

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

EDSON ZAMBON MONTE

**CONDICIONANTES DAS EXPORTAÇÕES DE CAFÉ DO ESPÍRITO SANTO:
APLICAÇÃO DA ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO**

VITÓRIA
2008

EDSON ZAMBON MONTE

**CONDICIONANTES DAS EXPORTAÇÕES DE CAFÉ DO ESPÍRITO SANTO:
APLICAÇÃO DA ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Gutemberg Hespanha Brasil.

VITÓRIA

2008

EDSON ZAMBON MONTE

**CONDICIONANTES DAS EXPORTAÇÕES DE CAFÉ DO ESPÍRITO SANTO:
APLICAÇÃO DA ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em 05 de maio de 2008.

COMISSÃO EXAMINADORA

Prof. Dr. Gutemberg Hespanha Brasil
Universidade Federal do Espírito Santo
Orientador

Prof. Dr. Rogério Arthmar
Universidade Federal do Espírito Santo

Prof. Robert Wayne Samohyl, Ph.D
Universidade Federal de Santa Catarina

Aos meus pais Dorcino e Carmen.

À minha noiva Renata.

Ao meu irmão Helder.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me dar força, saúde e humildade para enfrentar as dificuldades e conquistar meus objetivos.

Especialmente, aos meus pais, Dorcino Monte e Carmen da Penha Zambon Monte, que sempre depositaram em mim toda confiança, e que propiciam as condições necessárias para o seguimento dos meus estudos. Ao meu irmão, Helder, que sempre me incentivou a caminhar em busca do melhor.

À minha querida noiva, Renata, que está sempre presente nas horas boas e difíceis, ajudando-me a trilhar pelos caminhos da vida.

Aos amigos de República, Thiago e Rômulo, pelos momentos de descontração e amizade.

Ao meu orientador, Gutemberg Hespanha Brasil, pelo estímulo dado ao desenvolvimento deste trabalho, e pelos conhecimentos e orientações que possibilitaram a finalização do mesmo.

Aos professores Rogério Arthmar e Robert Wayne Samohyl, pelos esclarecimentos importantíssimos para melhoria e finalização deste estudo.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, pela significativa contribuição para minha formação profissional. Também, a todos os funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia, pelos auxílios e esclarecimentos indispensáveis. E, aos colegas do curso de Mestrado em Economia.

Ao Centro do Comércio de Café de Vitória – CCCV, que disponibilizou informações indispensáveis para que esta pesquisa fosse realizada.

Por fim, a todos que direta ou indiretamente contribuíram para o desenvolvimento deste trabalho.

RESUMO

Este estudo objetivou estimar a equação de exportação que explique o comércio internacional de café do Espírito Santo, com o intuito de identificar os principais determinantes do desempenho exportador dessa *commodity*. O instrumento metodológico utilizado na identificação desses determinantes foi a abordagem geral para específico, desenvolvida pela *London School of Economics (LSE)*. Na estimação da equação de exportação de café foram utilizados dois modelos econométricos: um na forma linear e outro na forma duplo-logarítmica (ou log-log). Para escolha da melhor forma funcional (melhor desempenho preditivo) foram utilizadas, além de testes de diagnósticos, as seguintes medidas de acurácia: o Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE) e o coeficiente de desigualdade U de Theil (*Theil's U*). Constatou-se que a forma funcional que melhor se adequou aos critérios estabelecidos foi a linear. De acordo com a abordagem geral para específico, as variáveis relevantes para as exportações de café do Espírito Santo foram a taxa de câmbio real, o preço do café conilon, o preço interno, a produção de café do Espírito Santo, a produção de café mundial e o estoque de café do Brasil. A variável mais importante da determinação das exportações de café foi a taxa de câmbio real.

Palavras-chave: exportações, café, Espírito Santo, abordagem geral para específico.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to estimate the equation of exportation that explains the coffee international trade of the Espírito Santo, with intention to identifying main determinants of the exporting performance of this commodity. The general for specific approach, developed for the London School of Economics (LSE), is used as methodological instrument. In the estimate of the equation of coffee exportation two econometrical models were used: one in the linear form and another one in the double-logarithmic form (or log-log). For choice of the best functional form (better predictive performance) were used, beyond diagnostic tests, the following measured of performance: Mean Absolute Percent Error (MAPE) and the Theil inequality coefficient (Theil's U). One evidenced that the functional form that better was adjusted to the established criteria was the linear one. In according with the general for specific approach, the excellent variable for the exportations of coffee of the Espírito Santo were the tax of real exchange, the price of the conilon coffee, the domestic price, the production of coffee of the Espírito Santo, the production of world-wide coffee and the stock of coffee of Brazil. The variable most important if the determination of the coffee exportations was the exchange tax.

Key-words: exportations, coffee, Espírito Santo, general for specific approach.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Produção mundial de café dos principais produtores, no ano de 2006, em sacas de 60 kg.	24
Figura 2 – Exportações mundiais de café, em sacas de 60 kg, pelos principais exportadores, no período de 1977 a 2006.....	26
Figura 3 – Quantidade reexportada de café pelos maiores reexportadores mundiais, em sacas de 60 kg, no período de 1976 a 2005.....	27
Figura 4 – Importação de café pelos maiores importadores mundiais, em sacas de 60 kg, no período de 1976 a 2005.....	28
Figura 5 – Evolução do preço médio internacional do café: preço composto (US\$/saca de 60 kg).....	29
Figura 6 – Síntese da abordagem geral para específico.....	60
Figura 7 – Teste de Chow para o modelo linear.....	74
Figura 8 – Teste de Chow para o modelo duplo-logarítmico.....	80

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Produção de café conilon e arábica no Espírito Santo, no período de 1992 a 2006, em sacas de 60 kg.....	22
Tabela 2 – Volume de café exportado pelo Espírito Santo, no período de 1981 a 2006, em sacas de 60 kg	23
Tabela 3 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo linear, com constante e com tendência	64
Tabela 4 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo linear, com constante e sem tendência	65
Tabela 5 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis do modelo linear em nível, sem constante e sem tendência	66
Tabela 6 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis do modelo linear, em primeira diferença.....	67
Tabela 7 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo do modelo linear....	68
Tabela 8 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo linear	70
Tabela 9 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, com tendência e com constante.....	71
Tabela 10 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, sem tendência e com constante.....	71
Tabela 11 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, sem tendência e sem constante.....	71
Tabela 12 – Coeficientes estimados da equação de curto (modelo mais parcimonioso), da forma linear	73
Tabela 13 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico.....	76
Tabela 14 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo duplo-logarítmico	77
Tabela 15 – Coeficientes estimados da equação de curto prazo (modelo mais parcimonioso), da forma duplo-logarítmica	79
Tabela 16 – MAPE e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para as previsões dentro da amostra	83

Tabela 17 – MAPE e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para previsões fora da amostra.....	83
Tabela 18 – Coeficientes estimados da equação de exportação de café do Espírito Santo, quando considerada a metodologia tradicional	84
Tabela 19 – Coeficientes e elasticidades das principais variáveis que influenciam as exportações de café do Espírito Santo, para o modelo linear	85

LISTA DE SIGLAS

ABIC – Associação Brasileira da Indústria de Café
ADD – Modelo Auto-Regressivo de Defasagem Distribuída
ADF – Teste de Dickey-Fuller Aumentado
AEG – Teste Aumentado de Engle-Granger
AIC – Acordo Internacional do Café
AIC – Teste de Akaike Information Criterion
AR – Autocorrelação
ARCH – Heteroscedasticidade Condicional Autoregressiva
BG – Teste de Breusch-Godfrey
BIC – Teste de Schwarz Information Criterion
CCCV – Centro do Comércio de Café de Vitória
CETCAF – Centro de Desenvolvimento Tecnológico do Café
CONSBR – Consumo de Café do Brasil
CONSMUND – Consumo Mundial de Café, exceto Brasil
DF – Teste de Dickey-Fuller
DGP – Processo Gerador de Dados
EG – Teste de Engle-Granger
ESTBR – Estoques de Café do Brasil
ESTIMP – Estoques de Café dos Importadores
FRA – Função de Regressão Amostral
FRP – Função de Regressão Populacional
GETS – General-to-Specific
GL – Graus de liberdade
HQ – Critério Hannan-Quin
IBC – Instituto Brasileiro do Café
IBGE – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBRE – Instituto Brasileiro de Economia
ICO – International Coffee Organization
IJSN – Instituto Jones dos Santos Neves
INCAPER – Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural
IPEA – Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada

