por ano, nos Estados Unidos e Europa o consumo *per capita* está em torno de 1,5 quilograma a cada 12 meses, segundo informações da Confederação Brasileira de Apicultura (CBA), evidenciando que o mel ainda não faz parte da dieta alimentar do brasileiro (Tabela 4).

No que se refere à participação do Brasil no mercado internacional de mel natural, este passou da condição de simples importador do produto para ocupar um lugar de destaque entre os principais exportadores mundiais. Conforme Paula (2008), até 2000 praticamente toda a produção, cerca de 20 mil toneladas, destinava-se a atender o mercado interno. Por vezes até, o País se via obrigado a importar mel da Argentina para suprir sua demanda interna.

Já em 2000, no entanto, com o início das sanções comerciais aos maiores produtores e exportadores mundiais de mel, no caso China e Argentina¹³, há uma significativa escassez do produto, provocando uma elevação no nível dos preços no mercado internacional (Gráfico 3), o que serviu de incentivo para que, como entende Paula (2008, p.70), “toda a produção fosse direcionada para a exportação, provocando uma redução do mercado interno da ordem de 50% em apenas 03 anos”. Este aumento no nível de preços no mercado internacional foi mensurado, conforme Pasin *et al.* (2012), da seguinte forma:

[...] no período de 2001 a 2003 as exportações brasileiras apresentaram um crescimento espetacular, onde o aumento do volume (em quilos) de mel exportado foi da ordem de 775,0% e o valor total, em dólares, alcançou um aumento superior a 1.600%. Já em 2004 o volume de mel (em quilos) exportado foi da ordem de 9,0% a mais que no ano anterior, porém o valor total em dólares caiu em aproximadamente 7,0%. (PASIN, *et al.*, 2012: 33)

Gráfico 3 – Preço internacional do mel (2000 – 2011) – Em US\$



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados estimados pela FAO (2010).

Em 2005, no entanto, com o fim do embargo e o retorno da China e da Argentina, houve um incremento na oferta para o mercado, fazendo os preços recuarem para níveis inferiores a 2002, porém acima da média histórica de US\$ 1.00/kg (PAULA, 2008). Ademais, deve-se acrescentar o fato de que, já em 2008, o preço do mel brasileiro no mercado

¹³ A China, maior produtora mundial deste produto, perdeu espaço no mercado internacional por usar produto químico (antibiótico clorofenicol) para controlar doença na colmeia. Já a Argentina, segundo país exportador, sofreu redução na sua participação no mercado internacional em função de medidas de antidumping adotadas pelos Estados Unidos. (PAULA, 2008: 76).

internacional atingiu um patamar superior ao observado no período de escassez do produto (2000/2004) e, desde então, vem seguindo com uma tendência crescente nos últimos anos.

É importante destacar que é justamente em razão dos embargos da União Europeia a China e Argentina que, no intervalo de cinco anos, o Brasil transforma-se no 5º maior exportador de mel mundial (PAULA, 2008, p. 66).

Em 2006, no entanto, ao mesmo tempo em que uma crise¹⁴ sem precedentes atinge a produção de mel dos Estados Unidos e da Europa, a União Europeia decretou o embargo às exportações do mel brasileiro, alegando “o fato de não haver no Brasil, segundo os europeus, diretivas para controle de resíduos, nos moldes exigidos por eles”, ou seja, o Brasil não havia cumprido os prazos de implementação no Plano Nacional de Controle de Resíduos – PNCR, conforme destaca Bruno de Almeida Souza, pesquisador da Embrapa Meio-Norte (RANGEL, 2012, p. 60).

Para Paula (2008, p. 66), “o mercado europeu representava, até então, o destino de 80% das exportações do mel brasileiro”. A apicultura brasileira viu-se então diante do desafio de redirecionar sua produção para outros mercados e manter a posição conquistada no ranque mundial de países exportadores.

O que se observou, no entanto, após o embargo da União Europeia às exportações brasileiras a partir de 17 de março de 2006, é que o Brasil conseguiu fechar o ano com um leve incremento de suas exportações, resultado do redirecionamento da sua produção da Europa, sobretudo da Alemanha, para os Estados Unidos e Canadá. (PAULA, 2008: 68)

A evolução do nível das exportações brasileiras de mel pode ser constatada nos dados da Tabela 5.

Tabela 5 – Brasil: Exportação de mel (2000 a 2011) –
Em US\$ (FOB) e Kg

Ano	US\$	Kg
2000	342.171	269.103
2001	2.826.839	2.489.214
2002	23.172.952	12.643.362

¹⁴ As abelhas estavam desaparecendo. Depois de muito debate, ainda não se chegou a uma conclusão definitiva sobre o sumiço das abelhas, mas acredita-se que tenha sido provocado por uma conjunção de fatores: o ataque de uma praga (a *Varroa destructor*, um ácaro), um vírus e o estresse das colmeias, provocado pelo excesso de movimentação a que eram submetidas nos EUA, para polinização de extensas culturas agrícolas. (RANGEL, 2012: 60).

Continua

Tabela 5 – Brasil: Exportação de mel (2000 a 2011) – Em US\$ (FOB) e Kg

Ano	US\$	Kg
2003	45.569.637	19.273.750
2004	42.386.237	21.037.118
2005	18.972.455	14.447.958
2006	23.372.924	14.601.908
2007	21.194.121	12.907.267
2008	43.571.114	18.271.294
2009	65.791.416	25.987.193
2010	55.055.677	18.632.149
2011	70.868.550	22.398.577

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados MDIC-SECEX (ALICEWEB, 2012).

A retomada no crescimento das exportações ocorreu em 2008, com remoção do embargo e a aceitação da União Europeia das certificações brasileiras comprovando a qualidade do seu produto. Ao que tudo indica, a imposição desse embargo comercial propiciou resultados mais positivos do que negativos, considerando que “várias cooperativas investiram na busca de certificações adicionais, como a de mel orgânico, hoje um dos motivos de sucesso das exportações do Nordeste”. Conforme destacam técnicos da EMBRAPA Meio-Norte, “o mel brasileiro é isento de defensivos químicos e as floradas estão em mata nativas, totalmente orgânicas, algo praticamente único no mundo”. (RANGEL, 2012, p. 60).

Colocando em cifras, com a retomada do crescimento nas exportações com início em 2008, houve um aumento em torno de 41,5% no volume exportado e 105,5% no valor total em dólares. Já em 2009 o Brasil atingiu o volume superior a 25 mil toneladas exportadas proporcionando um novo aumento de 42,0%, o que promoveu um acréscimo de 51,0% no valor total em dólares em relação ao ano anterior. No ano de 2010 o volume exportado recuou 28,3% alcançando o patamar semelhante a 2008, porém o valor total em dólares foi somente alvo de uma redução de aproximadamente 16% (Tabela 5).

Desta forma, fazendo um breve resumo acerca da participação brasileira no mercado internacional de mel, nos termos de Pazin *et al.* (2012), é possível inferir que esta pode ser dividida em cinco fases distintas, relacionando desde a política cambial, a oferta mundial de mel, bem como o comportamento dos compradores estrangeiros. Tais fases foram sintetizadas no Quadro 1.

Quadro 1 – Fases da participação brasileira no mercado internacional de mel

Fase	Situação
1ª Fase (1990-1994)	Destaca-se pelo saldo negativo na balança comercial com tendência a queda das importações nos anos de 1992 e 1994.
2ª Fase (1995-1999)	Período de valorização da moeda nacional frente ao dólar americano, com consequente estímulo à importação.
3ª Fase (2000-2004)	Período caracterizado, pelo estímulo à exportação em função da significativa queda na oferta do mel chinês e argentino no mercado internacional. Destaque-se ainda que a forte desvalorização no período que se seguiu de 2000 a 2002 também serviu de estímulo aos produtores de mel.
4ª Fase (2005-2007)	Retorno do mel chinês e argentino ao mercado internacional, aumento da produção mundial e embargo das exportações do mel brasileiro pela União Européia. O Brasil redireciona a sua produção para outros mercados, no caso, Estados Unidos e Canadá.
5ª Fase (2008-2010)	O volume exportado do mel brasileiro alcança patamares semelhantes aos obtidos na 3ª fase, tanto em termos de volume como na arrecadação de divisas, com destaque para o ano de 2009.

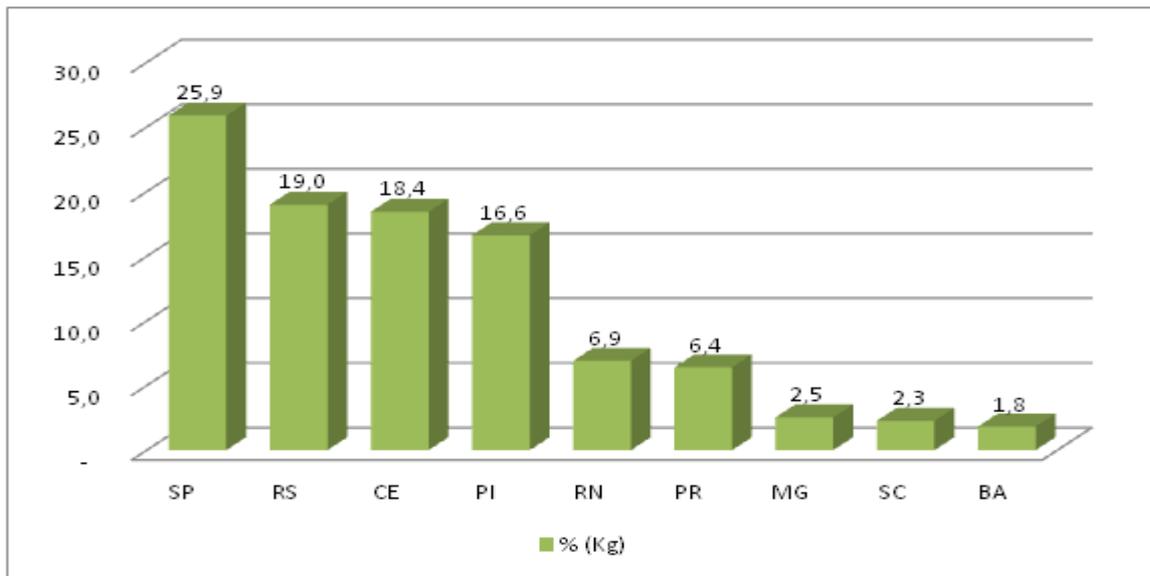
Fonte: Elaboração da autora com base em informações de Pazin *et al.* (2012: 35).

2.4 O mel natural no cenário nacional

Atendo-se agora à análise do desempenho dos estados brasileiros no concernente à exportação do mel natural, é possível observar que a participação de determinados estados (com destaque para a região Nordeste) foi objeto de uma alteração positiva que revela o expressivo aumento em volume exportado, sobretudo na última década.

Como é possível observar no Gráfico 4, o aumento da participação dos estados da região Nordeste redesenhou um novo quadro no mercado brasileiro de mel, haja vista o fato de que quatro dos nove estados da Região se destacaram na exportação do produto, sendo estes, o Ceará, com 18,4% do volume total exportado pelo País, Piauí, com 16,6%, Rio Grande do Norte, com 6,9% e Bahia, com 1,8%. Estes valores são referentes aos dados divulgados no sitio Aliceweb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) para o ano de 2011.

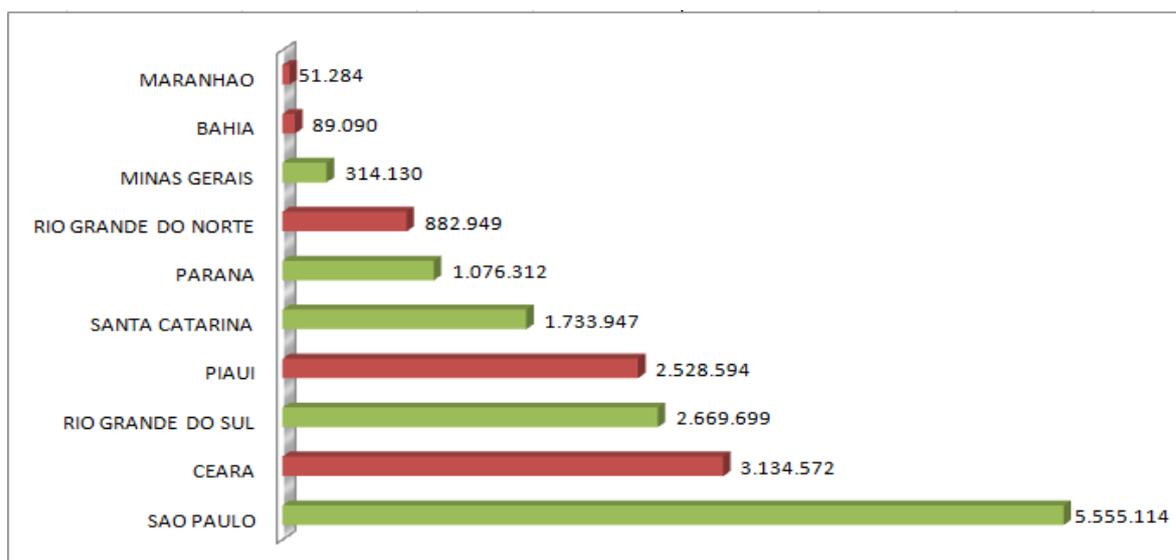
Gráfico 4 – Principais estados exportadores de mel (em volume) – 2011



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados do MDIC-SECEX (ALICEWEB, 2012).

Conforme informações divulgadas no *Diário do Pará* (2012), inicialmente, as regiões Sudeste e Sul foram pioneiras na produção de mel a partir do século XIX, com a chegada ao Brasil das primeiras abelhas vindas da Europa, para o Estado do Rio de Janeiro. Hoje, as duas regiões ainda são as principais produtoras, apesar do significativo avanço na produção nordestina. Efetuando-se uma média (em volume exportado) dos últimos sete anos (2005 a 2011), é possível observar que cinco dos dez principais estados exportadores se encontram na região Nordeste. (Gráfico 5)

Gráfico 5 – Volume médio exportado de mel, por estado (2005 – 2011) – Em Kg



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados do MDIC-SECEX (ALICEWEB, 2012).

Conforme dados do MDIC/AliceWeb (2012), pode-se destacar o fato de que estados como Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte, no início da série analisada (2000) nem mesmo produziam para o mercado exportador. Já em 2011, os referidas UFs exportaram cerca de 4.065, 3.664 e 1.522 toneladas, o que garantiu a posição de 3º, 4º e 5º lugares no grupo dos principais estados exportadores, respectivamente (Tabela 6). Segundo Pazin *et al.* (2012, p.35), o aumento da participação destes estados na pauta das exportações brasileiras de mel é resultado de uma ação conjunta que se constitui tanto da organização dos produtores e empresas da região, como também mediante o incentivo e o apoio governamental, contribuindo para que não só houvesse um incremento na produção de mel, mas também possibilitando, inclusive, que eles – produtores e empresas da Região – exportassem diretamente parte de seu produto.

Tabelas 6 – Exportação brasileira de mel dos principais estados e suas participações (%) (2000 – 2011) – Em Kg

Ano	Unid.	São Paulo	Rio Gde. Sul	Ceará	Piauí	Rio Gde. Norte	Santa Catarina	Outros	Total
2000	Kg	12.830	14	-	-	-	243.608	10.302	266.754
	%	4,81	0,01	0,00	0,00	0,00	91,32	3,86	100
2001	Kg	197.709	314	244.479	-	-	1.814.523	226.175	2.483.200
	%	7,96	0,01	9,85	0,00	0,00	73,07	9,11	100
2002	Kg	5.388.365	77.092	1.965.622	741.304	-	2.719.371	1.751.087	12.642.841
	%	42,62	0,61	15,55	5,86	0,00	21,51	13,85	100
2003	Kg	6.336.880	555.087	2.342.318	3.009.844	-	4.036.393	2.991.501	19.272.023
	%	32,88	2,88	12,15	15,62	0,00	20,94	15,52	100
2004	Kg	8.560.113	1.691.229	2.385.469	1.747.586	-	4.183.180	2.469.486	21.037.063
	%	40,69	8,04	11,34	8,31	0,00	19,88	11,74	100
2005	Kg	6.055.835	588.783	2.341.854	2.503.026	40.040	2.262.271	652.628	14.444.437
	%	41,93	4,08	16,21	17,33	0,28	15,66	4,52	100
2006	Kg	4.756.170	1.483.807	2.723.109	1.939.923	438.749	2.002.029	1.257.933	14.601.720
	%	32,57	10,16	18,65	13,29	3,00	13,71	8,61	100
2007	Kg	4.454.030	1.851.494	1.731.511	1.731.499	554.975	1.445.186	1.138.102	12.906.797
	%	34,51	14,35	13,42	13,42	4,30	11,20	8,82	100
2008	Kg	5.685.095	3.715.420	2.570.273	1.966.270	951.834	1.396.245	1.984.290	18.269.427
	%	31,12	20,34	14,07	10,76	5,21	7,64	10,86	100
2009	Kg	6.976.320	3.759.907	5.433.709	2.533.519	1.950.446	3.127.412	2.204.835	25.986.148
	%	26,85	14,47	20,91	9,75	7,51	12,03	8,48	100
2010	Kg	5.253.269	3.102.961	3.076.310	3.361.600	722.301	1.406.160	1.570.189	18.492.790
	%	28,41	16,78	16,64	18,18	3,91	7,60	8,49	100
2011	Kg	5.705.079	4.185.519	4.065.238	3.664.319	1.522.297	498.324	2.403.321	22.044.097
	%	25,88	18,99	18,44	16,62	6,91	2,26	10,90	100

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados do MDIC-SECEX (ALICEWEB, 2012).

Um dado que merece destaque se refere à participação do Estado de Santa Catarina nas exportações brasileiras de mel. Ainda em 2000, a participação desta UF ultrapassava os 90%, porém ao longo da década, o que se observa é uma queda vertiginosa neste índice, chegando ao nível de 2,2% em 2011 (Tabela 6). De acordo com Souza (2006, p.50), “a apicultura catarinense passa por um momento de transição. Há alguns anos, o estado de Santa Catarina era o maior produtor de mel do Brasil, mas a falta de tecnologia e fatores climáticos tiraram dos catarinenses esse título”.

Estendendo esta análise da perda da participação do Estado de Santa Catarina para as outras UFs da região Sul, no caso Rio Grande do Sul e Paraná, torna-se importante destacar que isto ocorreu quando se analisa a participação conjunta no valor total de mel exportado por estes estados. Enquanto em 2001, período em que houve um significativo aumento das exportações brasileiras em decorrência da escassez na oferta mundial (embargo das exportações da China e Argentina), estes estados representavam 77,9% das exportações do País, em 2011, sua participação nas exportações não alcançou os 28%.

Em contrapartida, estados como São Paulo, Ceará e Piauí tiveram suas participações nas exportações ampliadas ao longo da década. São Paulo ampliou sua participação de 9,5% em 2001 para 26,3% em 2011, enquanto Ceará e Piauí, conjuntamente, que exportavam cerca 8,4%,¹⁵ aumentaram sua participação para 35,3%, no mesmo período.

Outro fato curioso encontra-se quando se parte para a análise do mercado de mel comparando o volume produzido por alguns estados com seu total exportado (em volume). Enquanto São Paulo ampliou sua participação no mercado exportador, provavelmente exportando o mel produzido em outros estados da Federação, tendo em vista que o Estado no ano de 2011 produziu apenas cerca de 2.200 toneladas, porém exportou mais de 5.700 toneladas, quase três vezes mais do que produziu, em situação diversa encontra-se, por exemplo, o Estado do Rio Grande do Sul, que produziu quase 7.000 toneladas em 2011, mas exportou apenas pouco mais de 4.000 toneladas. Conforme Perez *et al.* (2012), esses valores são explicados, provavelmente, porque o referido Estado teve seu mel exportado por intermédio de firmas sediadas em outros estados, principalmente São Paulo, o que reforça a capacidade de suas empresas reunir um grande volume de mel de outros estados e responder de modo mais rápido e eficiente aos estímulos favoráveis do consumo internacional (Tabelas 6 e 7).

¹⁵ Destaque-se que esse percentual refere-se apenas às exportações do estado do Ceará, tendo em vista que no estado do Piauí, para este ano (2001), o MDIC contabilizou o valor zero para as exportações desse estado.

Tabela 7 – Produção brasileira de mel por Unidade Federativa (2000 a 2010) – Em Kg

Estado	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Rio Grande do Sul	5.815.448	6.045.420	5.604.663	6.777.865	7.317.410	7.427.944	7.819.993	7.364.965	7.418.327	7.155.221	7.098.492	6.985.275
Paraná	2.870.955	2.925.432	2.843.995	4.068.191	4.348.301	4.462.022	4.612.372	4.632.241	4.634.976	4.831.491	5.467.799	5.178.861
Piauí	1.862.739	1.741.078	2.221.510	3.146.358	3.894.437	4.497.392	4.195.910	3.483.109	4.143.804	4.278.146	3.262.456	5.107.769
Ceará	654.791	671.873	1.373.377	1.895.918	2.933.133	2.311.626	3.053.053	3.137.465	4.072.702	4.734.959	2.760.342	4.165.291
Santa Catarina	3.983.695	3.774.749	3.828.784	4.511.043	3.600.652	3.925.556	3.990.118	3.470.963	3.706.463	4.514.601	3.965.962	3.990.442
Minas Gerais	2.100.982	2.068.024	2.408.189	2.194.385	2.134.370	2.207.925	2.482.174	2.624.908	2.862.052	2.605.800	3.076.439	3.075.632
Bahia	520.908	688.105	873.278	1.418.628	1.494.713	1.775.414	2.046.930	2.199.615	2.194.679	1.922.081	2.396.863	2.646.399
Pernambuco	344.325	320.109	575.016	653.418	883.196	1.028.772	1.161.579	1.176.857	1.382.104	1.774.685	2.094.397	2.349.890
São Paulo	1.830.345	2.053.218	2.092.777	2.454.301	2.333.208	2.395.842	2.541.586	2.332.187	2.016.900	2.133.341	2.261.288	2.228.559
Maranhão	132.478	133.026	158.076	285.863	436.161	517.533	558.775	537.408	780.514	747.563	1.118.997	1.107.223
Rio Grande do Norte	171.084	160.749	247.048	372.791	515.215	447.882	585.366	611.393	1.065.455	1.107.409	885.835	904.106
Mato Grosso do Sul	302.786	340.363	334.428	407.471	365.589	450.614	485.325	641.149	646.222	430.482	512.417	686.486
Espírito Santo	176.655	179.725	275.957	312.455	352.626	333.494	403.224	306.683	330.929	366.625	467.955	462.926
Pará	83.354	78.285	91.621	149.385	199.419	223.597	261.159	359.308	397.423	354.688	401.656	413.895
Rio de Janeiro	405.556	385.255	359.672	374.715	367.146	335.041	377.934	320.364	314.627	317.775	350.575	382.860
Mato Grosso	191.547	188.188	174.845	241.112	300.089	374.786	365.006	346.339	493.879	315.021	428.035	379.281
Goiás	117.371	128.222	155.133	178.845	224.616	244.580	308.005	314.530	322.010	301.335	314.867	334.440
Paraíba	30.036	32.364	41.228	58.643	73.031	87.607	263.964	207.545	222.224	272.558	269.900	303.078
Alagoas	13.941	21.200	14.513	85.696	116.098	183.946	163.885	169.509	155.075	169.609	203.025	213.120
Rondônia	164.619	174.865	192.352	194.057	102.315	110.744	129.650	154.758	160.600	168.403	171.990	184.770
Tocantins	46.705	55.835	70.740	90.920	89.330	111.564	117.780	113.960	134.864	129.885	156.171	153.485
Roraima	4.720	4.720	12.530	70.000	121.800	202.240	160.351	129.815	132.530	133.125	133.560	132.135
Sergipe	17.806	31.000	55.960	50.343	55.207	60.744	73.462	75.522	135.613	136.611	124.713	114.375
Amazonas	498	505	600	1.018	1.043	1.043	1.085	1.152	19.040	21.392	45.449	48.394
Distrito Federal	20.000	14.060	19.060	24.500	26.430	27.479	31.478	30.605	36.084	37.860	35.265	16.050
Amapá	-	-	-	-	-	-	-	-	7.753	7.599	7.752	8.104
Acre	1.800	3.305	3.300	4.483	4.927	4.279	3.704	4.766	5.060	5.966	5.203	5.289
Total	21.865.144	22.219.675	24.028.652	30.022.404	32.290.462	33.749.666	36.193.868	34.747.116	37.791.909	38.974.231	38.017.403	41.578.135

Fonte: Elaboração da autora com base em dados do IBGE (2012) - Pesquisa da Pecuária Municipal

Por sua vez, a produção brasileira de mel no período correspondente aos anos 2000 a 2011 teve um aumento da ordem de 90,15%, sendo que as regiões Norte, Nordeste e Centro Oeste registraram aumentos mais expressivos, da ordem de 213,58%, 351,19% e 124,19%, respectivamente, com destaque para a região Nordeste, como é possível observar nos dados da Tabela 8.

Tabela 8 - Produção brasileira de mel, por Região, no período de 2000 a 2010 – Em Kg

Período	Região					Brasil
	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
2000	301.696	3.748.108	4.513.538	12.670.098	631.704	21.865.144
2001	317.515	3.799.504	4.686.222	12.745.601	670.833	22.219.675
2002	371.143	5.560.006	5.136.595	12.277.442	683.466	24.028.652
2003	509.863	7.967.658	5.335.856	15.357.099	851.928	30.022.404
2004	518.834	10.401.191	5.187.350	15.266.363	916.724	32.290.462
2005	653.467	10.910.916	5.272.302	15.815.522	1.097.459	33.749.666
2006	673.729	12.102.924	5.804.918	16.422.483	1.189.814	36.193.868
2007	763.759	11.598.423	5.584.142	15.468.169	1.332.623	34.747.116
2008	857.270	14.152.170	5.524.508	15.759.766	1.498.195	37.791.909
2009	821.058	15.143.621	5.423.541	16.501.313	1.084.698	38.974.231
2010	921.781	13.116.528	6.156.257	16.532.253	1.290.584	38.017.403
2011	946.072	16.911.251	6.149.977	16.154.578	1.416.257	41.578.135
Var. % 2000-2011	213,58	351,19	36,26	27,50	124,20	90,16

Fonte: Elaboração da autora com base em dados do IBGE (2012) - Pesquisa da Pecuária Municipal.

Estes resultados positivos na produção de mel nas regiões Norte e Nordeste são justificados em razão dos seguintes fatores, como afirma Pazin *et al.*(2012: 35-36):

Estes aumentos expressivos na região Norte e Nordeste se devem aos incentivos financeiros juntamente com determinadas ações realizadas no final dos anos 90, que proporcionaram uma capacidade de investimento considerável na atividade apícola destas regiões, bem como a própria inclusão do mel da região no programa da Agência de Promoção de Exportações (APEX), como produto com potencial para o mercado externo e a implantação de programas de fomento.

Acrescente-se ao que foi destacado o fato de o Brasil possuir uma mata nativa propícia ao desenvolvimento da atividade apícola e com capacidade e potencial de aumento na produção de mel de qualidade, como é possível observar nas estatísticas da produção nacional. Ademais, vale ressaltar que o rápido e contínuo aumento da produção em determinadas regiões do País ocorreu na “presença de apicultores que possuem pouco conhecimento, poucos recursos tecnológicos e uma embrionária cultura associativista”, o que, por sua vez, apenas contribuiu para que as colméias brasileiras deixassem de alcançar níveis de produtividade semelhantes às dos maiores produtores de mel natural (PAZIN, 2012, p. 37).

Pazin *et al.* (2012, p. 36) entendem que “a apicultura é o setor que possui o maior número de beneficiários em projetos realizados pelo Serviço Brasileiro de Apoio à Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE)”. Traduzindo isso em números, “são mais de 39 programas, 10 com a participação de 418 municípios, 12.875 apicultores, 283 associações e 42 cooperativas, sendo que o valor total investido pelo SEBRAE e parceiros no período de 2006 à 2008 foi de aproximadamente R\$ 55.502.025,00”.

Conforme dados da Pesquisa da Pecuária Municipal realizada pelo IBGE, em 2011, dentre os dez principais estados produtores de mel natural, cinco pertencem à região Nordeste – Piauí, Ceará, Bahia, Pernambuco e Maranhão. O expressivo aumento na produção proporcionou a estas UFs a conquista do 3º (terceiro), 4º (quarto), 7º (sétimo), 8º (oitavo) e 10º (décimo) lugares no ranque nacional de produção de mel (Tabela 7).

CAPÍTULO 3

3 MATERIAL E MÉTODOS

A Econometria, nos termos do economista estadunidense Paul Samuelson (1915 – 2009), “pode ser definida como a análise quantitativa de fenômenos econômicos concretos, baseada no desenvolvimento simultâneo de teoria e observação, relacionadas por métodos de inferência adequados”. É com base na definição ora expressa que este capítulo serve como instrumental básico para se oferecer alguns conceitos-chave que serão de suma importância para o desenvolvimento daquele que é objeto deste ensaio acadêmico. Desta forma, além da apresentação da natureza e fonte dos dados a serem analisados de breve exposição do modelo teórico, que servirá para definir restrições sobre as equações do modelo, serão trazidas ainda algumas definições pertinentes, tais como, o que é uma série temporal estacionária, um teste de raiz unitária, um passeio aleatório e uma série temporal integrada.

3.1 Natureza e fontes dos dados

A análise é realizada com dados de origem secundária, sendo estes distribuídos em frequência mensal no período que se estende de janeiro de 2000 a dezembro de 2011, tendo como marco teórico o modelo de economia aberta (IS-LM-BP)¹⁶. As variáveis que compõem o conjunto de dados na formulação do modelo são: exportação de mel brasileiro (x_{mel}); taxa de juros (t_{jur}); renda mundial (y^*) e taxa de câmbio (t_{camb}). Destaque-se ainda o fato de que todas as variáveis são trabalhadas em logaritmo natural, dada a praticidade na estimação das elasticidades parciais.

A série exportação de mel (x_{mel}) foi compilada do *site* do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior (MDIC/SECEX) e deflacionada pelo IPA, Índice de Preços por Atacado dos Estados Unidos (EUA), divulgado pelo Fundo Monetário

¹⁶ O Modelo de Economia Aberta (IS-LM-BP) é uma representação simplificada de “como se dá o equilíbrio do nível de renda em uma economia aberta e como as políticas econômicas, sob diferentes regimes cambiais, afetam o mencionado equilíbrio”. O esquema IS-LM-BP é constituído pelas curvas IS (do inglês *Investment-Saving*), que mostra a condição de equilíbrio no mercado de bens; LM (do inglês *Liquidity Money*), que representa o equilíbrio no mercado de ativos; e a curva BP, que representa os pontos de equilíbrio do Balanço de Pagamentos (BITTENCOURT, 2007, p. 139; VASCONCELOS; LOPES, 2000).

Internacional, *International Financial Statistics* (FMI/IFS), para preços constantes de dezembro de 2011. A escolha do IPA como deflator decorre primordialmente, de ele exprimir em sua composição a variação dos preços dos bens transacionáveis.

A taxa de juros real (t_{jur}) utilizada foi a Selic, fixada pelo Comitê de Política Monetária do Banco Central (Copom), descontada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo que ambas as séries foram compiladas do sítio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADData).

A opção pelo uso da Selic decorre, sobretudo, do fato de esta ser a taxa básica usada nas operações entre os bancos, exercendo, por isso, grande influência sobre os juros de toda a economia. Em linhas gerais, a Selic é uma espécie de teto para os juros pagos pelos bancos nos depósitos a prazo. A partir dela, os bancos também definem quanto cobram em empréstimos a empresas e pessoas físicas. Definida em reuniões mensais do Copom (Comitê de Política Monetária), este, por sua vez, é formado por um colegiado composto por diretores do Banco Central (com direito a voto), assessores e chefes de departamento da instituição (BCB, 2012).

A renda mundial (r_{mund}), por sua vez, é a soma das rendas dos principais países importadores do mel brasileiro (Alemanha, Canadá, Estados Unidos e Reino Unido), deflacionada pelos seus respectivos Índices de Preço no Atacado (IPA's), tendo em vista que os mesmos responderam, em média, por cerca de 88,8% de todo o mel exportado no período de 2000 a 2011. É importante frisar que, como os dados dos respectivos PIB's estão dispostos apenas trimestralmente, desta forma, se considerou uma taxa de crescimento constante a cada três meses para que os mesmos fossem transformados em uma série mensal, conforme metodologia de Nakabashi, Cruz e Scatolin (2008). Destaque-se o fato de que os PIB's dos países supracitados foram compilados dos seguintes sítios: *U.S. Department of Commerce - Bureau of Economic Analysis*, *Statistics Canada* e *European Commission – Eurostat*.

E, finalmente, como uma *proxy* para a taxa de câmbio, este trabalho se propôs a formular uma série para a taxa de câmbio efetiva real (t_{camb}). É de conhecimento corrente que a taxa de câmbio é uma das variáveis econômicas mais importantes no trato das relações de comércio internacional, haja vista que a mesma intermedeia a compra (importação) e venda (exportação) de todos os bens e serviços transacionáveis de um país com o resto do mundo.

Nos termos de Lamas (2006, p. 71), “na medida em que um país comercializa bens e serviços com vários países, a taxa de câmbio real (bilateral) pode ser substituída pela taxa de câmbio efetiva real (multilateral)”. O uso desta taxa mostra-se mais adequado, considerando que, em seu cálculo, existe a ponderação da participação de cada parceiro comercial, “resultando num indicador mais adequado de competitividade”.

Para a metodologia de cálculo considerou-se uma taxa de câmbio efetiva real cotada de forma direta, ou seja, quantidade de moeda nacional por unidade de moeda estrangeira, transformada em índice¹⁷. Destaque-se a ideia de que, “quanto maior (ou menor) é este índice, mais (ou menos) desvalorizada está a moeda doméstica em termos reais.” (LAMAS, 2006, p. 72)

A seguir, foram estabelecidas as ponderações dos quatro países que são os maiores parceiros comerciais – Alemanha, Canadá, Estados Unidos e Reino Unido – por destino das exportações, em valor, no período jan./2000 a dez./2011, com dados da AliceWeb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio exterior.

A principal razão para o limite no número de países decorre do fato de o peso destes corresponder, em relação ao total de exportações, a uma média de aproximadamente 88,8%, com um máximo de 97,9% e um mínimo de 79,8%, o que garante boa representatividade.

Outro importante passo na construção de uma taxa de câmbio efetiva real é a escolha do deflator mais adequado. Para tanto, respeitando-se as restrições quanto à disponibilidade e uniformização dos dados para cada país, utilizou-se os Índices de Preços por Atacado (IPA) conforme a metodologia de instituições brasileiras, como o IPEA.

De tal modo, a fórmula utilizada para calcular o índice taxa de câmbio efetiva real pode ser representada por:

$$TCER_t = \frac{\prod_{i=1}^4 (e_{it} P_{it}^*)^{w_{it}}}{P} \quad (1),$$

em que

$$\sum_{i=1}^4 w_{it} = 1 \text{ e } w_{it} \geq 0$$

$TCER_t$ – Taxa de câmbio efetiva real no período t ;

Π – operador do produtório;

¹⁷ A transformação em índice é necessária, em razão da inexistência de unidade de medida da variável taxa de câmbio efetiva real. (LAMAS, 2006, p. 72).

w_{it} – o peso do país i em relação aos quatro países no período t ;

e_{it} – taxa de câmbio nominal do país i no período t ;

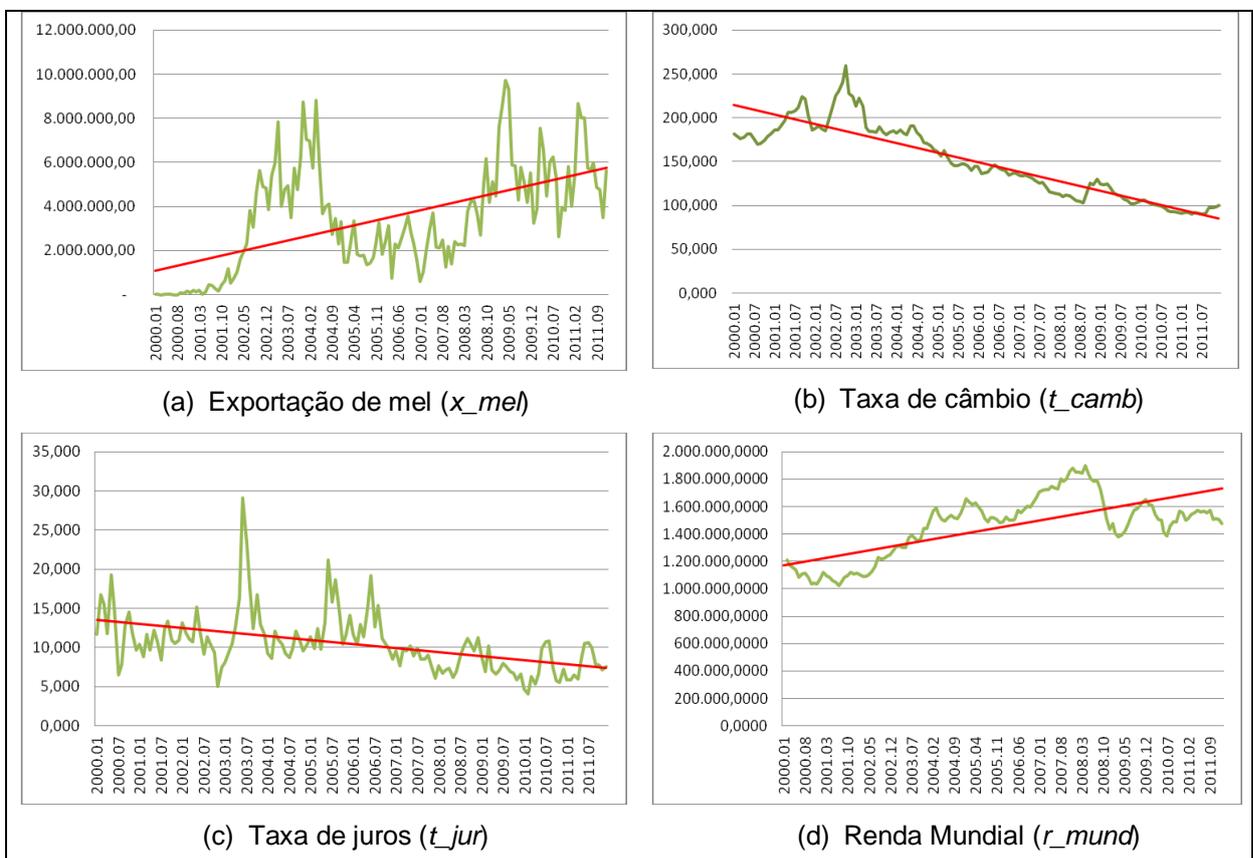
P^* - nível de preços do país i no período t ; e

P_{it} - nível de preços do Brasil no período t .

Para uma análise prévia e visual dos dados expressos neste estudo, os Gráficos *a*, *b*, *c* e *d*, dispostos na Figura 1, demonstram evolução das quatro séries temporais mensais (x_mel , t_camb , t_jur , r_mund) para o período de 2000 a 2011, correspondendo a um total de 144 observações para cada série.