JB – Teste de Normalidade de Jarque-Bera
MAPE – Erro Percentual Absoluto Médio
MCE – Mecanismo de Correção de Erros
MELNV – Melhor Estimador Linear Não-Viesado
MQO – Mínimos Quadrados Ordinários
MQ2E – Mínimos Quadrados Ordinários em Dois Estágios
LSE – London School of Economics
OIC – Organização Internacional do Café
PIB – Produto Interno Bruto
PRCOLOM – Preço do Café da Colômbia
PRCONIL – Preço do Café Conilon
PREXP – Preço de Exportação do Café do Espírito Santo
PRINTER – Preço Interno
PRODES – Produção de Café do Espírito Santo
PRODMUND – Produção de Café Mundial, exceto Brasil
QEXP – Quantidade Exportada de Café pelo Espírito Santo
RENDBR – Renda Interna do Brasil
RESET – Regression Specification Error Test
RLS – Método dos Mínimos Quadrados Recursivos
SQR – Soma dos Quadrados dos Resíduos
TXCAMB – Taxa de Câmbio Real
URSS – União das Repúblicas Socialistas Soviéticas
U de Theil – Coeficiente de desigualdade U de Theil (*Theil's U*)
VAR – Modelo Vetor Auto-Regressivo

SUMÁRIO

CAPÍTULO I – INTRODUÇÃO.....	14
1.1. A IMPORTÂNCIA DO TRABALHO.....	14
1.2. OBJETIVOS.....	16
1.3. LIMITAÇÕES DO TRABALHO.....	17
1.4. ESTRUTURA DO TRABALHO.....	17
CAPÍTULO II – A CAFEICULTURA NO ESPÍRITO SANTO E O MERCADO MUNDIAL DE CAFÉ.....	18
2.1. A CAFEICULTURA NO ESPÍRITO SANTO.....	18
2.2. O MERCADO MUNDIAL DE CAFÉ.....	23
CAPÍTULO III – REVISÃO DE LITERATURA E MODELO ECONÔMICO.....	30
3.1. REVISÃO DE LITERATURA.....	30
3.2. MODELO ECONÔMICO.....	37
CAPÍTULO IV – MODELOS DINÂMICOS E ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO.....	40
4.1. MODELOS DINÂMICOS.....	40
4.2. ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO.....	41
4.2.1. Marginalização.....	42
4.2.2. Condicionamento.....	43
4.2.3. Análise de ordem de integração.....	45
4.2.3.1. Estacionaridade.....	45
4.2.3.2. Testes de raiz unitária.....	46
4.2.4. Reparametrização.....	49
4.2.5. Processo de redução.....	51
4.2.6. Testes de especificação do modelo.....	52
4.2.7. Verificar a constância dos parâmetros.....	57
4.2.8. Síntese da abordagem.....	59
CAPÍTULO V – RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	61
5.1. APRESENTAÇÃO DOS DADOS.....	61
5.2. APLICAÇÃO DA ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO.....	63
5.2.1. Resultados encontrados para o modelo linear.....	63
5.2.1.1. Teste de raiz unitária.....	63
5.2.1.2. Marginalização e condicionamento.....	67

5.2.1.3. Resultados do teste de cointegração para o modelo linear	69
5.2.1.4. Reparametrização e estimação	72
5.2.2. Resultados encontrados para o modelo duplo-logarítmico.....	75
5.2.2.1. Teste de raíz unitária.....	75
5.2.2.2. Marginalização e condicionamento.....	75
5.2.2.3. Resultados do teste de cointegração.....	77
5.2.2.4. Reparametrização e estimação	78
5.3. FORMA FUNCIONAL	81
5.4. RESULTADOS UTILIZANDO-SE A METODOLOGIA TRADICIONAL	84
5.5. RESUMO DOS RESULTADOS.....	85
CAPÍTULO VI – CONCLUSÃO.....	86
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	89
APÊNDICES	95

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO

1.1. A importância do trabalho

Após a crise vivenciada na cafeicultura no período de 1930 a 1970, a cultura começou a recuperar-se na década de 1975. A crise havia reduzido o volume de café produzido pelo Espírito Santo, assim como suas exportações. No entanto, a partir de 1975, retomam-se os plantios, a produção aumenta novamente e as exportações começam a crescer significativamente. No período que vai de 1981 a 2006, as exportações de café do Estado elevaram-se em média 4,7% ao ano.

Já a partir da década de 1990 a cafeicultura ganha novo impulso, com a liberalização de mercado para a cultura, em função da extinção Instituto Brasileiro do Café – IBC. Isto promoveu o incentivo à melhoria da qualidade do café produzido e consumido domesticamente, assim como dos cafés exportados. Esse aumento de qualidade foi causado, também, pela vinda de multinacionais para o Brasil ao longo dos anos de 1990, fazendo com que os agentes do agronegócio aumentassem sua produtividade na cultura.

Mesmo com a nova fase vivenciada pela cafeicultura após 1990, o que elevou as exportações do setor, deve-se atentar para fatos que podem afetar a participação, tanto do Espírito Santo como do Brasil, no comércio internacional de café, e comprometer a sustentabilidade da cultura, como a desvalorização da taxa de câmbio e o crescimento da produção e exportação dos países concorrentes, como o Vietnã e a Colômbia.

O Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil, respondendo por cerca de 25% da produção. Do total produzido, 51% foi exportado no ano de 2006, sendo que os principais destinos foram os Estados Unidos, Eslovênia, Alemanha, Países da Região do Mediterrâneo e Argentina. As exportações de café do Estado corresponderam a, aproximadamente, 17,8% das exportações brasileiras de café no ano de 2006. A máxima participação do Espírito Santo nas exportações de café do Brasil ocorreu em 2002 (32,5%).

Neste contexto, a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas para o Estado do Espírito Santo. De acordo com dados do Centro de Desenvolvimento Tecnológico do Café – (CECAF, 2006), o Produto Interno Bruto – PIB da cafeicultura no Estado vem aumentando significativamente desde 1996, com uma elevação média anual de, aproximadamente, 12,2% ao ano. Dentre os fatores que colaboram para este crescimento está o aumento de produtividade da cultura, com novas técnicas de produção, e o aumento da qualidade do produto.

O Estado do Espírito Santo vem crescendo significativamente nos últimos anos, com taxas superiores ao crescimento nacional. A agricultura ainda é a atividade econômica com maior relevância social, mantendo a população rural no campo, com expressiva geração de emprego e renda. Neste contexto, a cafeicultura continua sendo fundamental, uma vez que, por exemplo, no ano de 2004, a cultura representou cerca de 43,6% do PIB agrícola estadual (Instituto Jones dos Santos Neves – IJSN, 2007).

Segundo o presidente do Centro do Comércio de Café de Vitória (CCCV), Otacílio José Coser Filho, em entrevista a Revista ES Brasil, o café continuará tendo forte impacto no desenvolvimento econômico e social do Estado. De acordo com o presidente do CCCV,

cerca de 78% das propriedades rurais do Espírito Santo plantam café. Cada uma delas com tamanho médio de 10 hectares. São 330 mil pessoas trabalhando diretamente com o café lá no campo. A agricultura é uma atividade altamente familiar – 92% das áreas estão entre meeiros e próprios. O negócio é bem capilarizado. O café ainda será uma atividade com um ponto forte na capilarização da economia capixaba. Graças a Deus que hoje, fora Aracruz, CST, Vale e etc. temos produtos segmentados em expansão que são as rochas e as frutas. Está tendo num novo nicho de produtos agrícolas no Estado. Não estamos só centrados no café. Mas o café vai continuar ainda com um grau de performance muito forte pelo impacto econômico e social (CCCV, 2007a).

Nos últimos anos, diversos estudos vêm sendo realizados, com o intuito de avaliar os determinantes e o desempenho das exportações brasileiras de algumas *commodities* no mercado internacional, dentre as quais está o café. O tema ganhou maior relevância a partir dos anos de 1990 em função da liberação comercial realizada no País e, conseqüentemente, devido ao grau de importância que as exportações têm em relação à estabilidade macroeconômica brasileira, quando se leva em consideração um contexto de economia aberta. Entretanto, no Espírito

Santo estes estudos ainda não foram difundidos de maneira significativa, especialmente no que diz respeito à cultura cafeeira.

Vale destacar que este estudo utilizará uma metodologia que ainda é pouco utilizada no Brasil, principalmente no que se refere às exportações de *commodities*. A metodologia adotada será abordagem geral para específico ou abordagem de Hendry, desenvolvida na *London School of Economics (LSE)*, na década de 1960. Diferentemente da metodologia tradicional, em que os modelos econométricos são formulados a partir de um modelo (ou função) derivado da teoria econômica, na abordagem geral para específico os modelos econométricos são construídos e originados de um processo gerador de dados (*data generating process – DGP*).

Dessa forma, considerando que o Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil, que suas exportações de café alcançam, em média, 20% das exportações nacionais, que a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas para o Espírito Santo e fundamental para o desempenho sócio-econômico do Estado, torna-se importante identificar os fatores que determinam as exportações deste produto, visando fornecer subsídios para que a atividade possa manter-se competitiva e ampliar sua participação no mercado internacional. Para isto, adota-se a hipótese de que as variáveis taxa de câmbio e preço de exportação são as principais determinantes das exportações de café do Espírito Santo.

1.2. Objetivos

O objetivo geral deste estudo é estimar a equação de exportação que explique o comércio internacional de café do Espírito Santo, com o intuito de identificar os principais determinantes do desempenho exportador dessa *commodity*.

De forma específica, pretende-se:

- a) Determinar o impacto das variações da taxa de câmbio nas exportações de café do Espírito Santo;
- b) Avaliar a influência do preço internacional sobre a quantidade de café exportada pelo Espírito Santo;

- c) Determinar o impacto da produção mundial de café nas exportações de café do Espírito Santo; e
- d) Obter um modelo de previsão para a quantidade exportada de café pelo Espírito Santo.

1.3. Limitações do trabalho

- Poucas fontes de dados relativas às variáveis de interesse da pesquisa o que acarretou na utilização de *proxies* de algumas séries de dados;
- Algumas variáveis possuem somente séries anuais. Logo, realizou-se transformações nas mesmas para torná-las mensais;
- Falta de estudos econométricos voltados para a economia do Espírito Santo, especialmente, para a cultura cafeeira;
- Poucos estudos no Brasil que utilizam a metodologia geral para específico, metodologia a ser adotada neste estudo.

1.4. Estrutura do trabalho

Este trabalho está estruturado em sete capítulos. No primeiro capítulo são apresentadas as justificativas para escolha do tema abordado, os objetivos propostos e as limitações do estudo. No segundo capítulo descreve-se sobre a cafeicultura no Espírito Santo e sobre o mercado mundial de café. No terceiro capítulo tem-se a revisão de literatura referente a trabalhos sobre os determinantes e o desempenho das exportações brasileiras de algumas *commodities* no mercado internacional, dentre as quais está o café, e é apresentado um modelo econômico, que pode ser utilizado pela metodologia econométrica tradicional. O quarto capítulo apresenta o modelo clássico de regressão. No quinto capítulo é apresentada a abordagem geral para específico em modelos dinâmicos. O sexto capítulo trás os resultados do estudo. Finalmente, o sétimo capítulo descreve as conclusões do trabalho.

CAPÍTULO II

2. A CAFEICULTURA NO ESPÍRITO SANTO E O MERCADO MUNDIAL DE CAFÉ

Neste capítulo é apresentado, primeiramente, um panorama da cafeicultura no Estado do Espírito Santo. No final, faz-se uma descrição do mercado mundial de café.

2.1. A cafeicultura no Espírito Santo

A atividade cafeeira foi introduzida no Espírito Santo no início do século XIX, por suas características de melhor cotação no mercado internacional, menor necessidade de capital para beneficiamento e, principalmente, por se tratar de uma cultura extensiva e exigente de terras virgens que existiam em abundância no Estado. O café, então, impõe-se à economia do Espírito Santo, e a partir de meados de 1840 torna-se a cultura dominante.

De acordo com Buffon (1992), num primeiro momento, no caso do Espírito Santo, a expansão da cafeicultura ocorreu em três principais regiões: na Litorânea, com destaque para Vitória; no Sul, nos vales do Itapemirim e Itabapoana; e, na Zona Serrana Central.

Como o café proporcionava uma maior margem de lucro do que a cana-de-açúcar, e seu cultivo era mais fácil, a lavoura cafeeira foi substituindo gradativamente as lavouras de cana-de-açúcar.

A manutenção do bom nível de preços no mercado internacional continuou estimulando novos plantios, e a lavoura cafeeira avançou em direção a novas áreas do Estado. Entretanto, nesta nova etapa de expansão, entre 1856 a 1872, a difusão não se deu por todas as regiões, ocorrendo especialmente na região Sul, pois esta apresentava menores custos e, portanto, maiores lucros, além de ficar próxima ao Vale do Paraíba, então principal região produtora de café do Brasil, o que facilitava a vinda de fazendeiros fluminenses e tornava-a uma alternativa atraente de fronteira agrícola.

No início da implantação da atividade cafeeira no Estado, não se verificou o surgimento de um novo modelo de desenvolvimento econômico. O que ocorreu foi a substituição interna do modelo primário exportador do setor canavieiro. A expansão da cafeicultura pelo Estado foi rápida, e já em 1850 a cultura representava fundamental papel para sua economia. Após a implantação do café no Espírito Santo, foi possível a construção de estradas, ferrovias e o crescimento das atividades do porto de Vitória. Neste contexto, de acordo com Bittencourt (1987), o café foi a mola propulsora do reaparelhamento material do Espírito Santo no século XIX.

Implantado inicialmente, então, no Sul do Estado e na região Centro Serrana, a cafeicultura avançou para o norte do Rio Doce, penetrando pela Mata Atlântica. Nesta região, a falta de mão-de-obra para cultura foi solucionada com a chegada de imigrantes estrangeiros e nacionais, entre 1892 e 1896.

A partir de então, o que se verificou foi o declínio da economia cafeeira, tanto do Espírito Santo como no Brasil. No período que vai de 1930 a 1960, a economia brasileira em geral passou por uma crise econômica, devido a retração da cafeicultura.

Segundo Bittencourt,

ao findar do século XIX, o café apresentava-se em alta, mas se o preço do café ocasionava o aumento de sua produtividade emergiam também os primeiros sinais de debilidade do setor. A fragilidade da estrutura econômica brasileira, caracterizada pela monocultura e a exportação de produtos tropicais, fazia-se sentir sensivelmente de acordo com as oscilações do mercado internacional, quando o café chegava a representar 94,33% das exportações capixabas. Carência de braços, capitais e técnica completaram o quadro, redundando numa produção de baixa qualidade, agravando-se a situação (BITTENCOURT, 1987).

Buffon (1992), salienta que a expansão da cafeicultura capixaba atingiu seu apogeu nas décadas de 1940 e 1950, quando ocorreu o esgotamento da fronteira agrícola nas regiões Sul e Centro, e o esgotamento das terras propícias ao café no Norte do Estado. Isto levou à decadência da cafeicultura capixaba, cenário vivido até o advento dos programas de erradicação na década de 1960.

A elevação dos preços internacionais do café entre 1950 e 1954, e a política cambial de desvalorização da moeda nacional entre 1954 e 1957, levaram à superprodução de café, tanto em nível nacional como estadual, nos anos de 1960.

Com isto, os preços do produto reduziram-se e o desempenho da produção brasileira de café diminuiu drasticamente. Em meio a crise da cultura, o Governo Federal criou um programa de erradicação de cafezais. O efeito disto foi a erradicação de 53,8% do parque cafeeiro do Espírito Santo (ROCHA e MORANDI, 1991).

O Espírito Santo foi o Estado mais afetado pelo plano de erradicação, uma vez que a cafeicultura capixaba apresentava baixo nível de produtividade e, em sua maior parte, era antieconômica. Como a política de erradicação visava erradicar os parques cafeeiros antieconômicos, o Espírito Santo foi o Estado mais prejudicado. De acordo com Rocha e Morandi,

a crise social gerada pela erradicação é o aspecto mais ressaltado e se expressou de forma dramática na substancial redução de renda e emprego, o que provocou o empobrecimento econômico e um rigoroso processo de expulsão da população do campo para as áreas urbanas (ROCHA e MORANDI, 1991).

Descontentes com a crise da cafeicultura as autoridades do Governo estadual e o empresariado, em sua maioria ligado a atividade cafeeira, começaram a reivindicar aos órgãos federais melhorias e incentivos a cultura. Aliado a isto, como as safras eram insuficientes para atender ao mercado externo e nacional, o IBC instituiu a partir de 1969, alguns programas de financiamento para retomada do plantio de café. Também em 1969, o Governo do Espírito Santo promoveu mecanismos e incentivos fiscais, objetivando a industrialização e a diversificação da economia cafeeira.