Conforme a orientação dos livros-texto de Econometria, uma representação gráfica dos dados é geralmente o primeiro passo para análise de séries temporais e a primeira impressão que se tem é de que todas as séries, embora não uniformes, parecem tender para cima ou para baixo. Na verdade, como será possível provar por meio de testes específicos, todas estas (em nível) são séries temporais não estacionárias.

Figura 1 – Evolução das séries (x_mel , t_camb , t_jur , r_mund) com linhas de tendência, período 2000 a 2011



Fonte: Elaboração da autora (2013).

O estudo empírico foi realizado com arrimo nos gráficos e regressões econométricas utilizando o modelo de correção de erros (VEC) para analisar o impacto das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações do mel brasileiro. Cabe destacar a ideia de que, como suporte para a análise econométrica, foram utilizados “pacotes” econométricos como o *Eviews* 5.0 e o *JMulti*.

3.2 Modelo Teórico ¹⁸

Consoante a inteligência de Maia e Lima (2004, p.7), a análise de um modelo econométrico estrutural deve, necessariamente, ter por base seu arcabouço teórico. Este, por sua vez, tem como objetivo primordial “captar os efeitos marginais e as elasticidades das interações de variáveis exógenas em relação às variáveis endógenas”. Desta forma, cada grupo de modelos será considerado mais adequado, ou não, para responder a determinados questionamentos, haja vista o consenso quanto a não existência de um modelo que seja universalmente aceito.

Assim, para a esta análise, será utilizado como arcabouço teórico o modelo de economia aberta (IS-LM-BP), conforme Ramalho e Targino (2004). Atenta-se para o fato de que na visão keynesiana simplificada, o objeto de destaque está na introdução imediata do setor externo como elemento da demanda agregada por meio das exportações, bem como de um elemento de vazamento da renda, as importações, fechando com sinais positivo e negativo, respectivamente, a balança comercial de uma economia.

Enquanto o primeiro componente da balança comercial, as exportações (X), depende fundamentalmente da renda do resto do mundo (Y^*) e da taxa de câmbio (θ), o segundo elemento, as importações, é considerado como função crescente apenas da renda interna, numa proporção fixa, dada pela propensão marginal a importar (m).

Assim, com as alterações na curva IS, a representação da curva LM e as funções de exportação e importação podem ser escritas como segue:

$$\text{IS: } Y = C(Y_d) + I(r) + G + (X - M); \quad (2),$$

¹⁸ O modelo teórico ora apresentado teve como literatura de referência Froyen (1999, p. 580-585) e Ramalho e Targino (2004, p. 187-191).

em que $C + I + G$ corresponde ao total da absorção interna ou doméstica e $(X - M)$ o saldo em transações correntes. Acrescente-se que Y_d corresponde à renda disponível, I é o investimento endogenamente determinado pela taxa de juros real (r) e (G) os gastos governamentais. Já a curva LM é representada como segue:

$$\text{LM: } M^s/P = M^d(Y, i); \quad (3),$$

descrita pela equação (3) ela representa o equilíbrio no mercado monetário, sendo que o modelo determina, simultaneamente, a taxa de juros nominal (i) e o nível de renda real (Y). Com o nível de preços (P) constante, no entanto, a renda nominal será equivalente à renda real.

$$X = X(\theta; Y^x) \quad (4).$$

$$M = M(\theta; Y) \quad (5).$$

As equações (4) e (5) representam, respectivamente, a função exportação (X) que, por sua vez, está em função da taxa de câmbio (θ) e da renda externa (Y^x), e a função importação, que também se condiciona a mesma taxa de câmbio (θ) e a renda interna (Y).

Como é possível observar, esses são os efeitos da introdução do setor externo na curva IS. Quanto à curva LM, esta não será afetada pela introdução do mesmo setor, ou seja, a demanda de moeda continuará dependendo da renda (positivamente) e da taxa de juros (negativamente). Assim, sendo dada a oferta de moeda, a curva LM representará os pares (Y, r) que equilibram esse mercado.

Além das curvas IS e LM, porém, o modelo de economia aberta também deverá conter uma curva de equilíbrio do balanço de pagamentos, a chamada curva BP. Esta, por sua vez, representa todas as combinações de taxa de juros e renda que resultam em equilíbrio do balanço de pagamentos para uma dada taxa de câmbio.

A equação representativa da curva BP poderá ser escrita como segue:

$$X(Y^x, \theta) - M(Y, \theta) + F(r, r^x) = 0 \quad (6)$$

Da equação (6), deve-se destacar o fato de que os dois primeiros termos correspondem à balança comercial (exportações líquidas) e o terceiro termo (F) diz respeito à entrada líquida de capitais autônomos.

Voltando-se para análise do balanço de pagamentos, este estará em equilíbrio quando a soma do saldo em conta corrente (C_c) com o saldo da conta de capital (C_k)¹⁹ for zero. Tal exposição pode ser representada como segue, conforme Ramalho e Targino (2004, p. 188):

$$C_c + C_k = 0 \quad (7).$$

O saldo da conta corrente de um país corresponde à diferença entre as suas exportações de bens e serviços (X) e as suas importações (M). Quanto ao saldo da conta de capital, esta, por sua vez, corresponde à diferença entre as entradas (E_k) e as saídas de capitais (S_k), sendo expressas a seguir:

$$(X - M) = - (E_k - S_k) \quad (8).$$

Com apoio na equação (8), é possível inferir que o modelo BP determina as relações de dependência entre o saldo de conta-corrente ($X - Z$) e seus principais determinantes, ou seja, a taxa de câmbio real efetiva (E_f), a renda externa (Y^x) e a renda interna (Y), podendo ser representada como segue:

$$C_c = f(E_f, Y^x, Y) \quad (9).$$

Fazendo breve digressão acerca da taxa de câmbio real efetiva, sua importância está vinculada ao fato de um país não possuir apenas um parceiro comercial, mas transacionar com vários. Desse modo, a taxa de câmbio efetiva pode ser entendida como a média ponderada das várias taxas de câmbio reais, com seus pesos definidos de acordo com a importância de cada parceiro no comércio exterior (IPEADData, 2012)²⁰.

Conforme o modelo descrito no início do capítulo, a taxa de câmbio efetiva real pode ser representada conforme a Equação 1, porém, de forma genérica para um “infinito” número de parceiros comerciais.

De tal modo, se entende a desvalorização real da taxa de câmbio como sendo a redução oficial do preço da moeda de um país em relação à moeda estrangeira. O resultado disso, conforme preconiza a literatura, será o encarecimento dos bens e serviços produzidos

¹⁹ A conta-corrente agrupa três categorias de contas: a balança comercial, a balança de serviços e as transferências unilaterais. Por sua vez, a conta capital registra os fluxos de investimento direto, investimento em carteiras e empréstimos financeiros (RAMALHO; TARGINO, 2004, p. 188).

²⁰ IPEADData – Definição disponível em: www.ipeadata.gov.br

no Exterior em relação aos produzidos no país, estimulando as exportações e restringindo as importações.

Com efeito, em condições normais, uma desvalorização real da taxa de câmbio aumenta o saldo comercial e de serviços não fatores²¹, sendo por isso considerada o mais eficaz dos mecanismos de correção de déficit em conta corrente. Assim, conforme Ramalho e Targino (2004, p. 189), este modelo descreve uma relação de dependência, tanto das exportações como das importações, em função da variação da taxa de câmbio, sendo a primeira de ordem direta e a segunda inversa.

A renda externa (Y^x), por sua vez, é um dos principais indicadores responsável pelas exportações domésticas, atuando diretamente sobre a demanda dos outros países, considerando-se a demanda por bens normais. Logo, é descrita uma relação direta entre as exportações locais e a renda externa. Quanto à renda interna (Y), esta é responsável pela demanda das importações locais. Assim, um aumento da renda de um país proporcionará um aumento da demanda por bens produzidos no Exterior, induzindo a um aumento das importações (RAMALHO; TARGINO, 2004).

Com arrimo no exposto, é possível representar as relações entre o saldo da conta-corrente e suas principais variáveis explicativas com amparo nas equações a seguir:

$$C_c = X - M \quad (10).$$

$$C_c = X(E_f, Y^x) - M(E_f - Y) \quad (11).$$

Como é possível observar, as equações demonstram que as exportações dependem da taxa de câmbio real efetiva (E_f) e da renda externa (Y^x), exercendo relação direta com ambas as variáveis; e as importações dependem da mesma taxa de câmbio real efetiva (E_f) e da renda interna (Y), exibindo uma relação inversa com uma variável e direta com a outra, respectivamente. A formalização destes aspectos pode ser expressa como segue:

Função importação: $M = M(E_f, Y)$, sujeita às restrições $\frac{\delta M}{\delta E_f} < 0$ e $\frac{\delta M}{\delta Y} > 0$; e

Função exportação: $X = X(E_f, Y^x)$, sujeita às restrições $\frac{\delta X}{\delta E_f} > 0$ e $\frac{\delta X}{\delta Y^x} > 0$.

²¹ Serviços não fatores refere-se a uma das contas do Balanço de Pagamentos (Conta do Produto Interno Bruto) que corresponde as transações de compra e venda de serviços (bens intangíveis), podendo-se destacar, o pagamento de fretes, seguros, gastos com turismo e viagens internacionais, bem como os chamados serviços governamentais, que são gastos com embaixadas, consulados e outras representações no Exterior (FERREIRA, 2013, p.3; VASCONCELOS; LOPES, 2000, p. 32-34).

Uma vez expressas as principais relações do modelo de economia aberta IS-LM-BP, como a exportação de mel compõe a pauta das exportações brasileiras, doravante se espera que as relações expostas no modelo do mercado externo se mantenham para este caso em particular.

Por fim, pode-se mostrar a função exportação de mel natural como uma função linear nos logaritmos com um componente estocástico (ε_t):

$$\ln(X_M) = \beta_0 + \beta_1 \ln(E_f) + \beta_2 \ln(r) + \beta_3 \ln(Y^x) + \varepsilon_t \quad (12),$$

em que, as constantes β_1 , β_2 e β_3 são os coeficientes de elasticidade parcial da função de demanda mundial de mel brasileiro.

Economicamente, é possível dizer que a elasticidade expressa uma relação entre duas variáveis funcionalmente inter-relacionadas. O seu conceito, não necessariamente, abrange aspectos apenas microeconômicos, mas pode estar associado também a aspectos macroeconômicos, ou seja, o conceito está relacionado tanto às relações entre o preço e a quantidade demandada (ou ofertada) de um bem, como àquelas relacionadas aos níveis de renda e de importações de um país, como é caso deste trabalho.

Para assinalar os sinais esperados na função objetivo, é importante destacar o papel preponderante exercido pela taxa de câmbio sobre o desempenho das exportações. Em outros termos, estas dependem basicamente da elasticidade-câmbio que, se considerando tudo o mais constante, espera-se que a relação entre essas variáveis seja diretamente proporcional; ou seja, uma depreciação cambial tende a melhorar o desempenho das exportações, sendo esta, simplesmente, uma resposta à Lei da Demanda.

Além da elasticidade das exportações em função da taxa de câmbio, sabe-se que a quantidade demandada de um bem recebe também influência dos preços externos, bem como da renda externa. Neste caso, espera-se também que a relação entre essas variáveis (exportação e renda externa) seja diretamente proporcional. Assim, um aumento no nível de renda externa proporcionará um aumento na demanda por produtos importados, favorecendo assim a balança comercial por meio do crescimento das exportações.

Voltando-se para análise da elasticidade-juros, esta, por sua vez, está inversamente relacionada às exportações. Conforme, no entanto, destacam Nakabashi *et al.* (2008, p. 441- 42), a existência de segmentos exportadores diferentes (a exemplo daqueles baseados em recursos naturais, trabalho, escala, diferenciação e ciência) por terem estruturas de mercado distintas, é de se esperar que sejam alvo de impactos diferenciados sobre os juros.

Em linhas gerais, é possível assegurar que “segmentos compostos por empresas de maior porte consigam obter financiamento externo com maior facilidade, ou seja, o impacto de uma elevação dos juros sobre o seu desempenho seja menor”. (NAKABASHI *et al.*, 2008, p. 441- 42).

3.3 Métodos de análise

Nos termos de Gujarati (2000, p. XXVI), “econometria significa, literalmente, medida econômica”. E, embora tal medida tenha um elevado grau de importância, a sua finalidade vai bem além disso, conforme destaca o economista americano Paul Samuelson, ganhador do Prêmio Nobel em 1970:

[...] econometria pode ser definida como a análise quantitativa de fenômenos econômicos concretos, baseada no desenvolvimento simultâneo de teoria e observação, relacionadas por métodos de inferência adequados. (SAMUELSON, 1954 *apud* GUJARATI, 2000, p. XXVI).

De outra forma, a Econometria também é usada para explicar fatos passados, testar teorias e prever resultados de políticas ou eventos futuros. Tais objetivos são importantes, na verdade, porque constituem a essência do trabalho do economista, mas os modelos devem estar economicamente respaldados pela Teoria Econômica, de modo a evitar problemas de endogeneidade, regressão espúria, omissão de variáveis, entre outros.

Tomando-se por base o que se pretende analisar, que é a economia de séries temporais, alguns conceitos-chave devem ser destacados, tais como o que é uma série temporal estacionária, bem assim outros conceitos afins como, raiz unitária, passeio aleatório e série temporal integrada.

Inicialmente, Gujarati (2000, p. 719), ao conceituar estacionariedade, diz que “um processo estocástico é estacionário se suas médias e variâncias forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada.”

De outro modo, uma série temporal é não estacionária, “se sua média, ou variância, ou ambas variam com o tempo”. (GUJARATI, 2000, p. 719).

Assim, o grau de importância da estacionariedade de uma série está intimamente relacionado ao tipo de análise que será possível realizar com ela, ou seja, “se uma série

temporal for não estacionária, só será possível estudar o seu comportamento para o período considerado”, isto é, não será possível fazer previsões futuras acerca da série. (GUJARATI, 2006, p. 640).

Outro importante conceito no estudo de séries temporais refere-se ao processo puramente aleatório, também chamado de ruído branco.

Diz-se que um processo estocástico é puramente aleatório “quando a sua média é zero, a variância σ^2 é constante e ele é serial não correlacionado” a exemplo do termo de erro “ u_t ”, discutido no modelo clássico de regressão linear [ou seja, $u_t \sim N(0, \sigma^2)$]. (GUJARATI, 2006, p. 640).

Além do exposto, a literatura permite ainda distinguir dois tipos de passeio aleatório: o primeiro corresponde ao passeio aleatório sem deslocamento, podendo ser representado pela expressão ($Y_t = Y_{t-1} + u_t$) – observe que o modelo não traz um termo constante ou intercepto; e o segundo é o passeio aleatório com deslocamento, representado por ($Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t$) – o modelo possui um termo constante.

Deve-se destacar o fato de que ambos os modelos, passeios aleatórios com e sem deslocamento, são considerados processos estocásticos não estacionários.

Aproveitando o ensejo e voltando-se à análise dos processos estocásticos integrados, ainda conforme Gujarati (2006, p. 645), “o modelo de passeio aleatório não passa de um caso específico de uma classe mais geral de processos estocásticos conhecidos como processos integrados”.

Assim, ao se analisar uma série temporal não estacionária, destaque-se que a maioria das séries históricas trabalhadas em Economia expressa esta característica, que deve ser diferenciada d vezes para que se torne estacionária e, neste caso, diz-se que a série temporal é integrada de ordem d , ou $Y_t \sim I(d)$. Se, porém, uma série temporal não precisa ser diferenciada para que se torne estacionária, esta será integrada de ordem zero ou $Y_t \sim I(0)$.

3.3.1 Estacionariedade

Quando o objetivo de um estudo tem como foco a análise de séries temporais, a hipótese implícita esperada de que os dados das séries sejam estacionários. Desta forma, Stock e Watson (2004, p. 303) resumem a ideia acerca da estacionariedade da seguinte forma:

A análise de regressão de séries temporais necessariamente utiliza dados do passado para quantificar relações históricas. Se o futuro puder ser igualado ao seu passado, então essas relações históricas poderão ser confiáveis para prever o futuro. Desta forma, a ideia de que as relações históricas podem ser generalizadas para o futuro é formalizada pelo conceito de estacionariedade.

Em termos “técnicos”, também é possível assinalar que um processo estocástico é estacionário se admitir as seguintes propriedades:

Sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. (GUJARATI, 2006, p. 639).

Assim, torna-se importante destacar que regressões entre séries temporais não estacionárias produzem resultados estatísticos não confiáveis, ou seja, a chamada regressão espúria. Neste caso, os testes de significância convencionais apontam a existência de relações entre variáveis que, de fato, não existem.

Um dos meios utilizados para verificar a estacionariedade (ou não estacionariedade) é o teste de raiz unitária. A análise mais detalhada dos principais testes será expressa nos tópicos a seguir.

3.3.1.1 Testes de Raiz Unitária

Para verificar se as séries encerram ou não raiz unitária, e a fim de determinar a ordem de integração entre variáveis, deve-se, primeiramente, testar a estacionariedade delas. Alguns testes amplamente utilizados em análise de estacionariedade de séries temporais são o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (1981), desenvolvido por David Dickey e Wayne Fuller, o teste de Phillips-Perron (1988), desenvolvido pelos economistas Peter C. B. Phillips e Pierre Perron e o Teste KPSS (1992), desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin, conforme serão dispostos nas seções a seguir.

3.3.1.1.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Também conhecido na literatura como estatística ou teste de τ (T), o Teste Dickey-Fuller tem em seu arcabouço o objetivo de testar a hipótese nula da presença de raiz unitária, ou seja, testar a estacionariedade de uma série temporal.

Conforme Gujarati (2006, p. 653 - 54), a aplicação do teste Dickey-Fuller envolve várias decisões. Para tanto, o teste deverá ser estimado de três formas distintas, ou seja, sob três hipóteses nulas.

$$(a) Y_t \text{ é um passeio aleatório: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (13).$$

$$(b) Y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento: } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (14).$$

$$(c) Y_t \text{ é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica: } \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (15),$$

em que t é o tempo ou variável de tendência. Em cada caso, a hipótese nula é que $\delta = 0$; isto é, há uma raiz unitária – a série temporal é não estacionária; e a hipótese alternativa é que $\delta < 0$ – a série temporal é estacionária, (GUJARATI, 2006, p.640).

No caso de a hipótese nula ser rejeitada, será possível inferir três situações, respectivamente, uma para cada hipótese testada:

(a) Y_t é uma série temporal estacionária com média zero, para a primeira hipótese;

(b) Y_t é uma série temporal estacionária com média diferente de zero $[=\beta_1 / (1 - \rho)]$, para a segunda hipótese; e

(c) Y_t é uma série temporal estacionária em torno de uma tendência determinística, para a terceira hipótese.

Deve-se destacar ainda o fato de que os pressupostos ora descritos se referem ao teste Dickey-Fuller com a pressuposição de que o termo de erro u_t seria não correlacionado. Caso, no entanto, o mesmo termo denote correlação, o teste a ser aplicado será o teste

²² Os autores do modelo calcularam os valores críticos da estatística τ (T) com base em simulações de Monte Carlo, porém em uma versão limitada. *A posteriori*, no entanto, MacKinnon preparou tabelas mais extensas que hoje em dia estão incorporadas em vários pacotes econométricos para computador. (GUJARATI, 2006, p. 653).

Dickey-Fuller Aumentado, uma extensão do primeiro, porém sendo acrescido dos valores defasados da variável dependente ΔY_t .

Especificamente, fazendo uso da equação (15), o Teste Dickey-Fuller Aumentado consiste em estimar a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

em que

Δ – é o operador de diferenças da variável em estudo, ou seja, $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$;

β_1 e β_2 – são os parâmetros que acompanha o intercepto e a tendência, respectivamente;

δ – é o parâmetro da variável defasada;

$\alpha_i \Delta Y_{t-i}$ – termo de diferenças defasadas para evitar problemas de autocorrelação existente nos resíduos; e

ε_t é um termo de erro de ruído branco puro.