Segundo Rocha e Morandi (1991), esta nova política de expansão da cafeicultura no Espírito Santo não levou a alterações substanciais na situação da cafeicultura capixaba até meados dos anos de 1970, pois a capacidade produtiva e as safras não tiveram grandes alterações. Vale ressaltar que a erradicação dos cafezais capixabas possibilitou a expansão de atividades alternativas a cafeicultura, principalmente, a extração de madeira e a pecuária. Outro aspecto importante é que como havia uma indenização paga pelo governo por cova de café erradicada, criou-se o capital necessário para esta diversificação. Além disso, o fluxo migratório da zona rural para as cidades fez surgir um mercado consumidor urbano local (ROCHA e MORANDI, 1991).

O café, que em 1960 era a atividade predominante em 69,9% das propriedades rurais capixabas, teve sua participação reduzida em 1975, quando passou a ser a atividade predominante em 34,7% dos estabelecimentos rurais (ROCHA e MORANDI, 1991). Importante lembrar que mesmo com a redução dos preços internacionais e a erradicação, o café continuou sendo a principal lavoura capixaba, principalmente em geração de emprego e renda.

A partir de 1975, com o substancial aumento dos preços internacionais do café, devido à geada de 1975 que atingiu a cafeicultura dos Estados do Paraná, São Paulo e Minas Gerais, e aos estímulos governamentais, observou-se nova expansão do plantio no Espírito Santo. Como salientam Rocha e Morandi (1991), a capacidade produtiva da cafeicultura capixaba aumentou em 80% no período de 1975 a 1980.

Em função dos novos plantios de café, ocorreram, após 1980, sucessivas safras recordes no Espírito Santo. Este novo crescimento da cafeicultura fez com que a cultura atingisse o papel de destaque que tinha antes da crise dos anos de 1960. Para Rocha e Morandi (1991), a característica marcante desta “nova cafeicultura” foi o uso de modernos insumos e técnicas de produção no cultivo e beneficiamento do café.

Nos anos de 1990, dando continuidade a esta “nova cafeicultura”, foram desenvolvidos programas para melhoria da qualidade do café capixaba. Como exemplo, foi lançado, em 1999, um projeto que deu grande impulso à produção de café nas montanhas do Espírito Santo: o Programa de Sustentabilidade para o Café das Montanhas do Espírito Santo. O projeto tem o objetivo de promover uma agricultura sustentável para a Região de Montanhas do Estado, mapeando as áreas produtoras, traçando um perfil da qualidade do café nela produzido e promovendo a melhoria da qualidade do produto (VENDA NOVA, 2004).

Também pode-se destacar como avanço na cafeicultura capixaba, as pesquisas realizadas pelo Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER) em relação ao café conilon. De acordo com o INCAPER,

nos últimos 12 anos o maior avanço mundial da cafeicultura de conilon ocorreu em terras capixabas. Com a renovação de 91 mil hectares (ha) com as variedades desenvolvidas pela pesquisa capixaba, a produtividade aumentou 150%, passando de nove para 22,5 sacas/ha. Com isso, a produção estadual pulou de 2,4 para mais de 7 milhões de sacas/ano, um incremento de quase 196% (INCAPER, 2007).

Atualmente o Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil. O Estado cultiva duas espécies de café: *Coffea Arábica* (café arábica) e *Coffea Conephora* (café conilon)¹. O café arábica predomina em áreas superiores a 400 metros de altitude, ou seja, nas regiões montanhosas. O café conilon é produzido nas regiões com altitudes inferiores a 400 metros, isto é, em áreas plana-onduladas, com predominância no Norte do Estado. No caso do café conilon, a economia capixaba é responsável por aproximadamente 70% da produção brasileira, o que o coloca como principal produtor. Na produção de café arábica destacam-se os municípios de Iúna, Brejetuba, Muniz Freire, Afonso Cláudio e Vargem Alta. Na produção de café conilon os principais produtores são: Jaguaré, Vila Valério, Sooretama, Nova Venécia e São Gabriel da Palha.

A produção de café conilon e arábica no Espírito Santo, no período de 1992 a 2006, pode ser observada na Tabela 1. Verifica-se que a produção de café conilon é superior a de café arábica em todas as safras. No mais, nota-se que a produção total de café do Estado aumentou, em média, 8,5% ao ano, no período analisado.

Tabela 1 – Produção de café conilon e arábica no Espírito Santo, no período de 1992 a 2006, em sacas de 60 kg

Safr	Produção		
	Conilon	Arábica	Total
1992	2.410.000	980.000	3.390.000
1993	2.825.000	895.000	3.720.000
1994	2.035.000	1.573.000	3.608.000
1995	1.503.000	847.000	2.350.000
1996	3.283.000	1.687.000	4.970.000
1997	2.435.000	992.000	3.427.000
1998	3.002.000	2.068.000	5.070.000
1999	2.694.000	1.792.000	4.486.000
2000	4.036.000	2.215.000	6.251.000
2001	5.930.000	1.960.000	7.890.000
2002	7.250.000	2.630.000	9.880.000
2003	5.820.000	1.440.000	7.260.000
2004	5.500.000	2.212.000	7.712.000
2005	6.014.000	2.056.000	8.070.000
2006	6.881.000	2.128.000	9.009.000

Fonte: Elaborado a partir dos dados do CETCAF (2006).

¹ O café arábica possui sabor mais suave e acentuado, aromático e menor quantidade de cafeína do que o café conilon. O café conilon apresenta maior resistência a pragas, possui sabor e aroma neutros, com tendência para o amargo, e maior quantidade de cafeína.

No que se refere ao destino da produção de café do Espírito Santo, esta varia de acordo com a espécie. No caso do café arábica, do total produzido pelo Estado, 70% é exportado e 30% destinado ao consumo interno; quanto ao café conilon, 30% da produção é exportada e 70% destinada ao mercado interno.

Os dados da Tabela 2 demonstram o volume de café exportado pelo Espírito Santo, no período de 1981 a 2006. Após a crise vivenciada na cafeicultura no período de 1930 a 1970, a cultura começou a recuperar-se a partir de 1975. No período que vai de 1981 a 2006, as exportações capixabas de café elevaram-se, em média, 4,7% ao ano. O maior volume exportado ocorreu no ano de 2002, 8.245.339 sacas.

Tabela 2 – Volume de café exportado pelo Espírito Santo, no período de 1981 a 2006, em sacas de 60 kg

Ano	Quantidade	Ano	Quantidade
1981	1.189.531	1994	3.917.279
1982	1.043.599	1995	3.317.175
1983	1.975.268	1996	3.438.256
1984	2.136.959	1997	2.572.173
1985	2.773.783	1998	4.077.367
1986	1.920.950	1999	5.170.421
1987	3.311.719	2000	3.579.275
1988	2.778.245	2001	5.429.813
1989	3.559.913	2002	8.245.339
1990	3.328.433	2003	5.738.019
1991	5.796.848	2004	4.147.208
1992	3.651.385	2005	4.018.189
1993	3.780.779	2006	4.550.079

Fonte: Elaborado a partir dos dados do Centro do Comércio de Café de Vitória – CCCV (2007b).

2.2. O mercado mundial de café

Durante a década de 1990 a economia cafeeira passou por várias transformações, decorrentes da suspensão das cláusulas econômicas do Acordo Internacional do Café (AIC), em 1989, e da extinção do antigo IBC, no Brasil, em 1990. Segundo estudo do Instituto Brasileiro de Economia – IBRE (1998, p. 3), “estes dois acontecimentos representaram uma nova era para o café: a era do livre mercado, da busca continuada de padrões superiores de eficiência, da reverência aos gostos e preferências dos consumidores”.

A produção mundial de café está dividida entre vários países, sendo que Brasil, Colômbia e Vietnã são os maiores produtores. A Figura 1 demonstra a quantidade de café produzida pelos principais países produtores, no ano de 2006. O Brasil é o maior produtor mundial, com um total de 42,5 milhões de sacas de 60 kg, o que corresponde a, aproximadamente, 35,1% da produção mundial (121,2 milhões de sacas de 60 kg). Destaca-se que os 15 maiores produtores mundiais de café respondem por cerca de 91% (110,3 milhões de sacas de 60 kg) da produção mundial.

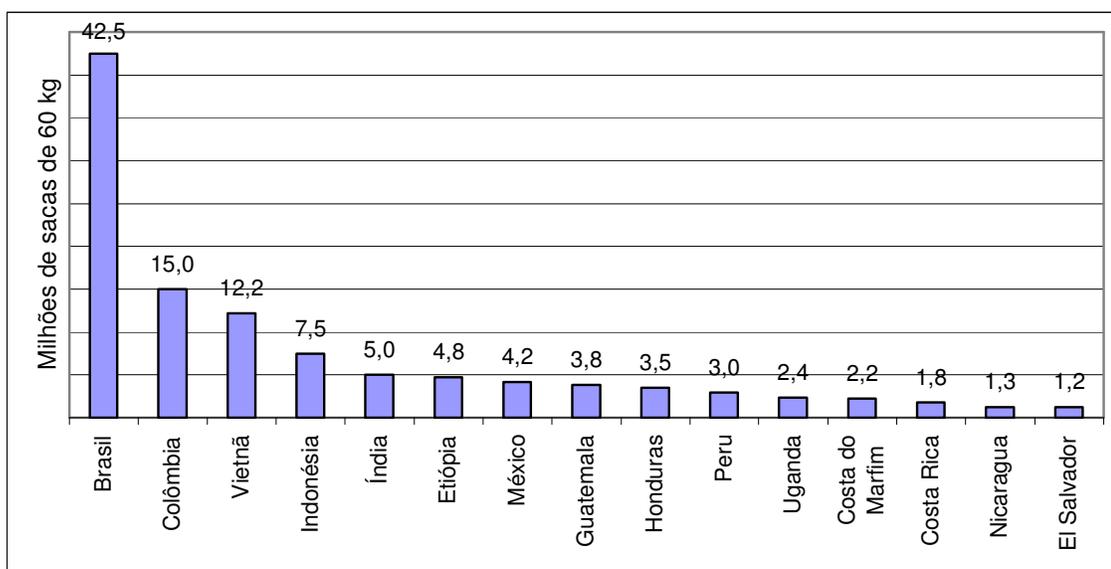


Figura 1 – Produção mundial de café dos principais produtores, no ano de 2006, em sacas de 60 kg.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION – ICO (2007a).

Na década de 1990 ocorreu crescimento significativo da oferta mundial de café. De acordo com Carvalho (2006), em um período de 10 anos (safra 1992-93 a safra 2002-03), a produção mundial de café robusta (conilon) cresceu, aproximadamente, 4,5% ao ano, e a de café arábica, 2,3% ao ano. No caso do café arábica, o Vietnã teve um crescimento médio anual de 15,9% e o Brasil de 7,5%.

Quanto ao consumo, no ano de 2006 foram consumidas 120,3 milhões de sacas de 60 kg, frente a uma produção de 125,2 milhões de sacas de 60 kg. Em termos absolutos, os maiores consumidores mundiais são a Europa, a América do Norte e a América do Sul. O consumo *per capita* de café ainda é muito reduzido, sendo que entre 2001 e 2003 a média mundial foi de apenas 0,59 kg/habitante/ano.

Os maiores consumidores superaram a marca de 1,4 kg/habitante/ano, porém, nos continentes mais pobres e populosos, o consumo não chega a 0,5 kg/habitante/ano. Como exemplo, na América do Norte, maior consumidor, o consumo médio foi de 2,26 kg/habitante/ano, enquanto que na Ásia foi de apenas 0,14 kg/habitante/ano (SIQUEIRA, 2005). Ainda, como exposto por Siqueira (2005), alguns países, como Colômbia, Finlândia e Suécia, chegaram a ter um consumo médio, no ano de 2003, de 6,70, 5,64 e 4,75 kg/habitante/ano, respectivamente. Quanto ao Brasil, no ano de 2006, consumo per capita foi de 4,27 kg de café torrado, aproximadamente 70 litros de café por brasileiro.

No que se refere às exportações mundiais de café, estas vêm acompanhando a produção mundial do produto. Enquanto na década de 1980 as exportações mundiais estiveram em torno de 70 milhões de sacas ao ano, na década de 1990 a quantidade exportada anualmente esteve em volta de 75 milhões de sacas, uma elevação de aproximadamente 7% (ORMOND, 1999).

Dados da F. O. Lichts demonstram que este aumento de exportações foi ocasionado pelo crescimento das importações dos países do Leste Europeu, e dos países componentes da antiga União das Repúblicas Socialistas Soviéticas – URSS (ORMOND, 1999).

O volume de café exportado pelos principais exportadores mundiais, no período de 1977 a 2006, é apresentado na Figura 2. O Brasil é o maior exportador de café mundial como pode ser observado, exceção feita ao ano de 1986, quando a Colômbia exportou maior quantidade que o Brasil, devido a produção brasileira ter caído em função de geada e de prolongada estiagem ocorrida no País em 1985. Em 1986 a economia brasileira exportou 9,9 milhões de sacas de 60 kg, enquanto a Colômbia exportou 11,6 milhões de sacas.

Vale destacar o aumento da participação do Vietnã nas exportações mundiais de café, com elevação média anual, no período, de aproximadamente, 24% ao ano. A Colômbia teve aumento médio de apenas 0,5% ao ano, no período. Dessa forma, o Vietnã ultrapassou a Colômbia, e tornou-se, desde 2000, o segundo maior exportador mundial de café. No ano de 2006, Vietnã e Colômbia exportaram, respectivamente, 13,9 e 10,9 milhões de sacas de café de 60 kg.

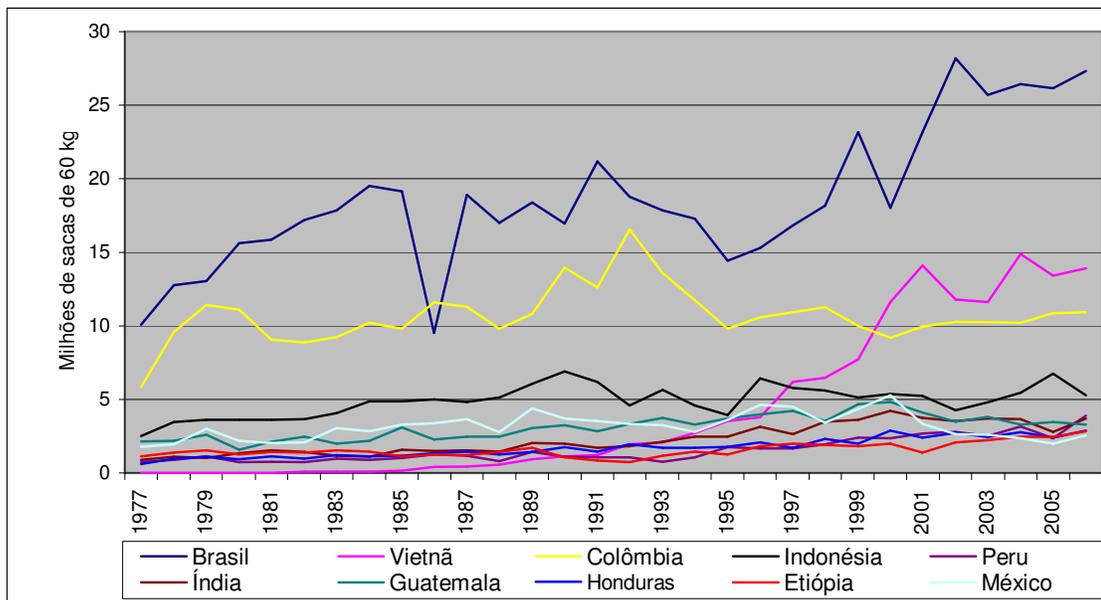


Figura 2 – Exportações mundiais de café, em sacas de 60 kg, pelos principais exportadores, no período de 1977 a 2006.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da ICO (2007b).

No contexto das exportações, ganham destaque os países reexportadores de café, que compram o produto em grãos, em quantidade maior que a demanda interna, para revender a outros países com maior valor agregado. Dentre estes países estão Alemanha, Bélgica, Estados Unidos, Cingapura, Itália, Holanda, Malásia, Espanha, Grã Bretanha e França, como pode ser observado na Figura 3. O maior reexportador mundial é a Alemanha, que em 2005, reexportou, aproximadamente, 9,0 milhões de sacas de 60 kg, o que corresponde a 26,4% do total reexportado mundialmente (33,9 milhões de sacas). A Bélgica é o segundo maior reexportador mundial e os Estados Unidos são o terceiro maior reexportador. Esta prática de reexportar café com maior valor agregado vem crescendo bastante nos últimos anos. Devido a este processo de reexportação, o mercado internacional de café, com maior valor agregado, é dominado por países desenvolvidos.

De acordo com Siqueira (2005), os principais concorrentes mundiais nas exportações de café são os seguintes: em café verde, Brasil, Vietnã, Colômbia e Indonésia; em extratos de café, Brasil, Alemanha, Malásia e Cingapura; e, em café torrado, Alemanha, Itália, Bélgica, Estados Unidos, Áustria e Canadá.