A extensão do Teste Dickey-Fuller para o modelo $AR(p)$ detecta a presença de uma raiz autorregressiva unitária, testando-se as mesmas hipóteses, ou seja, a hipótese nula $H_0: \delta = 0$ e a alternativa $H_1: \delta < 0$, definidas anteriormente.

Caso a hipótese nula, porém, não seja rejeitada, sendo confirmada a hipótese da existência de raiz unitária na série, conforme Arêdes (2010, p. 98), “esta deve ser diferenciada e testada novamente para a presença de raiz na série em diferenças, seguindo a sequencia anteriormente apresentada, sendo realizadas d diferenciações até que o teste de raiz unitária seja rejeitado, e a ordem de integração da série indicada por $I(d)$ ”. Destaque-se a noção de que, caso a primeira diferença seja estacionária, se trabalha com a série em primeira diferença, sendo seu grau de integração igual a 1, ou seja, $I(1)$.

As vantagens na utilização do Teste de Dickey-Fuller Aumentado decorrem não somente em virtude de incorporar ao modelo defasagens à variável investigada, bem como pelo fato de ser possível introduzir o número de defasagens adequadas, utilizando, por exemplo, o critério de informação de Akaike (CIA) ou o critério de informação de Bayes, também chamado de critério de informação de Schwarz (CIS), conforme será possível observar em seções posteriores.

3.3.1.1.2 Teste de Phillips-Perron (PP)

Outro importante teste de raiz unitária, desenvolvido por Peter Phillips e Perron C. B. Pierre, é o chamado teste de Phillips-Perron (1988). Este teste destaca em seu arcabouço um diferencial em relação ao teste anteriormente apresentado (ADF) por ser passível de aplicação “sem a pressuposição de que o resíduo possui o comportamento de um ruído branco, ou seja, (...) propõem uma correção das estatísticas t calculadas, levando em consideração o fato de que os resíduos podem ser autocorrelacionados e apresentam heteroscedasticidade”. (AMIN; SEABRA, 2008, p. 5).

Assim, considerando que os detalhes da derivação desse teste fogem ao escopo deste trabalho, eles não serão exibidos, no entanto, vale salientar que as equações estimadas e os testes designados são idênticos aos de Dickey e Fuller e a interpretação também é análoga. Acrescente-se ainda o fato de que, da mesma forma que o primeiro teste, “o Teste de PP (1988) também define testes diretamente sobre os coeficientes do modelo, em vez de utilizar a estatística t , (...) sob a hipótese nula de raiz unitária”. (BUENO, 2011, p.106).

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

Além dos testes de raiz unitária retrocitados, outro importante instrumento utilizado para testar a estacionariedade de uma série econômica é o teste KPSS (1992). Conforme Shikida (2012, p. 74), “este teste surgiu como uma forma de diminuir a incerteza decorrente do baixo poder dos testes ADF e Phillips-Perron”, para casos em que seja confirmada a existência de quebras estruturais nas séries analisadas.

Ao contrário dos dois primeiros, a hipótese nula testada neste modelo é de estacionariedade da série, isto é, $H_0: Y_t \sim I(0)$, contra a hipótese alternativa da presença de raiz unitária, $H_1: Y_t \sim I(1)$. Conforme Bueno (2011, p. 111), a ideia dos autores é usar o teste complementando aos testes de raiz unitária tradicionais.

Para um melhor entendimento do teste, assume-se a ideia de que o processo gerador dos dados é definido por:

$$Y_t = x_t + u_t \quad (17),$$

em que $x_t = x_{t-1} + v_t$, $v_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma^2)$ e u_t é um processo estacionário.

A ideia é testar a variância do passeio aleatório x_t . Se essa variância for nula, então o processo é estacionário. Desta forma, a hipótese a ser testada será definida da seguinte forma:

$$H_0: \sigma^2 = 0$$

$$H_1: \sigma^2 > 0.$$

Acrescentando-se uma tendência determinística ao modelo, este passará a ser definido por:

$$Y_t = \mu + \delta t + x_t + u_t \quad (18),$$

em que x_t é um passeio aleatório ($x_t = x_{t-1} + v_t$), no qual $v_t \sim \text{i.i.d. } (0, \sigma^2)$, δt representa o termo de tendência e u_t é um processo estacionário.

Neste caso, o procedimento usual, conforme Bueno (2011, p.111-112), fará uso ainda, do Teste do Multiplicador de Lagrange (KPSS) para a hipótese nula, em que os valores críticos são baseados em resultados assintóticos, tabelados por KPSS. Assim, KPSS será definido por:

$$\text{KPSS} = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}^2}, \quad (19)$$

em que $\hat{\sigma}^2$ é a variância de longo prazo.

3.3.2 Especificação do Modelo

Nesta seção, realizam-se a escolha do número de defasagens, a seleção do modelo, com base nos resultados do teste de cointegração de Johansen e, finalmente, define-se o modelo a ser adotado, se VAR ou VEC, com suporte nos resultados do mesmo teste.

3.3.2.1 Seleção de defasagem

A definição do número de defasagens do modelo, bem como a escolha do melhor critério de informação, constitui uma etapa da estruturação deste tão importante quanto os testes para estacionariedade das séries delineados anteriormente. De acordo com Bueno

(2008, p. 167), “bom senso e parcimônia devem ser utilizados nesse processo, embora haja alguns procedimentos objetivos a seguir”.

O programa Eviews 5.0 oferece um conjunto critérios de seleção de modelos. Para o tipo de análise que será realizado, no entanto, dois critérios de informação mais comuns, ou usualmente aplicados, são os Critérios de Informação de Akaike (CIA) e Schwarz (CIS). Cabe, no entanto ao pesquisador, com base na análise prévia, decidir qual Critério utilizar.

O CIA e o CIS são métodos formais utilizados para seleção do número de defasagens de um modelo, que levam em consideração a soma dos quadrados dos resíduos (SQR), o número de observações (T) e o total de coeficientes estimados (K), incluindo o intercepto. É importante destacar, entretanto, que, “apesar da existência dos numerosos processos de seleção, nenhum dos métodos propostos pela literatura vigente é completamente satisfatório”. (FURLAN, 2009, p. XIII).

Assim, as equações que definem os critérios de informação supracitados são:

$$\text{CIA (K)} = \ln\left(\frac{\text{SQR(K)}}{\text{T}}\right) + \frac{2\text{K}}{\text{T}} \quad (20)$$

e

$$\text{CIS (K)} = \ln\left(\frac{\text{SQR(K)}}{\text{T}}\right) + \text{K} \frac{\ln \text{T}}{\text{T}} \quad (21).$$

Finalmente, Stock e Watson (2004, p. 311) entendem que há duas considerações práticas importantes na utilização de um critério de informação para estimar o tamanho das defasagens: a primeira, quando se leva em conta a existência de autorregressão. Neste caso, todos os modelos possíveis devem ser estimados com base na mesma amostra; já a segunda, quando há múltiplos previsores, um atalho conveniente é requerer que todos os regressores tenham o mesmo número de defasagens.

Bueno (2008, p.168), no entanto, destaca que enquanto o critério de Akaike superestima a ordem do VAR com probabilidade positiva, o critério de Schwarz “estima a ordem consistentemente sob hipóteses bem gerais, se o processo gerador de dados tiver uma ordem finita no VAR e se $p_{max} > p$, em que p é a verdadeira ordem do modelo”. Como costuma alertar a vasta literatura acerca do assunto, não se pode confiar totalmente nestes testes, pois o mais importante neste momento é o uso do bom senso do pesquisador.

3.3.2.2 *Teste de cointegração de Johansen*

Outro importante passo antes da definição do modelo a ser aplicado, se o VAR ou VEC, é a aplicação do teste de cointegração das variáveis, proposto por Johansen.

Nos últimos anos, os testes de cointegração demonstraram grande importância no estudo das Ciências Econômicas e Econômetrica. Tal importância reside no fato de permitirem testar a existência ou não de equilíbrio, ou relações de longo prazo entre as variáveis econômicas.

Existem, basicamente, três testes de cointegração: o teste de Engle-Granger (1987); o teste de Phillips-Ouliaris (1990) e, o mais recente, o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990). Este, por sua vez, passou a ser largamente utilizado com o aperfeiçoamento de diversos *softwares*.

Esse teste exprime como principal vantagem, comparativamente aos primeiros, o fato de, além de verificar se as variáveis são cointegradas, determinar o número de vetores de cointegração entre elas.

Desta forma, sendo as variáveis estacionárias, fato constatado por meio do teste de raiz unitária, ou sendo estas não estacionárias e não cointegradas de mesma ordem aplica-se o modelo VAR.

Caso, porém, elas sejam não estacionárias, porém cointegradas de mesma ordem, a metodologia a ser aplicada será o VEC (Vetor de Correção de Erros). Destaque-se que a existência ou não de cointegração e o número de vetores de cointegração resultam dos testes do Traço (λ_{trace}) e do Máximo Autovalor (λ_{max}), desenvolvido por Johansen (1988). Os detalhes de ambos os modelos, VAR e VEC, poderão ser visualizados em seções subsequentes.

3.3.2.3 *Definição do modelo a ser aplicado*

Antes da definição do modelo a ser aplicado, é importante evidenciar que o pesquisador deverá optar por um, entre três caminhos distintos, mas que em determinado momento estes poderão se cruzar. Tais caminhos são sintetizados a seguir.

1º Sendo constatada a estacionariedade das séries, o modelo a ser aplicado será o VAR (Vetor Autorregressivo);

2º caso se observe após o teste de raiz unitária, que as séries sejam não estacionárias, porém cointegradas, ou seja, são diferenciadas o mesmo número de vezes para se tornarem estacionárias, a metodologia a ser aplicada será o VEC (Vetor de Correção de Erros); e, finalmente,

3º se as séries são não estacionárias e não cointegradas de mesma ordem, estas devem ser diferenciadas até que se tornem estacionárias e, *a posteriori*, aplica-se o modelo VAR.

3.3.3 Modelo autorregressivo vetorial (VAR)

A estruturação de modelos econômicos, de forma geral, por demandar o uso de variáveis diversas, fizeram dos modelos univariados instrumentos limitados para sua formalização. É nesse contexto que o uso de vetores autorregressivos permitiu que se expressassem modelos econômicos completos com a possibilidade da estimação dos seus parâmetros.

Foi a partir da década de 1980 que Sims apontou uma alternativa ao uso de modelos estruturais multiequacionais, popularizando a metodologia VAR, que passou a ser largamente utilizada na análise de questões macroeconômicas.

Tal metodologia, apesar de se assemelhar à utilizada em modelos de equações simultâneas, apresenta como diferencial o fato de considerar diversas variáveis endógenas em conjunto, explicadas por seus valores defasados e pelos valores defasados de todas as demais variáveis endógenas do modelo. Destaque-se, ainda, que, em geral, não há variáveis exógenas nestes modelos (GUJARATI, 2006, p. 673).

De acordo com Ramalho e Targino (2004, p.194), a utilização desta metodologia possibilita atingir os seguintes objetivos:

- a) Avaliar o comportamento das variáveis em resposta a inovações individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer; e
- b) Decompor, historicamente, a variância dos erros de previsão para n períodos à frente, possibilitando a análise da importância de cada choque (em cada uma das variáveis), ocorrido no passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à sua previsão realizada no início do período.

As análises dos choques por meio das elasticidades de impulso/resposta e decomposição da variância dos erros de previsão mostram-se de forma mais detalhada, nas seções a seguir.

A priori, pode-se expressar um modelo autorregressivo de p -ésima ordem VAR(p) por um vetor com n variáveis endógenas, Y_t , que estão conectadas entre si por meio da matriz A , conforme segue:

$$AY_t = \omega_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (22)$$

em que

A – é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, Y_t ;

ω_0 – é um vetor de constantes $n \times 1$;

ϕ_p – são matrizes dos parâmetros de ordem $n \times n$; e

ϵ_t – é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si.

Assim, a equação (22) expressa às relações entre as variáveis endógenas resultante de um modelo econômico teoricamente estruturado (por isso o modelo também é apresentado sob a *forma estrutural*).

Conforme destaca Bueno (2011, p. 161-162), “por causa da endogeneidade das variáveis, esse modelo é normalmente estimado em sua *forma reduzida*”, isto é, estima-se um modelo no formato que segue:

$$Y_t = A^{-1} \omega_0 + \sum_{p=1}^z A^{-1} \phi_p Y_{t-p} + A^{-1} \epsilon_t \quad (23)$$

$$Y_t = \tau_0 + \sum_{p=1}^z \tau_p Y_{t-p} + A^{-1} \epsilon_t \quad (24)$$

em que

$$\tau_p \equiv A^{-1} \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t, \quad p = 0, 1, \dots, z \quad (25)$$

Assim, ainda conforme Bueno (2011, p. 164), “ao estimar um modelo na forma reduzida, perdem-se informações a tal ponto que, sem algumas hipóteses, normalmente decorrentes da teoria econômica, é impossível identificar os parâmetros estruturais, ou seja, é impossível recuperar os parâmetros do modelo original”.

Vale esclarecer que a recuperação dos parâmetros estruturais é de extrema importância, haja vista o fato de que, somente por meio destes, corretamente identificados, “é possível designar políticas econômicas cujos resultados estarão em conformidade com o esperado, do contrário, (...) a imposição de uma determinada política poderá alterar a trajetória das variáveis em razão das expectativas racionais”. (BUENO, 2011, p. 164).

3.3.3.1 Análise de decomposição da variância

Uma das formas de examinar os resultados de um modelo VAR é por meio da análise de decomposição da variância. Esta análise, em linhas gerais, é uma forma de dizer que percentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do tempo. Um exemplo prático com base nas variáveis que serão analisadas na execução deste trabalho seria responder ao seguinte questionamento: quanto da variação das exportações de mel do Brasil foi resultado das variações na taxa de câmbio, de juros ou da renda mundial, em termos percentuais?

Ambas as versões, VAR e VEC, que serão demonstradas adiante, permitem obter a Função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância do Erro de Previsão, tanto com suporte na forma convencional como em um modelo estruturado (ARÊDES, 2010, p. 99).

Assim, para demonstrar como este tipo de análise é realizada, transforma-se um modelo VAR em um Vetor de Média Móvel (VMA), “para verificar o efeito do choque em apenas uma variável sobre o sistema”, conforme metodologia de Enders (1995) *apud* Arêdes (2010, p. 99).

Na sua forma compacta, o VMA pode ser representado como segue:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (26),$$

em que y_t é o vetor das variáveis incluídas no modelo, ϕ representa os coeficientes da função de resposta a impulsos originados pelos choques e_{it} de cada variável, sob a hipótese de que os termos de erro possuem $E(e_i) = 0$, $Var(e_i) = \sigma^2$ e $Cov(e_i) = 0$.

Usando a equação (22) para expressar o erro de previsão em função de seus próprios resíduos:

$$y_t - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (27),$$

em que $y_{t+n} - E_{t+n} y_{t+n}$ corresponde ao erro de previsão n -períodos à frente, sendo y_t um vetor formado pelas variáveis endógenas x_t e z_t .

Voltando-se somente à série $\{x_t\}$, ainda conforme Arêdes (2010, p.100), a variância do erro pode ser decomposta em termos da série $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$, obtendo-se a decomposição da variância do erro de previsão a partir do erro de previsão n -períodos à frente, representado como:

$$y_t - E_t y_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{x_{t+n-i}} + \sum_{i=0}^{n-1} \phi_i \varepsilon_{z_{t+n-i}} \quad (28).$$

Denotando a variância do erro de previsão n -períodos à frente de x_{t+n} como $\sigma_x(n)^2$:

$$\sigma_x(n)^2 = \sigma_x^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \quad (29).$$

Como todos os valores de $\phi_{jk}(i)^2$ são necessariamente não negativos, $\sigma_x(n)^2$ cresce quando o horizonte de previsão n aumenta. Assim, conforme Enders (1995) *apud* Arêdes (2010, p. 100), é possível decompor a variância do erro de previsão $\sigma_x(n)^2$ para n períodos de previsão dado um choque em $\{e_{xt}\}$ e $\{e_{zt}\}$:

$$\frac{\sigma_x^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (30)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_x(n)^2} \quad (31),$$

em que $\sigma_x(n)^2$ é decomposto em termos das séries $\{x_t\}$ e $\{z_t\}$.

3.3.3.2 Função impulso-resposta

A função impulso-resposta, segundo Costa Júnior (2012, p.70), “define o comportamento das séries temporais integrantes do modelo tipo VAR, em virtude de choques ou mudanças provocadas pelas variáveis residuais”.

Uma característica importante de um vetor autorregressivo (VAR), conforme destaca Enders (1995) *apud* Freire Júnior (2009, p.47), é que ele pode ser transformado em um vetor de médias móveis (VMA), o que seguramente garante que menos parâmetros serão necessários para guardar a memória autorregressiva das variáveis.

Em suma, Siqueira (2007, p.70-71) descreve a ação e os efeitos desta função nos seguintes termos:

Uma função impulso-resposta traça o efeito de um choque ou inovação nos valores contemporâneos e futuros das variáveis endógenas do sistema. Se as inovações ε_t são contemporaneamente não correlacionadas, a interpretação da função impulso-resposta é direta. A i -ésima inovação ($\varepsilon_{i,t}$) torna-se simplesmente um choque na i -ésima variável exógena $y_{i,t}$. Entretanto, normalmente as inovações são correlacionadas, o que pode ser visto como a existência de componentes que não podem ser associados apenas a uma variável específica.

De forma prática, com apoio nessa função, será possível constatar as respostas do valor das exportações de mel a choques nos termos de erros das variáveis explicativas taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial. Esta análise é realizada, tendo em vista que, mesmo para os que têm a prática de uso deste modelo, a interpretação dos coeficientes individuais estimados do modelo VAR é de interpretação difícil (GUJARATI, 2006, p. 686).

3.3.4 Vetor de correção de erros (VEC)

Conforme preconiza a teoria, para que seja possível fazer inferências com o uso de séries temporais, faz-se mister que os estimadores obtidos possuam propriedades desejáveis, ou seja, que as variáveis do vetor autorregressivo sejam estacionárias. Se, no entanto, estas mesmas variáveis são não estacionárias, mas possuem uma dinâmica comum, é possível especificar um modelo VAR “mais completo” denominado modelo vetor de correção de erros – ou VECM (BUENO, 2011, p. 203). Um dos aspectos mais importantes desse modelo é que ele possui um significado econômico, pois se pode dizer

que suas variáveis, por possuírem uma dinâmica comum, têm um componente tanto de longo prazo como de curto prazo.

Para um melhor entendimento dessa terminologia, Engle e Granger (1987), *apud* Bueno (2011, p. 203) definem o que é cointegração:

Os elementos do vetor X_t , $n \times 1$ são ditos cointegrados de ordem (d, b) , denotados por $X_t \sim CI(d, b)$, se

- 1 todos os elementos de X_t são integrados de ordem d , ou seja, são $I(d)$; e
- 2 existe um vetor não nulo, β , tal que: $u_t = X_t' \beta \sim I(d - b)$, $b > 0$.

Em linhas gerais, a primeira condição indica que “todas as variáveis constantes de X_t devem ter a mesma ordem para que possam ser cointegradas”, ou seja, guardam uma relação de equilíbrio de longo prazo²³. E, formalmente, diz-se que existe equilíbrio de longo prazo quando $X_t' \beta = 0$, isto é, “o vetor β , chamado vetor de cointegração, define uma combinação linear entre os elementos de X_t perfeita no sentido de seguir uma tendência comum, sem desvio”. (BUENO, 2011, p. 204).

É importante destacar que, normalmente, ao se estudar séries econômicas, estas costumam ter ordem de integração menor do que 2, enquanto as séries estacionárias têm ordem de integração 0 (zero). Vale lembrar que a ordem de integração é o número das diferenças que deve ser aplicado à série para que ela se torne estacionária. A diferença $(d - b)$ é a ordem de integração da série resultante da aplicação do vetor β a X_t .