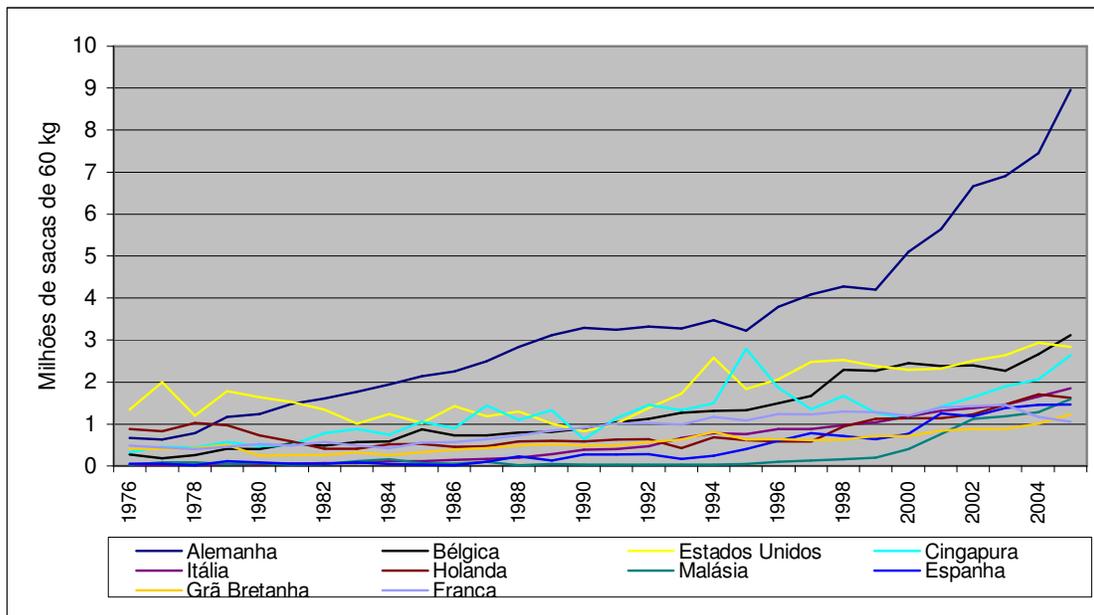


Figura 3 – Quantidade reexportada de café pelos maiores reexportadores mundiais, em sacas de 60 kg, no período de 1976 a 2005.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da ICO (2007c).

No que se refere às importações mundiais de café, os países que se destacam no cenário internacional são: Estados Unidos, Alemanha, Japão, Itália, França, Espanha, Bélgica, Grã Bretanha, Holanda e Polônia (Figura 4). Os Estados Unidos figuram-se como maior importador mundial, importando em 2005, aproximadamente, 23,2 milhões de sacas de 60 kg. A Alemanha, o maior reexportador mundial do produto, encontra-se em segundo lugar em quantidade importada.

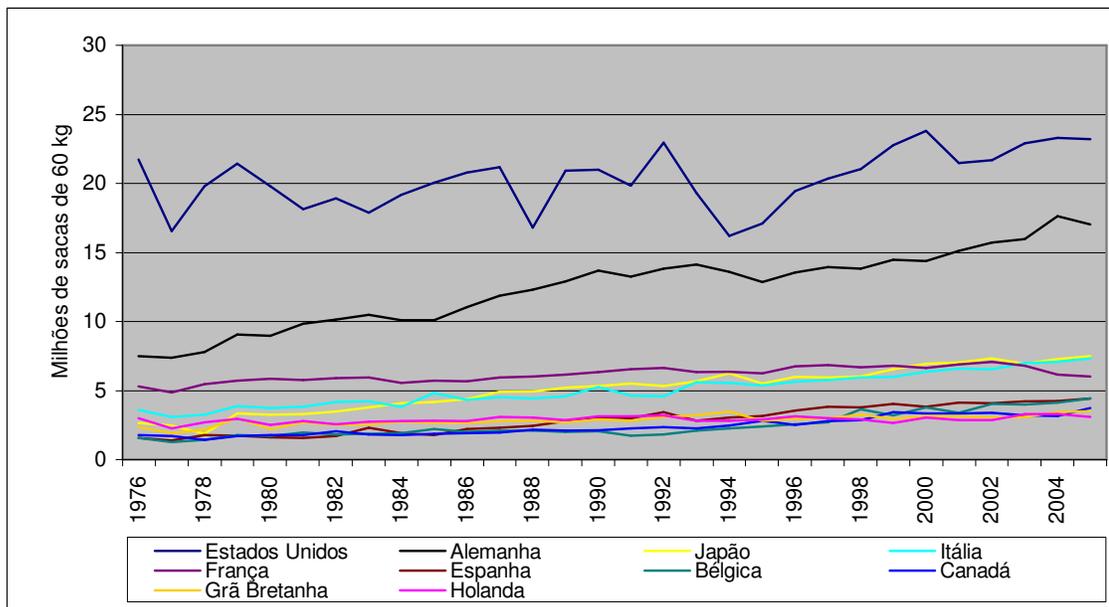


Figura 4 – Importação de café pelos maiores importadores mundiais, em sacas de 60 kg, no período de 1976 a 2005.

Fonte: Elaborado a partir dos dados da ICO (2007d).

Referente aos preços do café no mercado internacional, estes seguem uma tendência que é consequência e determinada pela produção de café em nível mundial. Nas últimas décadas, observou-se uma queda nesses preços, até 1992, quando houve novo ciclo de alta (Figura 5). Esta redução nos preços deveu-se a estabilidade da produção e a estagnação no consumo, nos anos anteriores a 1990, somente revertida a partir de então, com a redução dos estoques e aumento do consumo pelos países produtores (ORMOND, 1999).

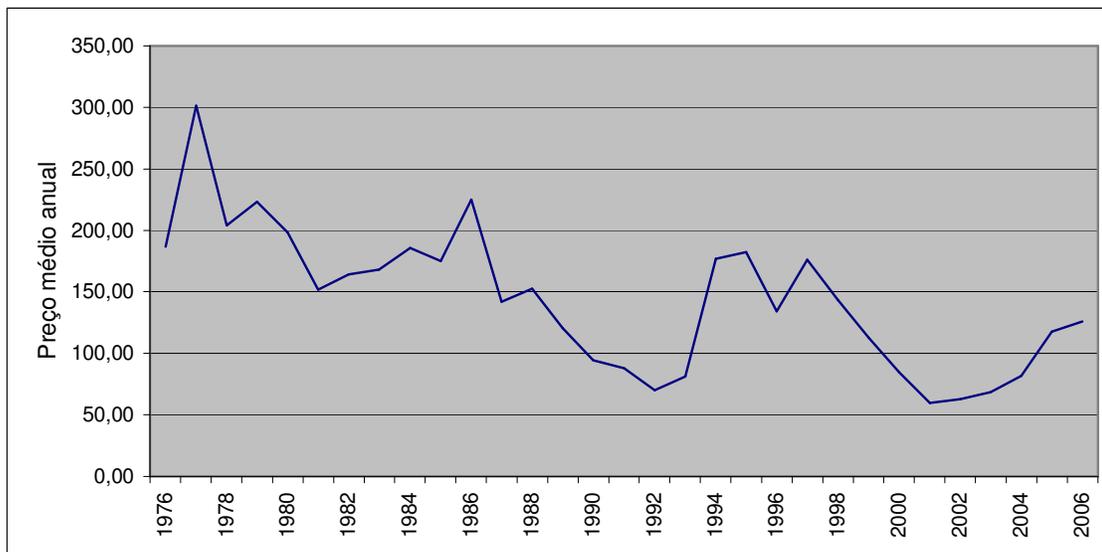


Figura 5 – Evolução do preço médio internacional do café: preço composto (US\$/saca de 60 kg).

Fonte: Elaborado a partir dos dados da ICO (2007e).

Nos anos de 1994 e 1995, devido à redução significativa da produção brasileira, em 1995 o Brasil produziu 18 milhões sacas de 60 kg, ocasionada pela geadas de 1994, os preços aumentaram novamente, chegando a uma média de US\$ 182,13 por saca em 1995. Já em 1997, a alta dos preços ocorreu devido à recomposição do nível de estoques nos países consumidores, que ainda se encontrava baixo, e a seca que reduziu a produção brasileira. Após 1997, os preços começaram a declinar, resultado de cinco anos consecutivos (1998-99 a 2002-03) de excesso de produção em relação à demanda mundial, atingindo o piso em 2001 (ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO CAFÉ – OIC, 2004). No final de 2001 os preços começaram a reagir devido à queda do volume produzido mundialmente. Em 2005, impulsionado pela demanda mundial de 117 milhões de sacas, superior à produção de, aproximadamente, 107 milhões de sacas, a saca de 60 kg atingiu o preço médio de US\$ 117,58.

CAPÍTULO III

3. REVISÃO DE LITERATURA E MODELO ECONÔMICO

Na primeira seção deste capítulo tem-se a revisão de literatura referente a trabalhos sobre os determinantes e o desempenho das exportações brasileiras de algumas *commodities* no mercado internacional, dentre as quais está o café; na segunda seção é apresentado um modelo econômico, o qual pode ser utilizado pela metodologia econométrica tradicional. Vale lembrar que a abordagem geral para específico, metodologia a ser utilizada neste trabalho, não se baseia em modelos econômicos pré-estabelecidos.

3.1. Revisão de literatura

Cavalcanti e Ribeiro (1998) analisaram o desempenho das exportações brasileiras, no período de 1977/96, com destaque para os anos de 1990. Como método econométrico os autores partiram de um modelo VAR (Vetor Auto-Regressivo) para as exportações e, a partir de testes de cointegração e exogeneidade, estimaram uma equação auto-regressiva com defasagens distribuídas (ADD). As variáveis utilizadas para análise das exportações brasileiras foram: índice de quantum exportado de produtos manufaturados; índice de preços de exportação de manufaturados; índice de quantum exportação de produtos básicos; índice de preços de exportação de produtos básicos; índice de quantum de exportação de semimanufaturados; índice de preços de exportação de semimanufaturados; índice de preços das vendas domésticas em US\$; índice de preços de importação dos países industrializados; índice das importações dos países industrializados em valor; índice da produção física da indústria geral; PIB; índice de produto potencial; e, índice de utilização da capacidade instalada.

No que se refere aos resultados, Cavalcanti e Ribeiro (1998) constataram que, para os produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, as exportações dependem, principalmente, das condições de demanda do mercado internacional, a saber: renda mundial e preços dos produtos exportados

relativamente aos bens substitutos. De acordo com os autores, para os produtos industriais as exportações são fortemente afetadas por fatores ligados a oferta: taxa de rentabilidade e, possivelmente, capacidade produtiva. Além disso, as exportações de produtos industrializados são influenciadas pelo nível de comércio externo.

No trabalho de Carvalho e De Negri (2000) foram estimadas equações trimestrais para as importações e exportações de produtos agropecuários pelo Brasil. Para as exportações considerou-se o período de 1977 a 1988 e, para as importações, o período de 1978 a 1988, devido a disponibilidade de séries históricas.

Especificamente no que se refere à equação de exportações, Carvalho e De Negri (2000) consideraram as seguintes variáveis: taxa de câmbio, preço das exportações, preço doméstico, produto mundial e nível de produto doméstico. As estimações de Carvalho e De Negri (2000) foram realizadas inicialmente por meio de modelos VAR, e em seguida, partiu-se para o teste de cointegração via procedimento de Johansen. Constatada a existência de uma relação estável entre as variáveis, testou-se a hipótese de exogeneidade fraca das variáveis explicativas. Aceita a hipótese de exogeneidade, simplificou-se as estimações e alcançou-se um modelo uniequacional. Dessa forma, o vetor de longo prazo foi estimado com o uso de defasagens auto-regressivas distribuídas. Para o curto prazo usou-se o Mecanismo de Correção de Erros (MCE) para estimação.

Neste contexto, na estimação da equação de exportação, a constante (termo de intercepto) e as dummies sazonais foram excluídas do modelo por não mostrarem-se significativas. Os resultados mostraram que, no longo prazo, o nível de atividade mundial tem grande importância sobre o quantum exportado de produtos agropecuários. Assim, uma elevação de 10% no produto mundial levaria a um aumento de 6,5% nas exportações do setor. No caso da taxa de câmbio, esta apresentou-se significativa, porém com baixa influência sobre o quantum exportado. Aqui, no caso de uma desvalorização no câmbio real de 10%, a quantidade de produtos agropecuários exportada sofreria, a longo prazo, uma alavancagem de 1,2%.

Como salientado por Carvalho e De Negri (2000), no curto prazo todas as variáveis inclusas no modelo foram significativas. Contrário aos resultados encontrados para o longo prazo, no curto prazo uma elevação de 1% na taxa de

câmbio real provocaria, no mesmo período, uma redução de 0,6% no quantum exportado de produtos agropecuários. Isto é, os exportadores parecem reagir de forma contrária no longo prazo e no curto prazo, no caso de variações da taxa de câmbio. No entanto, esta postura inicial de curto prazo é rapidamente compensada no período seguinte (trimestre seguinte). Quanto a variação no nível de atividade mundial, sua influência não se dá de imediato, uma vez que somente no trimestre seguinte se refletem na decisão dos exportadores.

Castro e Rossi Jr. (2000) estimaram equações para o valor exportado e o preço das principais *commodities* brasileiras, a saber: café, açúcar, soja, minério de ferro, carne bovina, alumínio, cacau, suco de laranja e fumo. Como metodologia os autores adotaram os modelos VAR irrestritos e os modelos em diferenças restritos. Neste contexto, Castro e Rossi Jr. (2000) testaram a inclusão de variáveis exógenas no modelo e compararam a capacidade preditiva do modelo restrito com a do VAR irrestrito. Segundo os autores, as abordagens estudadas têm como objetivo estimar as equações na forma reduzida, sem a preocupação em estimar uma forma estrutural. No mais, são incluídas nas especificações adotadas, o valor exportado e os preços internacionais das *commodities* como variáveis endógenas e, um conjunto de variáveis composto pela taxa de juros Libor, a taxa de câmbio real efetiva do dólar em relação a uma cesta de moedas e as importações dos países industrializados, como exógenas.

Os resultados encontrados por Castro e Rossi Jr. (2000) sugerem que somente no caso do café e do alumínio, as exportações brasileiras defasadas influenciam o preço internacional. Para as outras *commodities*, as exportações brasileiras não apresentaram causalidade com os preços internacionais.

No caso específico da *commodity* café, Castro e Rossi Jr. (2000) demonstraram que segundo os critérios de informação utilizados, o modelo VAR do café foi ajustado com seis defasagens, sendo os dados trimestrais. Além disso, os autores verificaram que os preços defasados do café são altamente significativos na equação do valor exportado; as importações mundiais são significativas apenas na quinta e na sexta defasagens; quanto a Libor, esta apresentou efeito contemporâneo positivo; e, o câmbio real efetivo do dólar tem um efeito negativo bastante defasado.

Barros et al. (2002) estimaram funções de oferta de exportação de produtos agropecuários para a economia brasileira, no período que vai de janeiro de 1992 a

dezembro de 2000. Os produtos estudados foram: frango, produtos do complexo soja, café, carne bovina, açúcar, algodão e suco de laranja. Os autores utilizaram um modelo teórico baseado na especificação de modelos econométricos ajustados para os diferentes produtos, no qual a equação de oferta de exportação é derivada das funções de oferta e demanda internas.

Os modelos foram ajustados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), incluindo o termo de correção de erros quando as variáveis fossem co-integradas. As variáveis consideradas como explicativas para a exportação dos produtos foram: preço no mercado interno do produto; taxa de câmbio efetiva; preço recebido pelas exportações; renda interna real, e, variáveis binárias com a finalidade de captar mudanças no intercepto das equações decorrentes de situações diferenciadas das exportações em diferentes anos e diferentes meses (variações estacionais) da amostra utilizada.

De maneira geral, os resultados revelaram que as exportações do agronegócio brasileiro mostram-se muito sensíveis às variações do crescimento econômico brasileiro (renda interna). Neste caso, um menor crescimento da economia interna contribui para o crescimento das exportações do setor agropecuário. Outro fator relevante para as exportações do setor agropecuário do País foi a taxa de câmbio, sendo que as *commodities* soja (e seus derivados) e açúcar foram as mais afetadas pelas mudanças dessa variável. Os preços domésticos tiveram grande influência nas exportações de açúcar, soja e carne industrializada. Também, as exportações de açúcar sofreram forte impacto do mercado externo (relação entre oferta e demanda interna).

Vale destacar que dentre os produtos analisados por Barros et al. (2002) está o café. De acordo com os autores, todas as variáveis que explicam o comportamento das exportações brasileiras de café em grão são estacionárias na primeira diferença – $I(1)$. Como há um vetor de co-integração, promoveu-se estimativa pelo método de correção de erros. Foram incluídas no modelo onze variáveis defasadas da variável dependente, para eliminar o problema da autocorrelação dos resíduos. Como salientam os autores, os coeficientes das variáveis representativas do preço interno e da taxa de câmbio apresentaram-se significativos somente para os níveis de probabilidade de 0,22 e 0,25, respectivamente. O coeficiente do preço do mercado externo mostrou-se significativo, porém relativamente baixo. Os resultados indicaram

que a variável de maior relevância sobre as exportações de café do Brasil foi a renda interna real.