Assim, a forma de interpretar u_t torna-se interessante, porquanto, “se as variáveis são cointegradas, a aplicação do vetor β sobre essas variáveis vai gerar um resíduo cuja ordem de integração será menor que a ordem das variáveis originais”. Para exemplificar, suponha-se um modelo bivariado, cujas variáveis são integradas de ordem 1. Se essas variáveis cointegram, significa que o resíduo resultante de uma contra outra é estacionário, ou seja, de ordem 0. Economicamente, é possível inferir que existe uma relação de longo prazo entre elas (BUENO, 2011, p. 205).

Com arrimo no exposto, é possível inferir que a teoria de cointegração se preocupa fundamentalmente com dois aspectos práticos: o primeiro, testar os resíduos u_t para

²³ A expressão que se utiliza é “longo prazo”, porque as variáveis não são estacionárias e, portanto, têm uma tendência estocástica. Essa tendência estocástica justifica a designação de relação de longo prazo. Se a tendência estocástica for comum às variáveis, diz-se que existe um equilíbrio de longo prazo (BUENO, 2011, p. 204).

confirmar sua estacionariedade; e o segundo, sendo confirmada essa estacionariedade, usar essa informação para melhor ajustar o modelo VAR, passando a ser denominado de modelo VECM, uma vez que ele incorpora o erro de equilíbrio, justificando a denominação modelo vetor de correção de erros.

3.3.4.1 O modelo de correção de erros

O modelo vetor de correção de erros, conforme Bueno (2011, p. 212), é uma versão mais completa do VAR. Sua função básica é corrigir o problema da omissão de variáveis relevantes do modelo, quando da diferenciação destas, para torná-las estacionárias, ou eliminar a tendência estocástica de variáveis I(1).

Considerando agora, por exemplo, o caso quando se trabalha com duas séries, X_t e Y_t , e ambas são integradas de mesma ordem (ou cointegradas), outra maneira de eliminar a tendência é calcular a diferença $Y_t - \theta X_t$, sendo que θ representa o coeficiente de cointegração. Vale salientar que, “como o termo $Y_t - \theta X_t$ é estacionário, este pode também ser utilizado na análise de regressão”. (STOCK; WATSON, 2004, p. 377)

Desta forma, considerando as condições supracitadas, o modelo autorregressivo vetorial poderá ser representado como segue:

$$\Delta Y_t = \beta_{10} + \beta_{11} \Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{1p} \Delta Y_{t-p} + \gamma_{11} \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{1p} \Delta X_{t-p} + \alpha_1(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + u_{1t} \quad (32)$$

$$\Delta X_t = \beta_{20} + \beta_{21} \Delta Y_{t-1} + \dots + \beta_{2p} \Delta Y_{t-p} + \gamma_{21} \Delta X_{t-1} + \dots + \gamma_{2p} \Delta X_{t-p} + \alpha_2(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + u_{2t} \quad (33),$$

em que $Y_t - \theta X_t$ corresponde ao que é descrito na literatura como termo de correção de erros e a combinação das equações (32) e (33) corresponde ao modelo vetorial de correção de erros (VECM).

3.3.4.2 Análise de cointegração

Quando se trabalha com séries temporais, deve-se partir do princípio de que elas sejam estacionárias. O que acontece na prática, no entanto, não é exatamente isso,

principalmente quando se trata de variáveis econômicas, geralmente, são não estacionárias. (FREIRE JÚNIOR, 2010).

Desta forma, a cointegração parte do princípio que, “mesmo que as séries temporais sejam não estacionárias individualmente, podem ser estacionárias quando submetidas a uma combinação linear entre elas. Neste caso, sugere-se a existência de uma relação estável e constante no longo prazo”. (FREIRE JÚNIOR, 2009, p.44).

Para Engle e Granger (1987), *apud* Freire Júnior (2010, p.44), “se duas séries não estacionárias formarem um vetor de coeficientes que gerem resíduos estacionários, diz-se que estas séries cointegram. As séries não estacionárias são, então, ditas integradas de ordem 1 ($I(1)$), enquanto que as séries estacionárias são ditas de ordem zero ($I(0)$)”. Acrescente-se, ainda, a ideia de que todas as variáveis devem, necessariamente, ser integradas de mesma ordem $I(d)$ para que possam ser ditas cointegradas.

Johansen (1988) propõe um teste cuja metodologia é empreendida simultaneamente à estimação do modelo de cointegração, ou seja, “a metodologia permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração”.

O objetivo do teste é definir o posto da matriz Φ e, desta forma, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β . Para tal, Johansen propõe dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição.

O primeiro teste é o do traço, que assume como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r^*$ vetores. Formalmente,

$$H_0: r = r^*, \text{ contra } H_1: r > r^*.$$

A estatística do teste é representada pela seguinte expressão:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (34).$$

O segundo teste, por sua vez, é o teste de razão de verossimilhança. A hipótese nula desse teste é de que existem r^* vetores de cointegração; a hipótese alternativa é de que há r^*+1 vetores de cointegração:

$$H_0: r = r^*, \text{ contra } H_1: r = r^* + 1.$$

A estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{\max}(r) = -T \ln(1 - \tilde{\lambda}_{r+1}) \quad (35)$$

De forma geral, por meio deste teste, verifica-se qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Conforme Bueno (2011, p. 218), rejeitar H_0 significa que há mais um vetor de cointegração; e não rejeitar implica que há r^* vetores de cointegração.

Antes desta etapa, entretanto, outra importante decisão deverá ser tomada para uma melhor estruturação do modelo – a determinação cuidadosa da ordem de defasagens dos componentes autorregressivos. Esta decisão, por sua vez, deverá ser feita com base na combinação simultânea do melhor critério de informação com a ausência de autocorrelação dos resíduos.

Dificuldade maior, no entanto, poderá ser encontrada na determinação do modelo de cointegração, pois “pacotes” econométricos, como o Eviews, trazem cinco possibilidades em que se relacionam à existência de constante e tendência no nível do vetor X_t e no vetor de cointegração. Neste ponto, também, caberão o uso do bom senso e um conhecimento prévio da literatura que envolve o assunto para melhor embasar as escolhas do pesquisador.

3.3.5 Testes de estabilidade do modelo

Tradicionalmente, quando se trabalha com séries históricas, existe um risco de estas, ao longo do tempo, registrarem uma possível quebra estrutural, colocando em xeque a consistência dos valores estimados e tornando-os inadequados para prever os valores de estimadores futuros.

Entende-se por mudança estrutural qualquer mudança nos parâmetros do modelo ao longo do período analisado, podendo esta ser provocada por diversos fatores externos, como guerras, embargos econômicos, ou mesmo na política interna, como mudanças no sistema cambial, alterações no salário mínimo etc.

Com efeito, para testar a hipótese da existência ou não de quebras estruturais, foi utilizado na análise o Teste de Chow (1960), que recebeu o nome de seu criador e idealizador deste tipo análise.

O referido teste tem por objetivo analisar a possível existência de quebras potenciais, sob a perspectiva do teste de hipótese, envolvendo o teste de mudanças nos coeficientes da regressão, partindo do princípio de que a data da mudança é conhecida.

Uma vez detectada a presença de quebras estruturais, o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (ADF) deixa de ser a melhor opção para testar a estacionariedade das séries, sendo recomendada, neste caso, a aplicação de testes adicionais, como o Teste de KPSS (1992) e o de Phillips-Perron (1988), de modo a corroborar os resultados.

3.3.5.1 Teste de Chow

O estudo da quebra estrutural de um modelo deu-se inicialmente com Gregory Chow (1960), partindo do princípio de que a data da mudança estrutural é conhecida. Embora seja simplesmente uma aplicação do teste F (equação 36), a estratégia desenvolvida por Chow se resume na aplicação do teste aos coeficientes dos regressores, para testar a hipótese de que alguns de seus coeficientes serão diferentes, se comparados com diferentes subamostras do mesmo conjunto de dados (GUJARATI, 2006).

De acordo com Gujarati (2006, p. 222), as hipóteses que fundamentam o teste de Chow são duas:

- (a) $u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \sim (0, \sigma^2)$, ou seja, os termos de erro nas regressões dos subperíodos se distribuem normalmente, com média zero e variância constante (homoscedástica); e
- (b) os dois termos de erro, u_{1t} e u_{2t} , tem distribuições independentes.

Assim, conforme Gujarati (2006, p. 223), a mecânica do teste de Chow, com aplicação do teste F, tem por base o uso de um modelo restrito²⁴ (composto por toda a amostra) e modelos irrestritos (equações com dados dos períodos anteriores e posteriores à suposta quebra), sendo o referido teste definido por:

$$F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR})/k}{(SQR_{SR})/(n_1 - n_2 - 2k)} \sim F_{[k, (n_1 + n_2 - 2k)]} \quad (36),$$

²⁴ O termo “restrito” implica que a soma dos quadrados dos resíduos é obtida pela imposição da restrição de que as regressões dos subperíodos não são diferentes (SQR_R). Acrescente-se, ainda, que, a soma do quadrado dos resíduos sem restrição (SQR_{SR}) é definida pela soma de $SQR_1 + SQR_2$ com $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade (GUJARATI, 2006, p. 223).

em que

SQR_R – soma restrita dos quadrados dos resíduos da regressão de MQO da amostra completa;

SQR_{SR} – soma sem restrição dos quadrados dos resíduos de MQO das duas subamostras, com n_1 e n_2 dados; e

k – número de parâmetros da equação.

Assim, segue-se a análise da distribuição F com $gl = (k, n_1 - n_2 - 2k)$. Se o F calculado por meio da equação 36 exceder o valor crítico de F no nível escolhido α , rejeita-se a hipótese de que as regressões (obtidas das subamostras) são iguais, ou seja, rejeita-se a hipótese de estabilidade estrutural (GUJARATI, 2006, p. 222 – 224).

CAPÍTULO 4

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A previsão de variáveis econômicas é uma parte relevante da análise econométrica; para alguns, é considerada até a mais importante. Assim, após fazer breve digressão acerca de alguns conceitos básicos advindos do que a literatura denomina econometria de séries temporais, a aplicação do teste de estacionariedade das séries ou teste de raiz unitária, e o teste de estabilidade estrutural, são alguns dos instrumentos que darão respaldo à ideia básica que constitui o objeto deste capítulo. Ou seja, analisar a dependência estatística da variável exportação de mel em relação às variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial, ora representada pela renda dos principais países importadores do mel brasileiro.

4.1 Estacionariedade das séries – análise por correlogramas

É de conhecimento corrente entre os economistas o fato de que a análise de séries temporais envolve importantes etapas que são de suma importância não apenas no processo inicial de identificação do método de análise mas, principalmente, para que seja possível fazer inferências (ou previsões) e que possam ser úteis no processo de tomada de decisões de políticas futuras. De forma geral, esse processo envolve quatro etapas, a destacar: a Identificação, a Estimação, a Verificação de diagnóstico e a Previsão.

As principais ferramentas de identificação de um modelo a ser aplicado são a *função de autocorrelação*, a *função de autocorrelação parcial* e os resultantes *correlogramas*, que são, por sua vez, as representações dessas funções contra a duração da defasagem.

Com origem na função de autocorrelação, representada graficamente pelos correlogramas, é possível fazer, inicialmente, uma análise visual acerca da estacionariedade das séries em questão, sendo estas: exportação de mel (x_{mel}), taxa de câmbio (t_{camb}), taxa de juros (t_{jur}) e renda mundial (r_{mund}), ora representada pelo PIB dos principais países importadores do mel brasileiro, entre os quais se destacam países como a Alemanha, os Estados Unidos da América, o Canadá e o Reino Unido.

Com esteio nos correlogramas é possível inferir que todas as variáveis, em nível, são não estacionárias, pois os seus coeficientes de correlação decaem lentamente, à medida que o número de defasagens aumenta. Nestas, as variáveis iniciam com valores 0,912

(x_mel), 0,972 (t_camb), 0,743 (t_jur) e 0,984 (r_mund) e, após dez defasagens ainda expressam valores consideravelmente elevados, variando entre 0,713 para a variável renda mundial e 0,247 para a variável taxa de juros, sendo este considerado um indício fortíssimo da presença de raízes unitárias. Acrescente-se, ainda, o fato de as séries demonstrarem autocorrelações positivas, outro indicativo da não estacionariedade nas séries (Apêndices A, C, E e G).

Uma vez visualizados, porém, os correlogramas em primeira diferença, a situação se exhibe bem diferente. Nestes, observam-se um rápido decaimento dos valores da coluna AC, que corresponde à função de autocorrelação da amostra, bem como um processo contínuo destes valores, oscilando em torno de zero, à medida que aumenta o número de defasagens. Desta forma, de acordo com o que versa a literatura, este é um forte indício de que se trata de processo puramente de ruído branco, ou seja, podem ser indicados como correlogramas de séries temporais estacionárias (Apêndices B, D, F e H).

4.2 Estacionariedade das séries – testes da raiz unitária

Outra metodologia largamente utilizada para testar a estacionariedade das variáveis de análise são os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) e o de Phillips-Perron (PP), pelos quais é possível observar os resultados sintetizados nas tabelas de numeração 09 a 14. Observe-se que as estatísticas T_c , T_{ct} e T correspondem ao teste com constante, com constante e tendência e sem constante e sem tendência, respectivamente. Destaque-se, ainda, que o teste Dickey-Fuller Aumentado foi realizado com defasagens baseadas no Critério de Informação de Schwarz.

Com apoio nos resultados apresentados na Tabela 9 é possível inferir que, em nível, apenas as variáveis Exportação de Mel (x_mel) e Taxa de Juros (t_jur) rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária no teste realizado, sendo a primeira para o caso de presença de uma *constante* e a segunda, tanto na presença de *constante* como *com constante e tendência*, podendo-se afirmar, portanto, que elas são estacionárias. Todas as outras variáveis, no entanto, são ditas, pois, não estacionárias.

Tabela 9 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis do modelo de exportação de mel, período 2000 a 2011 (Em nível)

	Tc	Def.	Tct	Def.	T	Def.
X_MEL	-3,247981*	1	-3,367414	1	0,497615	1
T_CAMB	-0,617741	1	-3,022667	1	-1,139660	1
T_JUR	-4,455023*	0	-5,479670*	0	-0,750087	0
R_MUND	-1,572992	1	-1,405683	1	0,542403	1

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: “Def.” refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

Obs.1: H_0 : a série possui uma raiz unitária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = -2,881830$

$T_{ct} = -3,441777$

$T = -1,943090$

Ao contrário do observado pelo teste em nível, todas as variáveis rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária, portanto, sendo consideradas estacionárias quando o teste é realizado em primeira diferença (Tabela 10).

Tabela 10 – Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado para as variáveis do modelo de exportação de mel, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença).

	Tc	Def.	Tct	Def.	T	Def.
D(X_MEL)	-12,48533*	0	-11,47065*	2	-12,46480*	0
D(T_CAMB)	-9,528959*	0	-9,514877*	0	-9,457454*	0
D(T_JUR)	-13,94647*	0	-13,89597*	0	-13,98795*	0
D(R_MUND)	-8,624549*	0	-8,650024*	0	-8,627363*	0

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: “Def.” refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula.

Obs.1: H_0 : a série possui uma raiz unitária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = -2,881830$

$T_{ct} = -3,442238$

$T = -1,943090$

Sabendo-se das limitações que envolvem o Teste de Raiz Unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981), o teste desenvolvido por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) vem complementar o primeiro, com o argumento de que desta forma é possível distinguir a raiz unitária de séries cujos dados não sejam suficientemente conclusivos. Neste teste, por sua vez, a hipótese nula é de estacionariedade da série, ou seja, $H_0: y_t \sim I(0)$ contra $H_1: y_t \sim I(1)$.

Atendo-se agora aos resultados do teste KPSS em nível, é possível observar que, tanto para o teste realizado *com constante*, como para o teste *com constante e com*

tendência, todas as variáveis rejeitam a hipótese nula da estacionariedade para as séries (Tabela 11).

Tabela 11 – Teste de Raiz Unitária KPSS para as variáveis do modelo de Exportação de Mel, período 2000 a 2011 (Em nível)

	Tc	Def.	Tct	Def.
X_MEL	0,764273*	9	0,215962*	9
T_CAMB	1,297558*	10	0,173265*	9
T_JUR	0,980048*	8	0,151220*	7
R_MUND	0,905865*	10	0,305095*	9

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: "Def." refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula.

Obs.1: H_0 : a série é estacionária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = 0,463$

$T_{ct} = 0,146$

Quando, entretanto, se analisa o teste KPSS em primeira diferença, da mesma forma que o observado no ADF, todas as variáveis se tornam estacionárias, porquanto não rejeitam a hipótese nula (Tabela 12).

Tabela 12 – Teste de Raiz Unitária KPSS para as variáveis do modelo Exportação de Mel, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença)

	Tc	Def.	Tct	Def.
D(X_MEL)	0,228126	17	0,094159	21
D(T_CAMB)	0,103125	3	0,075949	3
D(T_JUR)	0,062187	16	0,058734	16
D(R_MUND)	0,143341	5	0,081110	5

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: "Def." refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula.

Obs.1: H_0 : a série é estacionária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = 0,463$

$T_{ct} = 0,146$

O teste de Phillips e Perron (1988), por sua vez, possibilita fazer uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que seja consistente, mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial dos resíduos.

Na análise do teste de Phillips-Perron, observa-se que apenas a variável Taxa de Juros (t_{jur}), para o teste *com constante* e *com constante e tendência*, rejeita a hipótese da presença de raiz unitária. Desta forma, todas as demais variáveis testadas, *com constante*, *com constante e tendência* e *sem constante e sem tendência*, são não estacionárias para o teste das variáveis em nível (Tabela 13).

Tabela 13 – Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron para as variáveis do modelo de Exportação de Mel, período 2000 a 2011 (Em nível)

	T_c	Def.	T_{ct}	Def.	T	Def.
X_MEL	-2,561583	10	-2,667489	5	0,855178	16
T_CAMB	-0,543605	3	-2,762375	4	-1,287681	3
T_JUR	-4,284596*	2	-5,445367*	2	-0,604612	15
R_MUND	-1,403921	5	-1,377443	5	0,488723	5

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: "Def." refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula.

Obs.1: H_0 : a série possui uma raiz unitária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = -2,881685$

$T_{ct} = -3,441552$

$T = -1,943074$

Como é possível observar, contudo, da mesma forma que nos demais testes, quando este é realizado em primeira diferença, todas as variáveis rejeitam a hipótese da presença de raiz unitária, ou seja, todas se apresentam como estacionárias (Tabela 14).

Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron para as variáveis do modelo de Exportação de Mel, período 2000 a 2011 (Em primeira diferença)

	T_c	Def.	T_{ct}	Def.	T	Def.
D(X_MEL)	-13,79891*	20	-15,08603*	28	-13,43090*	16
D(T_CAMB)	-9,528959*	0	-9,514877*	0	-9,463814*	1
D(T_JUR)	-18,86968*	13	-18,77978*	13	-18,80127*	13
D(R_MUND)	-8,592711*	3	-8,599572*	2	-8,600062*	3

Fonte: Dados da pesquisa. Nota: "Def." refere-se ao número de defasagens da variável.

Legenda: (*) Indica rejeição da hipótese nula.

Obs.1: H_0 : a série possui uma raiz unitária.

Obs.2: Os valores críticos para o nível de significância de 5% são: $T_c = -2,881830$

$T_{ct} = -3,441777$;

$T = -1,943090$.

Na próxima seção, realizar-se-ão a escolha do número de defasagens, a seleção da estrutura do modelo a ser testado pelo programa econométrico, com origem nos resultados obtidos no teste de cointegração de Johansen e, posteriormente, na definição do tipo de modelo a ser adotado, se VAR ou VEC, com base nos resultados do mesmo teste.

4.3 Estimação do Modelo

A constatação de que muitas das séries econômicas de tempo podem conter uma raiz unitária estimula o desenvolvimento da teoria da não estacionariedade na análise de séries temporais. Desta forma, sabendo-se que uma combinação linear de duas ou mais séries não estacionárias pode ser estacionária, a combinação linear estacionária resultante é chamada equação de cointegração e pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Nestes termos, constatando-se a não estacionariedade das séries em nível, mas sua estacionariedade em primeira diferença, o próximo passo é a aplicação e análise do Teste de Cointegração de Johansen, com a finalidade de determinar se um grupo de séries não estacionárias são cointegradas ou não.

Como será demonstrado a seguir, a presença de uma relação de cointegração forma a base para especificação de um modelo VEC. O *EViews 5*, um dos programas utilizados para realização dos testes nas variáveis, implementa testes de cointegração, tendo por base o VAR, fazendo uso da metodologia desenvolvida por Johansen (1991, 1995a).

Desta forma, a sugestão apontada para a estruturação do modelo mais adequado seguirá esses passos: primeiramente, será determinado o número de defasagens (ou *lag*) utilizando os critérios de informação de Schwarz (SC) e/ou Akaike (AIC); em seguida, será realizado o teste de cointegração propriamente dito, em que é possível optar por uma das cinco especificações das variáveis determinísticas (constante e tendência) considerados por Johansen (1995). Quando não se tem, no entanto, a certeza de qual pressuposto de tendência a usar, um sumário de todas as cinco suposições (caso 6) pode ajudar a determinar a escolha da hipótese de tendência. Esta opção indica o número de relações de cointegração no âmbito de cada um das cinco especificações, sendo possível também avaliar a sensibilidade dos resultados à hipótese das especificações de constante e de tendência.

Para a determinação da ordem da defasagem (ou o *lag*-máximo) do modelo a ser definido, observou-se que, enquanto os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Hannan-Quinn (HQ) indicaram como dois (02) a ordem de defasagem ótima, o critério de Schwarz (SC) indicou apenas uma (01). Neste caso, o argumento de Bueno (2011, p. 47) destaca que “enquanto o critério de Akaike funciona melhor em pequenas amostras, o critério de Schwarz é consistente assintoticamente”, ou seja, quando se trabalha com grandes amostras, “tendendo a escolher um modelo mais parcimonioso que o AIC”. Nestes

termos, fazendo uso do critério de informação de Schwarz, para este experimento, será adotada uma (01) defasagem no modelo VAR (Tabela 15).

Tabela 15 – Critério de seleção da ordem de defasagens do modelo VAR para as variáveis LNX_MEL, LNT_CAMB, LNT_JUR e LNR_MUND

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-128.7261	NA	8.28e-05	1.951855	2.037521	1.986667
1	519.6674	1249.111	7.57e-09	-7.348050	-6.919719*	-7.173987
2	547.9940	52.90397	6.32e-09*	-7.529323*	-6.758326	-7.216009*
3	558.1472	18.36547	6.89e-09	-7.443342	-6.329679	-6.990778
4	579.9269	38.11449	6.35e-09	-7.528337	-6.072010	-6.936523
5	586.6533	11.37546	7.31e-09	-7.391960	-5.592968	-6.660895
6	594.0318	12.04426	8.36e-09	-7.265173	-5.123515	-6.394857
7	615.3454	33.53759	7.81e-09	-7.343314	-4.858991	-6.333748
8	638.4489	34.99504*	7.12e-09	-7.447778	-4.620789	-6.298961

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: (*) Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério.

Legenda: LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Erro de Predição Final

AIC: Critério Informação de Akaike

SC: Critério Informação de Schwarz

HQ: Critério Informação de Hannan-Quinn

Tendo sido definido o número de defasagens do modelo, outro importante passo é a visualização do sumário do Teste de Cointegração de Johansen para as séries de Exportação de Mel (LNX_MEL), Taxa de Câmbio (LNT_CAMB), Taxa de Juros (LNT_JUR) e Renda Mundial (LNR_MUND), testadas em nível.

Como já mencionado, esta opção indicará o número de relações de cointegração no âmbito de cada um dos cinco pressupostos de tendência, sendo possível também avaliar a sensibilidade dos resultados à hipótese de tendência. Assim, conforme dados dispostos no Apêndice I, o critério de Schwarz apontou uma (01) defasagem para realização do teste de cointegração de Johansen, bem como a estruturação de um modelo com constante e tendência determinística.

Para identificar a presença de vetores de cointegração, foram utilizados os testes do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do máximo autovalor ($\lambda_{\text{máx}}$). Os resultados dos testes realizados adotando um valor crítico tabelado ao nível de significância de 5% sugerem a presença de pelo menos um vetor de cointegração (Tabela 16).

Tabela 16 – Resultado do Teste de Cointegração de Johansen para as variáveis X_MEL, T_CAMB, T_JUR e R_MUND – 2000 a 2011

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Autovalor	Estatística do Traço	Valor Crítico 0.05	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico 0.05
$r \leq 0^*$	$r > 0$	0.186301	55.80338*	47.85613	29.27534*	27.58434
$r \leq 1$	$r > 1$	0.111091	26.52805	29.79707	16.72198	21.13162
$r \leq 2$	$r > 2$	0.050387	9.806066	15.49471	7.341448	14.26460
$r \leq 3$	$r > 3$	0.017207	2.464618	3.841466	2.464618	3.841466

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os Testes do Traço e do Máximo Autovalor indicaram que há 1 equação de cointegração ao nível de 5%.

Legenda: (*) Denota rejeição da hipótese nula ao nível de 5%.

Como é possível observar, os dados da Tabela 16 indicam que tanto a hipótese nula do teste do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) como a hipótese nula do teste do máximo autovalor ($\lambda_{\text{máx.}}$) foram rejeitadas ao nível de 5%. Como é sabido, o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r , o que não foi comprovado nos resultados, haja vista que $55,80338 > 47,85613$. O teste do máximo autovalor, por sua vez, pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração seja igual a r , contra a hipótese alternativa da existência de $r + 1$ vetores de cointegração. Assim, da mesma forma que o primeiro teste, este também rejeitou a hipótese nula e constatou a presença de pelo menos um (01) vetor de integração, tendo em vista que $29,27534 > 27,58434$, ou seja, a estatística calculada se mostrou maior do que seu valor crítico ao nível de 5%.

Assim, como o teste de cointegração de Johansen detectou a presença de um vetor de cointegração num sistema envolvendo quatro variáveis, a aplicação do modelo de correção de erros (VECM) para determinar o comportamento dinâmico das exportações de mel mostra-se como o mais indicado, em detrimento da aplicação do modelo vetorial autorregressivo (VAR).

Dando início à análise arrimada nos resultados referentes ao primeiro vetor de cointegração, ou seja, os resultados da função de longo prazo (Tabela 17), é possível observar que os sinais de todos os parâmetros (coeficientes de elasticidade câmbio, elasticidade juros e elasticidade renda mundial) são condizentes com os esperados, tendo por base o modelo teórico. Nestes termos, os coeficientes mostram uma relação direta entre a variável exportação de mel e as variáveis explicativas da taxa de câmbio e renda mundial, e uma relação inversa entre as exportações de mel e a taxa de juros.

Ademais, a elasticidade câmbio estimada indica que, mantidas as variáveis taxa de juros e renda mundial constantes, um aumento (ou desvalorização) de 1% na taxa de câmbio induz a uma elevação de 5,5% nas exportações de mel. Da mesma forma, um aumento de 1% na renda mundial poderá elevar em 11,4% o volume das mesmas exportações. A elasticidade juros estimada, por sua vez, indica que uma elevação de 1% na taxa de juros, *ceteris paribus*, induzirá a uma redução de 6,2% no montante das exportações de mel natural. Destaca-se que, com base na análise desta relação de longo prazo, é possível comprovar que as variáveis de taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial são variáveis relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo na variável dependente exportação de mel.

Tabela 17 – Estimativa dos coeficientes de longo prazo da análise de cointegração para o modelo de exportação de mel – 2000 a 2011

Vetor de cointegração (irrestrito) normalizado – longo prazo				
LNX_MEL	LNT_CAMB	LNT_JUR	LNR_MUND	CONST.
1,0000	-5,468 (2,769) [-1,974]	6,174 (1,424) [4,335]	-11,435 (4,490) [-2,547]	160,977 (68,912) [2,336]

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses () representam o erro-padrão e as estatísticas t encontram-se entre colchetes [].

No que se refere à dinâmica de curto prazo, é importante destacar que os valores dos coeficientes mostram as velocidades de ajustamento das respectivas variáveis em direção ao equilíbrio de longo prazo. Portanto, como os coeficientes em análise são pequenos, isso demonstra que a velocidade de ajustamento é baixa, ou seja, a correção no curto prazo se dá de maneira lenta para o equilíbrio cointegrante, ou de longo prazo.

Ainda em relação à dinâmica de curto prazo, apresentada na Tabela 18, o termo de correção de erros (TCE) indicou que são necessários aproximadamente 12 períodos (1/0,085) para que os desequilíbrios de curto prazo sejam corrigidos em longo prazo. Ademais, foram testadas, utilizando variáveis *dummies*, as possíveis presenças de mudanças estruturais causadas tanto pelo período em que transcorreram as disputas eleitorais no Brasil (2002) como também pela fase posterior à eclosão da crise imobiliária dos Estados Unidos (em 2008). Esses períodos, conforme descritos no referencial teórico deste trabalho, foram marcados por acentuadas desvalorizações cambiais e restrições no consumo do principal comprador do mel brasileiro. No entanto, apenas a *dummy* testada para o primeiro caso, no entanto, se mostrou significativa.

Tabela 18 – Estimativa de curto prazo dos vetores de cointegração

D(LNX_MEL)	D(LNT_CAMB)	D(LNT_JUR)	D(LNR_MUND)	D ₁ (t)	D ₂ (t)
-0,085	0,002	-0,028	0,003	0,253	0,054
(0,025)	(0,001)	(0,009)	(0,001)	(0,091)	(0,114)
[-3,363]	[1,379]	[-3,181]	[3,459]	[2,778]	[0,476]

Fonte: Dados da pesquisa.

Legenda: Os valores entre parênteses () representam o erro-padrão e os valores colchetes [] as estatísticas t.

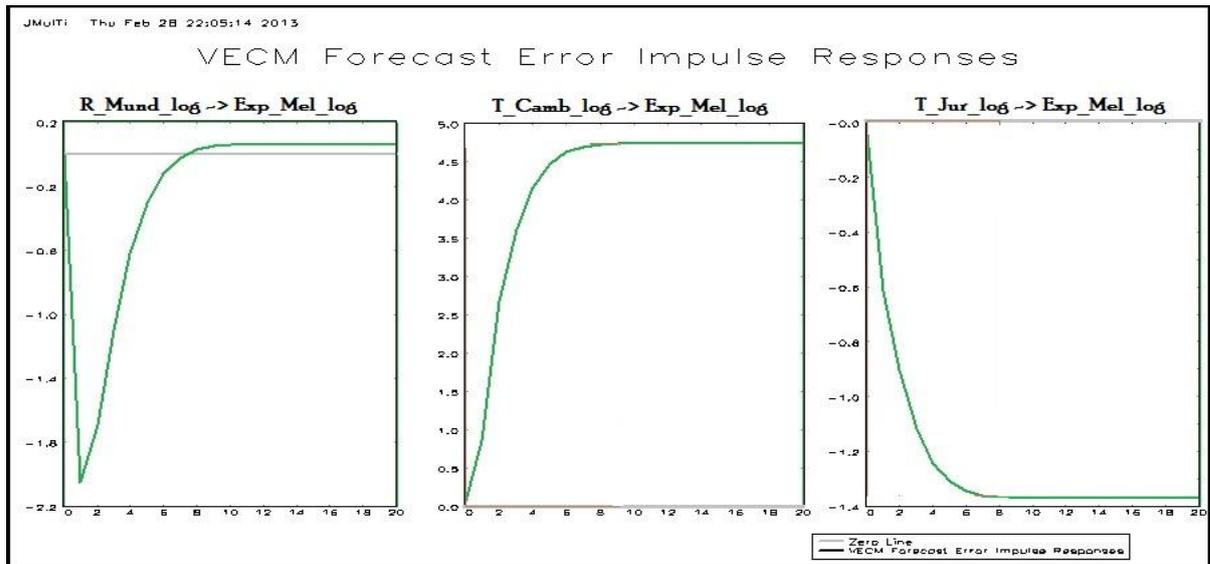
Concluída a etapa de estimação do modelo VAR com correção de erros, e sabendo-se que, de modo geral, o modelo não permite identificar todos os parâmetros necessários para uma perfeita estruturação do modelo, salvo na situação em que se imponham (infinitas) restrições adicionais, será apresentada a análise das funções de resposta a impulsos, para que seja possível analisar o impacto de choques nas variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial sobre as exportações do mel natural brasileiro. Conforme o descrito pela teoria, a simulação, tomando-se por base a função impulso-resposta do VAR, fornece um mecanismo para estimar respostas a choques sem, contudo, manter a condição *ceteris paribus* para outras variáveis do modelo.

Desta forma, as funções de impulso-resposta buscam verificar, principalmente, o impacto dos choques da taxa de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações de mel. Como é possível observar (Figura 2), o choque de um desvio-padrão na variável renda mundial enseja, inicialmente, uma queda acentuada no nível das exportações de mel da ordem de aproximadamente 2,0% já no primeiro período, seguindo, desde então, numa trajetória ascendente até o nono período, quando vem a se estabilizar. Essa trajetória permite inferir que a variável renda tem forte influência sobre as exportações de mel.

A ocorrência de um choque não antecipado sobre a variável taxa de câmbio, por sua vez, induz a uma elevação acentuada no nível das exportações de mel já no primeiro período, elevando-se em aproximadamente 1%, vindo a se estabilizar a partir do oitavo período. Finalmente, quanto à ocorrência de choques na variável taxa de juros, como já era esperado, o choque não antecipado provoca uma queda de aproximadamente 0,4% nas exportações, seguindo essa trajetória descendente até o oitavo período, quando então se estabiliza.

Essa trajetória permite concluir acerca da considerável importância das variáveis taxa de câmbio, taxa de juro e renda mundial sobre as exportações do mel natural brasileiro.

Figura 2 – Função de resposta a impulsos



Fonte: Dados da pesquisa.

Outra forma utilizada para analisar os resultados do modelo é via decomposição da variância. Por intermédio desta análise, é possível dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do período de previsão. Os resultados da decomposição da variância estão dispostos na Tabela 19.

Analisando os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão para a variável exportação de mel (LNX_MEL), Tabela 19, é possível observar que, nos primeiros períodos, a variância das exportações de mel é, quase que totalmente, explicada pela própria variável exportação de mel. Passados 20 períodos, no entanto, ganham importância a variação na taxa de juros (20,8%) e o efeito da taxa de câmbio (3,1%). Vale destacar o fato de que o efeito dos choques da renda mundial sobre as exportações vem decaindo ao longo de 20 períodos, passando de 0,35% para 0,10%.

Tabela 19 - Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da variável Exportação de Mel (%) – 2000 a 2011

Variável	Período	LNX_MEL	LNT_CAMB	LNT_JUR	LNR_MUND
EXP_MEL	1	100.00	0.0000	0.0000	0.0000
	5	89.239	1.1341	9.2761	0.3504
	10	81.005	2.3630	16.434	0.1963
	15	77.710	2.8602	19.293	0.1356
	20	76.007	3.1173	20.771	0.1042

Fonte: Dados da pesquisa.

Para o teste da presença das possíveis quebras estruturais nas séries analisadas é aplicado, para o mesmo conjunto de variáveis, o Teste Chow. A prova em questão é realizada a partir do sistema completo em vez de subamostras da população. Os Gráficos 1J, 2J e 3J, dispostos no Apêndice J, representam os resultados dos testes *Sample-split Chow Test* (Chow-ss), *Break-point Chow Test* (Chow-bp) e *Chow Forecast Test* (Chow-fc), respectivamente.

Dos resultados gerados no relatório do programa *JMulti*, bem como da análise gráfica, é possível dizer que, para os testes de Chow um período à frente, há indício de quebra estrutural ao término do ano de 2002, ou seja, alguns fatos ocorridos no decorrer deste ano, podendo-se destacar desde o aumento da aversão ao risco no mercado financeiro internacional provocado pelas fraudes contábeis em grandes empresas nos Estados Unidos, reduzindo os fluxos de capitais aos mercados emergentes, até a deterioração das expectativas dos agentes econômicos em torno das eleições presidenciais no Brasil.

Quanto ao teste de *break-point*, este indicou uma possível quebra da estabilidade com início em setembro de 2009. No entanto, como mencionado anteriormente, a inclusão de uma *dummy*, testada para o período posterior à eclosão da crise imobiliária nos Estados Unidos da América não se mostrou significativa, sendo, portanto, excluída do modelo.

Destaque-se o fato de que, *a priori*, foi realizada uma análise prévia do comportamento da série para detectar a possível existência de sazonalidade nas variáveis, por meio da análise de gráficos individuais.

5 CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Tendo por base o objetivo central proposto por este estudo – analisar a possível existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis taxa de câmbio real efetiva, taxa de juros real, renda mundial e as exportações do mel natural brasileiro em um contexto de flexibilidade cambial e metas de inflação – além do que foi exposto em termos teóricos com esteio em breve exposição do cenário histórico-econômico do Brasil e suas relações com os principais países importadores de seu produto, os resultados alcançados, bem como as principais conclusões e sugestões para a realização de futuros trabalhos serão resumidos a seguir.

Constatou-se por meio da análise inicial das variáveis em estudo, com base nos resultados dos testes de raízes unitárias, que as séries são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença. Importante é destacar que essa característica é deveras comum quando se trabalha com séries temporais econômicas.

No que se refere aos resultados das estimações das elasticidades, notou-se após o exame da relação em longo prazo, que as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e renda mundial são por demais relevantes para explicar as oscilações ocorridas ao longo do tempo na variável dependente exportação de mel. Acrescente-se, ainda, que, conforme o esperado, os sinais de todos os parâmetros (coeficientes de elasticidade câmbio, elasticidade juros e elasticidade renda mundial) são condizentes com os esperados, tendo por base o modelo teórico, ou seja, os coeficientes mostram relação direta entre a variável exportação de mel e as variáveis explicativas da taxa de câmbio e renda mundial, e uma relação inversa entre as exportações de mel e a taxa de juros. Quanto à análise de curto prazo, observou-se que existe certa defasagem de tempo para que os desequilíbrios ocorridos em curto prazo sejam corrigidos em longo prazo.

Quanto aos resultados de um choque exógeno sobre as variáveis explicativas, concluiu-se que o resultado inicial sobre a renda mundial foi uma queda acentuada no nível das exportações de mel já no primeiro período, seguindo, *a posteriori*, numa trajetória ascendente até alcançar a estabilização. Essa trajetória permite inferir que a variável renda tem forte influência sobre as exportações de mel.

Por sua vez, a ocorrência de um choque não antecipado sobre a variável taxa câmbio (desvalorização) também induziu uma elevação acentuada no nível das exportações de mel inicialmente, vindo, no entanto, a estabilizar-se no do nono período.

Quanto à ocorrência de choques na variável taxa de juros, como já era esperado, de acordo com o que sugere a teoria econômica, o choque não antecipado provocou uma queda das exportações, seguindo uma trajetória descendente até o oitavo período, quando então se estabilizou.

No que se refere à decomposição da variância das exportações de mel, por sua vez, esta vem apenas ratificar a análise impulso-resposta, ao sugerir que a taxa de câmbio, a taxa de juros e a renda mundial são variáveis expressivas na explicação da variável dependente.

Voltando-se para análise dos possíveis fatores que poderiam ter ocasionado mudanças (ou quebras) estruturais no conjunto das séries, pôde-se concluir que fatores como a crise econômico-financeira que abalou o mundo em 2008-2009 não afetou a economia brasileira de forma significativa. Tal afirmação é aceitável, ao menos, quando se tem como objeto de análise o mercado de mel. A propósito, de acordo com o referencial teórico desenvolvido na segunda parte do capítulo 2, é justamente com início em 2008 que ocorre a retomada do crescimento das exportações do mel brasileiro, com a remoção do embargo e a aceitação da União Europeia das certificações brasileiras comprovando a qualidade do seu produto.

Finalmente, este ensaio se mostra como uma gota d'água em meio a um caudal de informações que poderão ser compiladas, organizadas e trabalhadas, a fim de prever com maior acuidade as oscilações decorridas nas exportações, tanto de bens primários, como o aqui analisado, como de produtos de maior valor agregado. Ademais, a inclusão de outras variáveis explicativas e/ou a aplicação de outros testes que possam ser relevantes, tanto para a avaliação de políticas executadas quanto para a formulação de novas políticas, são sugestões de realização de futuros trabalhos que possam contribuir para o desenvolvimento local, regional e nacional.

Releva destacar o fato de que governos estaduais e prefeituras de estados como do Rio Grande do Norte, do Pará, do Rio de Janeiro, do Piauí, de Mato Grosso e de Mato Grosso do Sul, instituem políticas públicas para estimular o aumento do consumo de mel entre os estudantes do ensino fundamental da rede pública. A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), por meio do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), também beneficia milhões de famílias de pequenos produtores, em todo o Brasil, realizando compras de mel. O trabalho realizado pelo Programa é executado com a chamada "Compra Antecipada Especial, por meio do qual os produtos são distribuídos para escolas, creches, asilos e outras instituições, e de Compra Direta de produtos da agricultura familiar, com limite máximo anual de venda de R\$ 2,5 mil". (CBA, 2013). Estudo detalhado do impacto e

dos resultados alcançados por meio de programas como este são de grande relevância, tanto para a comunidade local como para o corpo acadêmico, que são ao mesmo tempo autores e personagens diretamente interessados no desenvolvimento não apenas nacional, mas principalmente de sua região.

Acrescenta-se, ainda, como sugestões para possíveis objetos de pesquisa, um estudo de mercado que permita informar aos atuais e futuros empresários interessados no desenvolvimento da atividade apícola como estruturar sua política comercial, de modo a atingir grupos de potenciais consumidores, principalmente de seu mercado interno, ainda pouco explorado. Ademais, deve-se incentivar a busca por novos mercados externos, apoiada na qualidade e diversidade do mel brasileiro, além da ampliação do mercado para outros produtos que não apenas o mel, dentre os quais se destaca a produção de pólen, própolis e cera.

REFERÊNCIAS

- AMIN, Mario Miguel; SEABRA, José Alberto. Análise de causalidade de preços no mercado nacional e internacional de cacau. *In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL*, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: SOBER, 2008.
- ARÊDES, Alan Figueiredo. Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, Ano XIX, n. 4, p. 95-104, out./nov./dez. 2010
- BACAXIXI, P. *et al.* A importância da apicultura no Brasil. **Revista Científica Eletrônica de Agronomia**, Garça, Ano X, n. 20, p. 1-6, dez. 2011.
- BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS – U.S. Department of Commerce. **Interactive Data**. Disponível em: < <http://www.bea.gov/iTable/iTable.cfm?>>. Acesso em: Outubro de 2012.
- BITTENCOURT, Almir. **Contabilidade social e macroeconomia** – Notas de aula. Fortaleza, 2007.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Dez Anos de Metas para a Inflação - 1999-2009**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. 456 p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br>>. Acesso: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Dezembro de 2009. Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2009/12/ri200912b6p.pdf>>. Acesso: Novembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2005**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2005>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2006**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2006>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2008**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2008>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2009**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2009>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2010**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2010>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim do Banco Central - **Relatório Anual 2011**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?BOLETIM2011>>. Acesso em: Dezembro de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Departamento de Relacionamento com Investidores e Estudos Especiais – Gerin. **Regime de Metas para a Inflação no Brasil**. Série perguntas mais frequentes. Janeiro de 2012. Disponível em: < <http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ2010-RegimededeMetasparaaInflacaonoBrasil.pdf>>. Acesso em: Dezembro de 2012a.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Inflação e juros**: é necessário mudar o rumo do debate. Nota Técnica, n. 94, Janeiro de 2011. Disponível em: < <http://www4.bcb.gov.br>. Acesso em: Dezembro de 2012b.

CARDOSO, Alessandro. O peso do aumento dos preços. **Jornal dos Economistas**. Distrito Federal, n. 24, jan./fev. 2003, Especial, p. 3.

CASTILHO, Mara Lucy; GOBBATO, Marcio. Inflação e déficit público no Brasil pós-Real – uma aplicação do teste de causalidade de Granger. **Revista Faz Ciência**. [Paraná], n. 8, jan./2006, p. 105-122.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE APICULTURA. **Brasil apícola**. Disponível em: <<http://www.brasilapicola.com.br/brasil-apicola>>. Acesso em: Outubro de 2012.

CONFEDERAÇÃO BRASILEIRA DE APICULTURA. **Incentivo ao consumo de mel: políticas e programas públicos**. Disponível em: < <http://www.brasilapicola.com.br/incentivo-ao-consumo-de-mel-pol%C3%ADticas-e-programas-p%C3%BAblicos>>. Acesso em: Maio de 2013.

COIADO, Danielle G. S. *et al.* Pensando o fortalecimento de micro e pequenos empreendimentos apícolas em Mato Grosso do Sul. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48, 2010, Campo Grande, **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010. Disponível em: <www.sober.org.br/palestra/15/1198.pdf>

COSTA, Fernando Nogueira da. **Brasil**: celeiro agrícola do mundo. Cidadania e Cultura. Data: 23/06/2010. Disponível em: <<http://fernandonogueiracosta.wordpress.com/2010/06/23/brasil-celeiro-agricola-do-mundo/>>. Acesso: Outubro de 2012.

COSTA JÚNIOR, Manoel Pedro da. **Integração espacial dos mercados exportação de mel natural no Brasil**: abordagem utilizando cointegração com *threshold*. 2012. Dissertação. (Mestrado em Economia Rural) – Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

DICIONÁRIO DE ECONOMIA. Disponível em: <http://www.notapositiva.com/dicionario_economia/produtopotencial.htm>. Acesso: Dezembro de 2012.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Produção de Mel**. Brasília: EMBRAPA, 2003. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Mel/SPMel/index.htm>>. Acesso em: Outubro de 2012.

ENGE, Leonardo de Almeida Carneiro. **A convergência macroeconômica Brasil-Argentina**: regimes alternativos e fragilidade externa. Coleção Rio Branco. Brasília: Funag, 2004.

FERREIRA, Gilmar. **Macroeconomia para concursos**. Balanço de Pagamentos. [entre 2005 e 2013]. Disponível em: <professorgilmar.files.wordpress.com/.../aula-01-balanco-depagament...>. Acesso em: 19 abr. 2013.

FILGUEIRAS, Luiz. **O Plano real**: antes e depois da crise cambial. Bahia Análise e Dados, v. 9, n. 3, p. 8 – 21. Salvador, 1999.

FILGUEIRAS, Luiz Antonio Mattos. **História do Plano Real**: fundamentos, impactos e contradições. 2. ed. São Paulo: Boitempo Editorial, 2003.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. Key Statistics of food and agriculture external trade. **Production**. Livestock Primary. Disponível em: <<http://faostat3.fao.org/home/index.html>>. Acesso em: Outubro de 2012.

FREIRE JÚNIOR, José. **Análise comparativa do impacto da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras de carne, relativas ao período de 1989 a 2009**. 2010. Dissertação. (Mestrado em Economia Rural) – Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2010.

FROYEN, Richard T. **Macroeconomia**. Tradução de Ester E. H. Herskovitz, Cecília C. Bartalotti. São Paulo: Saraiva, 1999.

FURLAN, Camila Pedrozo Rodrigues. **Especificação do tamanho da defasagem de um modelo dinâmico**. 2009. Dissertação. (Mestrado em Estatística) – Departamento de Estatística, Universidade Federal de São Carlos, São Carlos, 2009.

GERALDINE, Dorival Gomes. Economia agrícola: contribuição real no real. **Revista de Economia da UEG**, Anápolis, v. 1, n. 1, jul./dez. 2005, p. 1-17. Disponível em: <www.nee.ueg.br>.

GOBBATO, Marcio; CAS TILHO, Mara Lucy. Inflação e déficit público no Brasil pós-real – uma aplicação do teste de causalidade de Granger. **Revista Faz Ciência**, Francisco Beltrão, v. 8, n. 1, 2006, pp. 105-122.

GIL, Antonio Carlos (1999). **Métodos e Técnicas de Pesquisa Social**. São Paulo: Editora Atlas — capítulo 2: Métodos das Ciências Sociais.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GREMAUD, A. P., VASCONCELOS, M. A. S., TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2004.

G20 - Group of Twenty. Disponível em: <http://www.g20.org/docs/about/about_G20.html>. Acesso em: Dezembro de 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: Dezembro de 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Pecuária Municipal - 2011**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/ppm/2011/default.shtm>>. Acesso em: Outubro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Ipeadata. **Série histórica**. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: Dezembro de 2012.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Exportação de mel do Ceará cresce 269% em 10 anos**. Disponível em: <<http://www.ipece.ce.gov.br/noticias/exportacao-de-mel-do-ceara-cresce-269-em-10-anos>>. Acesso em: Outubro de 2012.

LAMAS, Eduardo. **Taxa de câmbio efetiva real para o Rio Grande do Sul – 1996-05**. Indicadores Socioeconômicos FEE. Porto Alegre, v. 34, n. 3, p. 71-82, dez. 2006.

MAIA, Sinézio Fernandes e LIMA, Ricardo Chaves. **Analisando o efeito da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre as exportações agrícolas brasileira pós-abertura econômica**.

Recortes Setoriais da Economia Nordestina. Lúcia Maria Góis Moutinho (Org.). Fortaleza: CAEN/ Banco do Nordeste do Brasil, 2004.

MAYORGA, Rodrigo de Oliveira, et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 45 n. 3, Brasília, Jul./Set. 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032007000300006&script=sci_arttext>.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. **Alice Web**. Disponível em: <<http://aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em: Outubro de 2012.

MEL brasileiro conquista o mercado externo. **Diário do Pará**. Pará, 09 de fevereiro de 2011. Disponível em: <<http://diariodopara.diarioonline.com.br/N-127004-MEL+BRASILEIRO+CONQUISTA+O+MERCADO+EXTERNO.html>>. Acesso em: Outubro de 2012.

NAKABASHI, Luciano; CRUZ, Macio J. V. da; SCATOLIN, Fábio Dória. Efeitos do juro e do câmbio sobre as exportações da indústria brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro, v. 12, n. 3, p. 433-461, set/dez. 2008. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/rec/v12n3/02.pdf>. Acesso em: Março de 2012.

NISHIJIMA, Shoji; TONOOKA, Eduardo Kiyoshi. **Crise cambial brasileira** – fundamentos vs. ataque auto-realizável. Disponível em: <[http://www.rieb.kobe-u.ac.jp/users/nishijima/Review 1999.PDF](http://www.rieb.kobe-u.ac.jp/users/nishijima/Review%201999.PDF)>. Acesso em: Dezembro de 2012.

NUNES, Paulo. **Acordo de Basileia**. Disponível em: <<http://www.knoow.net/cienceconemp/ economia/acordodebasileia.htm>>. Revisão: 12/01/2011. Acesso: Dezembro de 2012.

PASIN, L. E. V.; TERESO, M. J. A.; BARRETO, L. M. R. C. Análise da produção e comercialização de mel natural no Brasil no período de 1999 a 2010. **Agroalimentária**. v. 18, n. 34, jan./jun. 2012.

PAULA, Juarez de. **Mel do Brasil: as exportações brasileiras de mel no período 2000/2006 e o papel do Sebrae**. Brasília: SEBRAE, 2008. 98p. Disponível em: <<http://www.sebrae.com.br/setor/apicultura/acesse/biblioteca-on-line>>. Acesso em: Outubro de 2012.

PAULA NETO, F. L.; ALMEIDA NETO, R. M. Principais mercados apícolas mundiais e a apicultura brasileira. *In*: SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 43., 2005. Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: SOBER, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/1085.pdf>>

PEREIRA, Ricardo. Retrospectiva 2007 e perspectivas 2008. **Dinheirama**. Disponível em: <<http://dinheirama.com/blog/2007/12/28/retrospectiva-2007-e-perspectivas-2008/>>. Acesso em: Dezembro de 2012.

PEREZ, L. H.; REZENDE, J. V.; FREITAS, B. B. Mel: câmbio e embargo europeu podem prejudicar exportações em 2006. **Análises e Indicadores do Agronegócio**. v. 1, n. 4, abr./2006. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=5209>>. Acesso em: Outubro de 2012.

PRATES, Daniela Magalhães. **O regime cambial brasileiro de 1999 a 2008**. Textos para Discussão 12 Cepal – Ipea. Brasília, 2010. Disponível em: <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/1/42491/CEPAL_12_MIOLO.pdf>. Acesso em: Dezembro de 2012.

RAMALHO, Hilton Martins de Brito; TARGINO, Ivan. **A evolução das exportações brasileiras de cacau: uma análise do período 1950-2000**. Recortes Setoriais da Economia

Nordestina. Lúcia Maria Góis Moutinho (Org.). Fortaleza: CAEN/Banco do Nordeste do Brasil, 2004.

RANGEL, Rogério. **Mel brasileiro conquista mercado externo**. Inovação em pauta - FINEP. nov./dez. 2010 e jan./2011, n. 10. Disponível em: <http://www.finep.gov.br/imprensa/revista/edicao10/inovacao_em_pauta_10_apicultura.pdf>. Acesso em: Outubro de 2012.

SANTOS, Antonio Oliveira. **Um novo Brasil**. Rio de Janeiro: Confederação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo, 2011. 144p.

SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS. **Revista Sebrae Agronegócios**, n. 3, mai./2006.

SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS (MG). **Agronegócio**. Data: 31/05/2012. Disponível em: <www.sebraemg.com.br/Geral/VersaoImpressao.aspx?cod_conteudo...>. Acesso em: Março de 2013.

SHIKIDA, Claudio Djissey. Econometria II. IBMEC. Disponível em: <<http://shikida.net/errata345.pdf>>. Acesso em: Agosto de 2012.

SIQUEIRA, Marcio Soares. **Política monetária e inflação no Brasil: uma análise pela função impulso-resposta generalizada**. 2007. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial) – Escola de Pós-Graduação em Economia – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2007.

SOUZA, Darcet Costa. A profissionalização da apicultura no Brasil. **Revista Sebrae Agronegócios**, n. 3, mai./2006, p. 50-51.

SOUZA, Francisco Eduardo Pires de; HOFF, Cecília Rutkoski. **O Regime cambial brasileiro: 7 Anos de Flutuação**. Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br/conjuntura/pdfs/TextoRedeMercosul.pdf>>. Acesso: 30 de novembro de 2012.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Desempenho da Economia Brasileira**. Versão Simplificada das Contas do Governo da República - Exercício de 2009. Disponível em: <<http://portal2.tcu.gov.br/>>. Acesso em: Dezembro de 2012.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Desempenho da Economia Brasileira**. Versão Simplificada das Contas do Governo da República - Exercício de 2010. Disponível em: <<http://portal2.tcu.gov.br/>>. Acesso em: Dezembro de 2012.

TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO. **Desempenho da Economia Brasileira**. Versão Simplificada das Contas do Governo da República - Exercício de 2011. Disponível em: <<http://portal2.tcu.gov.br/>>. Acesso em: Dezembro de 2012.

PLANO real cumpriu meta de estabilização, mas é preciso crescer. **Valor Econômico**, Caderno Especial, 22 de agosto 2005, p. A12. Disponível em: <www.valor.com.br>. Acesso em: Dezembro de 2012.

VASCONCELOS, M. A. S.; LOPES, L. M. (Org.). **Manual de macroeconomia**. 2. ed. – São Paulo: Atlas, 2000.

APÊNDICES

APÊNDICE A – Correlograma da série Exportação de mel (Em nível).

Date: 02/11/13 Time: 18:50

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.912	0.912	122.36	0.000
. *****	* .	2	0.821	-0.065	222.21	0.000
. *****	. *	3	0.756	0.108	307.54	0.000
. *****	. **	4	0.736	0.223	388.88	0.000
. *****	* .	5	0.696	-0.122	462.21	0.000
. *****	* .	6	0.621	-0.177	520.98	0.000
. ****	* .	7	0.537	-0.060	565.20	0.000
. ****	. *	8	0.486	0.072	601.66	0.000
. ****	. *	9	0.464	0.072	635.20	0.000
. ***	* .	10	0.411	-0.188	661.67	0.000
. ***	. *	11	0.366	0.165	682.87	0.000
. ***	. *	12	0.334	0.076	700.67	0.000
. **	. .	13	0.320	-0.049	717.11	0.000
. **	* .	14	0.288	-0.104	730.56	0.000
. **	. .	15	0.243	-0.027	740.14	0.000
. *	* .	16	0.184	-0.106	745.69	0.000
. *	. .	17	0.151	0.004	749.49	0.000
. *	. .	18	0.129	-0.025	752.25	0.000
. *	. .	19	0.099	0.044	753.91	0.000
. .	. .	20	0.055	-0.052	754.43	0.000
. .	. .	21	0.013	-0.024	754.46	0.000
. .	. .	22	-0.014	0.007	754.49	0.000
. .	* .	23	-0.040	-0.058	754.77	0.000
* .	. .	24	-0.061	0.006	755.42	0.000
* .	. .	25	-0.088	-0.004	756.79	0.000
* .	* .	26	-0.118	-0.107	759.28	0.000
* .	. .	27	-0.140	0.036	762.79	0.000
* .	. .	28	-0.152	0.023	767.00	0.000
* .	. .	29	-0.159	0.047	771.65	0.000
* .	. .	30	-0.164	0.005	776.61	0.000
* .	. .	31	-0.172	-0.027	782.14	0.000
* .	. .	32	-0.184	-0.020	788.51	0.000
* .	. .	33	-0.186	0.014	795.03	0.000
* .	. .	34	-0.178	0.010	801.08	0.000
* .	. .	35	-0.177	-0.024	807.11	0.000
* .	. .	36	-0.175	0.019	813.08	0.000

APÊNDICE B – Correlograma da série Exportação de mel (Em primeira diferença).

Date: 02/11/13 Time: 18:58

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 143

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.044	-0.044	0.2795	0.597
** .	** .	2	-0.299	-0.302	13.460	0.001
** .	** .	3	-0.237	-0.294	21.762	0.000
. **	. *	4	0.197	0.066	27.563	0.000
. *	. .	5	0.149	0.026	30.919	0.000
* .	* .	6	-0.109	-0.093	32.726	0.000
* .	* .	7	-0.151	-0.065	36.217	0.000
. .	. .	8	0.021	-0.029	36.283	0.000
. **	. *	9	0.242	0.147	45.309	0.000
. .	. .	10	-0.013	-0.005	45.336	0.000
* .	. .	11	-0.115	0.017	47.427	0.000
* .	. .	12	-0.106	-0.031	49.198	0.000
. *	. .	13	0.112	0.021	51.207	0.000
. *	. *	14	0.132	0.078	53.993	0.000
. .	. .	15	-0.026	0.039	54.104	0.000
* .	. .	16	-0.131	-0.014	56.898	0.000
. .	. .	17	0.025	0.057	57.005	0.000
. .	. .	18	0.053	-0.046	57.469	0.000
. *	. *	19	0.084	0.082	58.663	0.000
. .	. .	20	-0.043	0.039	58.981	0.000
* .	. .	21	-0.059	0.009	59.582	0.000
. .	. .	22	0.035	0.044	59.790	0.000
. .	. .	23	0.013	-0.050	59.819	0.000
. .	. .	24	-0.009	-0.016	59.832	0.000
. .	. *	25	0.050	0.119	60.271	0.000
. .	* .	26	-0.054	-0.071	60.782	0.000
. .	. .	27	-0.049	-0.042	61.211	0.000
. .	* .	28	-0.028	-0.084	61.352	0.000
. .	. .	29	0.039	-0.041	61.625	0.000
. .	. .	30	0.029	0.000	61.782	0.001
. .	. .	31	-0.018	-0.027	61.839	0.001
. .	. .	32	-0.047	-0.036	62.251	0.001
. .	* .	33	-0.044	-0.094	62.618	0.001
. .	. .	34	0.059	-0.037	63.291	0.002
. .	. .	35	-0.025	-0.049	63.411	0.002
. .	. .	36	0.003	-0.006	63.413	0.003

APÊNDICE C – Correlograma da série Taxa de cambio (Em nível).

Date: 02/11/13 Time: 18:59

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.972	0.972	138.93	0.000
. *****	* .	2	0.940	-0.097	269.64	0.000
. *****	* .	3	0.902	-0.108	390.90	0.000
. *****	. .	4	0.865	0.006	503.17	0.000
. *****	* .	5	0.823	-0.097	605.61	0.000
. *****	. .	6	0.779	-0.055	698.12	0.000
. *****	. *	7	0.739	0.068	782.00	0.000
. *****	. *	8	0.705	0.075	858.87	0.000
. *****	. .	9	0.675	0.040	929.93	0.000
. *****	. .	10	0.649	0.015	995.92	0.000
. *****	. .	11	0.623	-0.007	1057.4	0.000
. *****	. .	12	0.601	0.013	1115.0	0.000
. *****	* .	13	0.577	-0.093	1168.3	0.000
. *****	. .	14	0.552	-0.004	1217.6	0.000
. *****	. .	15	0.531	0.059	1263.5	0.000
. *****	. .	16	0.510	-0.005	1306.2	0.000
. *****	. .	17	0.491	0.046	1346.1	0.000
. *****	. .	18	0.472	-0.022	1383.3	0.000
. *****	. .	19	0.455	0.016	1418.1	0.000
. *****	* .	20	0.433	-0.123	1449.9	0.000
. *****	** .	21	0.400	-0.230	1477.3	0.000
. *****	. *	22	0.370	0.075	1500.8	0.000
. *****	. *	23	0.342	0.088	1521.2	0.000
. *****	. .	24	0.317	0.019	1538.9	0.000
. *****	. .	25	0.293	0.058	1554.1	0.000
. *****	. .	26	0.270	0.007	1567.1	0.000
. *****	. .	27	0.253	0.017	1578.6	0.000
. *****	* .	28	0.238	-0.059	1588.9	0.000
. *****	* .	29	0.223	-0.068	1598.1	0.000
. *****	. .	30	0.206	-0.042	1605.9	0.000
. *****	. .	31	0.189	-0.011	1612.6	0.000
. *****	. .	32	0.172	0.016	1618.2	0.000
. *****	. *	33	0.156	0.090	1622.8	0.000
. *****	. .	34	0.137	-0.053	1626.4	0.000
. *****	. .	35	0.118	-0.046	1629.1	0.000
. *****	. .	36	0.101	-0.001	1631.1	0.000

APÊNDICE D – Correlograma da série Taxa de cambio (Em primeira diferença).

Date: 02/11/13 Time: 19:00

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 143

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.210	0.210	6.4458	0.011
. .	. .	2	-0.000	-0.046	6.4458	0.040
. .	. .	3	-0.010	-0.000	6.4608	0.091
. .	. .	4	0.025	0.028	6.5515	0.162
. *	. *	5	0.118	0.111	8.6456	0.124
* .	** .	6	-0.168	-0.229	12.912	0.044
** .	* .	7	-0.252	-0.177	22.603	0.002
* .	. .	8	-0.124	-0.042	24.958	0.002
. .	. .	9	-0.037	-0.016	25.166	0.003
* .	* .	10	-0.093	-0.118	26.517	0.003
* .	. .	11	-0.079	0.009	27.499	0.004
. .	. .	12	-0.005	0.040	27.503	0.007
. .	* .	13	-0.011	-0.086	27.524	0.011
. .	. .	14	0.047	-0.007	27.875	0.015
. *	. *	15	0.087	0.085	29.103	0.016
. *	. *	16	0.158	0.111	33.201	0.007
. *	. .	17	0.137	0.028	36.293	0.004
* .	* .	18	-0.087	-0.148	37.536	0.004
. .	. *	19	0.045	0.101	37.876	0.006
. *	. .	20	0.072	0.018	38.750	0.007
. .	* .	21	-0.006	-0.069	38.756	0.010
. *	. *	22	0.071	0.162	39.620	0.012
. .	. .	23	-0.057	0.044	40.187	0.015
. .	. .	24	-0.028	-0.050	40.327	0.020
. .	. .	25	0.031	0.023	40.497	0.026
* .	* .	26	-0.140	-0.102	43.980	0.015
. .	. .	27	-0.014	0.063	44.015	0.021
. .	. .	28	0.006	0.007	44.022	0.028
. .	. *	29	0.057	0.109	44.608	0.032
. .	. .	30	-0.030	-0.051	44.776	0.040
. .	. .	31	-0.041	-0.036	45.083	0.049
. .	* .	32	-0.028	-0.077	45.229	0.061
. *	. *	33	0.092	0.105	46.821	0.056
. *	. .	34	0.081	0.038	48.069	0.056
* .	* .	35	-0.090	-0.078	49.627	0.052
. .	. .	36	-0.014	-0.004	49.664	0.064

APÊNDICE E – Correlograma da série Taxa de juros (Em nível).

Date: 02/11/13 Time: 19:00

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.743	0.743	81.140	0.000
. ****	. .	2	0.559	0.017	127.47	0.000
. ****	. *	3	0.486	0.145	162.71	0.000
. ***	. .	4	0.392	-0.045	185.78	0.000
. **	. .	5	0.312	0.007	200.48	0.000
. **	. *	6	0.223	-0.074	208.08	0.000
. *	. .	7	0.178	0.041	212.94	0.000
. *	. *	8	0.194	0.106	218.75	0.000
. **	. *	9	0.258	0.182	229.16	0.000
. **	. .	10	0.247	-0.048	238.75	0.000
. **	. .	11	0.235	0.032	247.48	0.000
. **	. .	12	0.235	-0.015	256.28	0.000
. *	. *	13	0.149	-0.173	259.84	0.000
. *	. *	14	0.156	0.143	263.77	0.000
. *	. .	15	0.167	0.041	268.33	0.000
. *	. .	16	0.113	-0.042	270.44	0.000
. *	. *	17	0.117	0.075	272.69	0.000
. *	. *	18	0.095	-0.095	274.21	0.000
. *	. *	19	0.148	0.166	277.89	0.000
. *	. .	20	0.171	-0.046	282.83	0.000
. *	. .	21	0.173	0.046	287.97	0.000
. *	. .	22	0.152	-0.012	291.96	0.000
. *	. .	23	0.154	0.018	296.08	0.000
. *	. .	24	0.150	-0.043	300.04	0.000
. *	. .	25	0.108	0.007	302.12	0.000
. *	. .	26	0.106	-0.001	304.12	0.000
. *	. .	27	0.091	0.033	305.62	0.000
. .	. *	28	0.048	-0.087	306.03	0.000
. .	. *	29	-0.005	-0.133	306.03	0.000
. .	. .	30	-0.053	-0.036	306.55	0.000
. .	. .	31	-0.025	0.063	306.67	0.000
. .	. .	32	-0.042	-0.047	307.00	0.000
. .	. *	33	-0.028	0.132	307.15	0.000
. .	. .	34	0.009	-0.001	307.16	0.000
. .	. .	35	0.033	0.028	307.38	0.000
. *	. *	36	0.127	0.146	310.51	0.000

APÊNDICE F – Correlograma da série Taxa de juros (Em primeira diferença).

Date: 02/11/13 Time: 19:01

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 143

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
* .	* .	1	-0.154	-0.154	3.4579	0.063
** .	** .	2	-0.200	-0.229	9.3510	0.009
. .	. .	3	0.043	-0.032	9.6267	0.022
. .	* .	4	-0.040	-0.091	9.8704	0.043
. .	. .	5	0.027	0.007	9.9804	0.076
* .	* .	6	-0.069	-0.097	10.711	0.098
* .	* .	7	-0.136	-0.173	13.514	0.061
* .	** .	8	-0.068	-0.193	14.231	0.076
. *	. .	9	0.117	-0.011	16.345	0.060
. .	* .	10	-0.039	-0.104	16.580	0.084
. .	* .	11	-0.056	-0.098	17.077	0.106
. **	. *	12	0.223	0.155	24.954	0.015
* .	** .	13	-0.184	-0.194	30.338	0.004
. .	. .	14	0.004	-0.051	30.341	0.007
. *	. .	15	0.134	0.017	33.253	0.004
* .	* .	16	-0.110	-0.097	35.220	0.004
. .	. .	17	0.054	0.021	35.705	0.005
* .	** .	18	-0.147	-0.209	39.287	0.003
. .	. .	19	0.062	0.037	39.939	0.003
. .	* .	20	0.019	-0.090	40.001	0.005
. .	. .	21	0.008	-0.053	40.013	0.007
. .	* .	22	-0.042	-0.060	40.319	0.010
. .	. .	23	0.013	-0.023	40.348	0.014
. *	* .	24	0.085	-0.059	41.609	0.014
. .	. .	25	-0.052	-0.022	42.081	0.018
. .	. .	26	0.032	-0.033	42.268	0.023
. .	. .	27	0.062	0.038	42.964	0.026
. .	. *	28	0.012	0.091	42.991	0.035
. .	. .	29	-0.012	-0.042	43.017	0.045
* .	* .	30	-0.144	-0.064	46.805	0.026
. *	. .	31	0.100	0.023	48.649	0.023
. .	* .	32	-0.039	-0.074	48.931	0.028
* .	. .	33	-0.066	-0.024	49.743	0.031
. .	. .	34	0.041	-0.009	50.057	0.037
* .	** .	35	-0.154	-0.189	54.588	0.019
. *	. .	36	0.116	-0.015	57.180	0.014

APÊNDICE G – Correlograma da série Renda Mundial (Em nível).

Date: 02/11/13 Time: 19:02

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.984	0.984	142.48	0.000
. *****	** .	2	0.960	-0.291	278.96	0.000
. *****	. .	3	0.933	-0.044	408.61	0.000
. *****	* .	4	0.902	-0.068	530.86	0.000
. *****	* .	5	0.868	-0.123	644.77	0.000
. *****	. *	6	0.835	0.132	751.11	0.000
. *****	* .	7	0.803	-0.060	850.14	0.000
. *****	. .	8	0.771	0.003	942.12	0.000
. *****	. .	9	0.741	0.057	1027.7	0.000
. *****	. .	10	0.713	-0.022	1107.6	0.000
. *****	* .	11	0.684	-0.090	1181.5	0.000
. *****	. *	12	0.656	0.071	1250.0	0.000
. *****	. .	13	0.629	-0.009	1313.5	0.000
. *****	* .	14	0.601	-0.090	1372.0	0.000
. ****	. .	15	0.572	-0.004	1425.3	0.000
. ****	. .	16	0.544	0.002	1474.0	0.000
. ****	. .	17	0.517	-0.013	1518.2	0.000
. ****	* .	18	0.487	-0.077	1557.7	0.000
. ****	. .	19	0.456	-0.050	1592.7	0.000
. ****	. .	20	0.424	-0.012	1623.2	0.000
. ****	* .	21	0.391	-0.058	1649.3	0.000
. ****	. .	22	0.359	0.063	1671.6	0.000
. ***	** .	23	0.324	-0.197	1689.8	0.000
. ***	. .	24	0.288	0.035	1704.4	0.000
. ***	* .	25	0.251	-0.057	1715.5	0.000
. ***	. .	26	0.215	-0.013	1723.8	0.000
. **	. *	27	0.182	0.138	1729.8	0.000
. **	. .	28	0.154	0.020	1734.0	0.000
. **	. .	29	0.126	-0.040	1737.0	0.000
. **	. .	30	0.101	0.003	1738.8	0.000
. **	. *	31	0.081	0.129	1740.1	0.000
. .	* .	32	0.062	-0.127	1740.8	0.000
. .	. *	33	0.047	0.196	1741.2	0.000
. .	. .	34	0.035	-0.055	1741.5	0.000
. .	* .	35	0.022	-0.147	1741.6	0.000
. .	. *	36	0.007	0.072	1741.6	0.000

APÊNDICE H – Correlograma da série Renda Mundial (Em primeira diferença).

Date: 02/11/13 Time: 19:03

Sample: 2000M01 2011M12

Included observations: 143

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.306	0.306	13.645	0.000
. .	. .	2	0.059	-0.038	14.159	0.001
. *	. *	3	0.089	0.090	15.326	0.002
. .	. .	4	0.044	-0.009	15.616	0.004
. .	. .	5	-0.002	-0.015	15.617	0.008
. .	. .	6	-0.013	-0.015	15.644	0.016
* .	* .	7	-0.073	-0.075	16.449	0.021
* .	* .	8	-0.110	-0.072	18.322	0.019
. .	. *	9	0.021	0.087	18.390	0.031
* .	* .	10	-0.066	-0.101	19.070	0.039
. .	. .	11	-0.049	0.021	19.453	0.053
. .	. .	12	-0.037	-0.039	19.666	0.074
. .	. .	13	-0.003	0.027	19.667	0.104
. .	. .	14	0.056	0.059	20.171	0.125
. .	. .	15	0.003	-0.046	20.172	0.165
. .	. .	16	0.003	0.016	20.174	0.213
. .	. .	17	0.055	0.052	20.666	0.242
. *	. *	18	0.114	0.068	22.824	0.197
. *	. .	19	0.088	0.046	24.124	0.191
. .	* .	20	-0.048	-0.120	24.513	0.221
* .	. .	21	-0.064	-0.021	25.211	0.238
. .	. .	22	-0.019	0.001	25.275	0.284
. .	. .	23	-0.047	-0.055	25.663	0.317
. .	. .	24	-0.019	0.049	25.726	0.367
* .	* .	25	-0.082	-0.089	26.903	0.361
* .	. .	26	-0.060	0.021	27.535	0.382
. .	. .	27	-0.024	-0.012	27.641	0.430
. .	. .	28	-0.022	-0.033	27.726	0.479
. .	. .	29	-0.004	0.050	27.729	0.532
. .	* .	30	-0.039	-0.067	28.002	0.570
. .	. .	31	0.021	0.046	28.085	0.617
* .	* .	32	-0.122	-0.181	30.861	0.524
* .	. .	33	-0.085	-0.029	32.231	0.505
. .	. *	34	0.024	0.100	32.340	0.549
. *	. *	35	0.098	0.066	34.174	0.508
. *	. .	36	0.081	0.040	35.444	0.495

APÊNDICE I – Sumário do Teste de Cointegração de Johansen para as séries (LNX_MEL), (LNT_CAMB), (LNT_JUR) e (LNR_MUND).

Date: 02/14/13 Time: 22:48
 Sample: 2000M01 2011M12
 Included observations: 142
 Series: LNX_MEL LNT_CAMB LNT_JUR LNR_MUND
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	2	4
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-6.539016*	-6.539016*	-6.423086	-6.423086	-6.303477
1	-6.436702	-6.431139	-6.350049	-6.378889	-6.294171
2	-6.273094	-6.237052	-6.188607	-6.218930	-6.167573
3	-6.037933	-5.975651	-5.961106	-6.002052	-5.985028
4	-5.767727	-5.699261	-5.699261	-5.739646	-5.739646

APÊNDICE J – Gráficos representativos dos testes de quebras estruturais

Gráfico 1J - Teste Chow um período à frente - Modelo de exportação de mel.

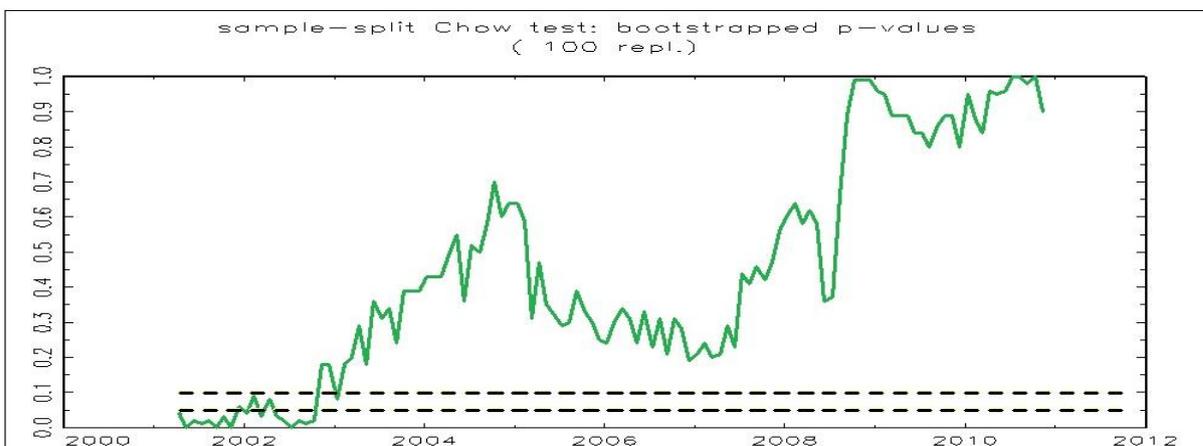


Gráfico 2J – Teste Chow para quebras - Modelo de exportação de mel.

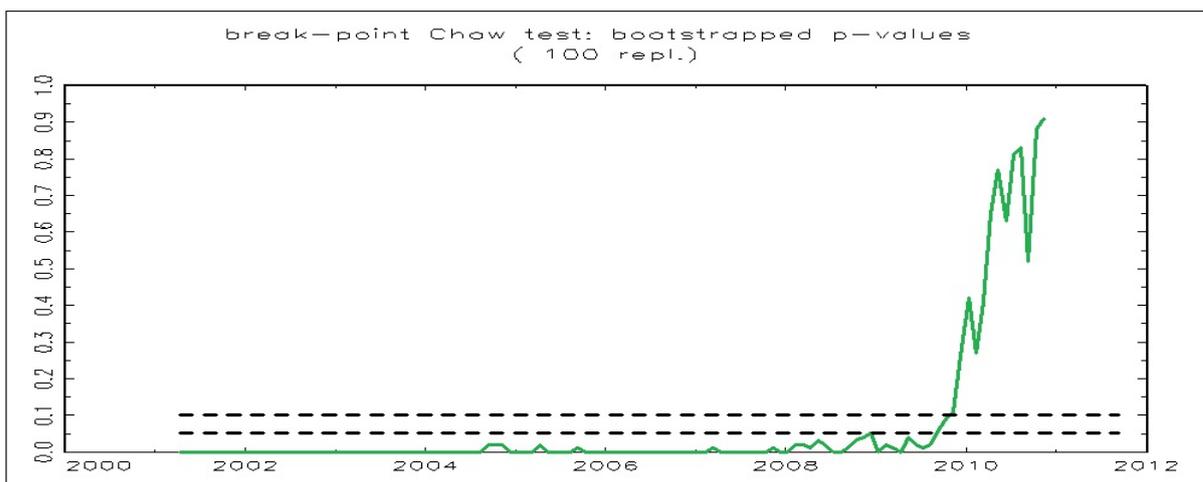


Gráfico 3J – Teste Chow para previsão - Modelo de exportação de mel.