Wyzykowski e Almeida (2002) estimaram e analisaram as equações de oferta e demanda de manga do Brasil no mercado internacional, no período de 1980 a 1999. Dentre as variáveis utilizadas para estimar estas equações estão: o preço médio da manga exportada pelo Brasil; o preço médio mundial da manga; o preço médio ponderado das exportações de manga dos principais concorrentes do Brasil na janela de mercado; a renda doméstica *per capita*; e, a renda mundial (paridade poder de compra). A equação de oferta foi estimada pelo método dos MQO e a equação de demanda, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários em Dois Estágios (MQ2E). Os autores constataram que, na equação de oferta, as exportações foram afetadas pelas variáveis preço médio real e tendência. Quanto à equação de demanda, a única variável com impacto significativo foi a renda mundial.

Maia (2003) examinou os impactos da taxa de câmbio e da taxa de juros sobre as exportações de produtos agrícolas brasileiros em dois períodos distintos: a) de janeiro de 1980 até dezembro de 1990 e, b) de janeiro de 1990 até dezembro de 2001. O autor utilizou como modelo teórico a abordagem de microeconomia aberta a partir do modelo Mundell-Fleming. A metodologia empírica adotada foi a estimação de um modelo econométrico VAR, com causalidades contemporâneas. As variáveis tomadas como relacionadas com as exportações agrícolas brasileiras foram as seguintes: taxa de câmbio, taxa de juros, o estoque de moeda e o produto interno bruto.

Nos resultados encontrados por Maia (2003), a taxa de câmbio apresentou-se significativa na determinação das exportações agrícolas brasileiras, tanto no curto prazo como no longo prazo. Ressalta-se que, na análise contemporânea (curto prazo), a influência da taxa de câmbio diminuiu do período de 1980 a 1990, para o período de 1990 a 2001. No primeiro período, uma elevação da taxa de câmbio representava 45% das variações das exportações; no segundo período, este valor passou para 39%, perfazendo uma redução de seis pontos percentuais. A taxa de juros também teve efeito sobre as exportações agrícolas brasileiras, tanto no curto prazo como no longo prazo.

Alves e Bachi (2004) estimaram uma função de oferta de exportação brasileira de açúcar, para o período de outubro de 1995 a dezembro de 2002, sendo

que a especificação de tal função foi fundamentada no modelo proposto por Barros et al. (2002), que considera que o quantum exportado de um produto depende dos excedentes do mercado interno. Neste contexto, o quantum exportado depende do preço das exportações expresso em moeda estrangeira, do preço doméstico, da taxa de câmbio real, da renda interna e de um deslocador da oferta (por exemplo, o álcool). Vale ressaltar que Alves e Bachi (2004) utilizaram como proxy para a renda interna mensal, o índice divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, da Pesquisa Industrial – Produção Física – Indústria Geral. Como procedimento empírico, Alves e Bachi (2004) utilizaram a metodologia VAR para estimar a função de exportação de açúcar.

Quanto aos resultados alcançados por Alves e Bachi (2004), estes demonstram que o preço e a renda doméstica, variáveis que refletem a situação do mercado interno, têm grande relevância na determinação das exportações brasileiras de açúcar, sendo o efeito defasado (subseqüente ao choque) dessas variáveis sobre o quantum exportado bastante agressivo. Também, verificou-se que as exportações brasileiras de açúcar elevam-se à medida que a moeda nacional desvaloriza-se perante ao dólar norte-americano. Destaca-se que o efeito da taxa de câmbio sobre o quantum exportado é mais expressivo após três meses de choque. No que se refere ao preço das exportações, este apresentou menor elasticidade quando comparada às variáveis de mercado interno, porém também teve algum grau de influência sobre o quantum de açúcar exportado pelo Brasil. Vale ressaltar que o efeito mais expressivo sobre as exportações de açúcar foi a renda interna, ou seja, as exportações de açúcar são fortemente afetadas pela conjuntura interna.

Silva e Bachi (2005) estimaram as equações de exportação para o açúcar bruto brasileiro, com a finalidade de identificar os determinantes do desempenho exportador dessa *commodity*. Os autores utilizaram um modelo econômico baseado nas curvas de oferta e demanda de exportação. A equação de oferta de exportação é função do preço de exportação de açúcar bruto do Brasil; da taxa de câmbio; e, do preço doméstico do açúcar branco. A equação de demanda pelas exportações brasileiras de açúcar bruto é função da quantidade demanda de açúcar bruto do Brasil; do preço de exportação do açúcar bruto brasileiro; da renda interna; e, do preço do açúcar bruto dos concorrentes do Brasil no mercado internacional. Dessa forma, a quantidade exportada pelo Brasil de açúcar bruto depende do nível de

renda externa, do preço do açúcar bruto dos países concorrentes no mercado internacional, da taxa de câmbio e de um deslocador de oferta de açúcar bruto, neste caso, o preço doméstico do açúcar branco. Utilizou-se como variável deslocadora da demanda externa pelo açúcar brasileiro uma *proxy* representativa da renda da Rússia, o principal importador desse tipo de açúcar do Brasil.

A metodologia utilizada por Silva e Bachi (2005) foi a VAR, sendo consideradas as propriedades de integração e co-integração das séries utilizadas. Os resultados encontrados por Silva e Bachi (2005) demonstraram que as exportações de açúcar bruto dependem essencialmente das condições do mercado externo, neste caso, representadas pelas variáveis renda da Rússia e taxa de câmbio, e do preço doméstico. Esta última variável não teve efeito contemporâneo significativo sobre o quantum exportado, porém seu efeito aumenta ao longo do tempo.

Morais e Barbosa (2006) estimaram as equações de oferta e demanda por exportações de calçados brasileiros, no período entre o primeiro trimestre de 1985 e o primeiro trimestre de 2003. Para isto, os autores utilizaram a metodologia de Johansen (1988) para co-integração. No estudo, os autores tomaram com variáveis que afetam as exportações de calçados o preço de exportação, o produto potencial do setor e a utilização da capacidade instalada para o setor. No caso da equação de demanda por exportação, esta é função do preço do produto medido em moeda estrangeira e da renda interna, sendo que se tomou os preços relativos e o PIB dos Estados Unidos.

No que se refere aos resultados estimados, Moraes e Barbosa (2006) salientam que, para a equação de oferta, os impactos de uma variação da taxa de câmbio têm grande relevância sobre o quantum exportado de calçados no longo prazo. Também, para a equação de oferta de exportação, verificou-se que os impactos de variações nos preços ocorrem no longo prazo. Para a equação de demanda, observou-se uma elasticidade preço negativa, com maiores efeitos no curto prazo. A elasticidade renda estimada mostrou-se positiva, com seus impactos ocorrendo no curto prazo.

3.2. Modelo econômico

No que se refere à análise empírica dos determinantes do comportamento das exportações de certo produto por um país, variadas são as formulações teóricas que podem ser utilizadas. Tomando como base, sobretudo, as teorias do consumidor e do produtor, estas formulações levam em direção aos condicionantes das exportações que podem atuar tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta. O que se quer por meio da estimação de equações de exportações é determinar o grau de importância das principais variáveis que afetam o comércio externo de um país.

São vários os trabalhos existentes sobre o comércio internacional de *commodities*, alguns analisando os produtos no agregado, outros analisando a comercialização de produtos de forma individual. Dentre os estudos que analisam funções de exportação pode-se citar, entre outros: Zini Jr. (1988), Castro e Cavalcanti (1997), Cavalcanti e Ribeiro (1998), Carvalho e Negri (2000), Miranda (2001), Barros et al. (2002), Alves e Bachi (2004), Silva e Bachi (2005) e Moraes e Barbosa (2006).

Um dos modelos propostos para representar a função de exportação de um determinado produto é apresentado por Barros et al. (2002). Nesse modelo, considera-se que o quantum exportado do produto depende dos excedentes do mercado doméstico. As equações de oferta (s) e demanda interna (d) podem ser escritas, respectivamente, como:

$$s = a + bp_d + cz, \quad a > 0, b < 0, \quad (1)$$

$$d = d + ep_d + fy, \quad e < 0, f > 0, \quad (2)$$

em que p_d representa o preço doméstico; z , deslocadores da oferta; e , y , deslocadores da demanda, entre os quais pode-se citar a renda interna.

Em equilíbrio de mercado, oferta (s) é igual a demanda (d), logo,

$$s = d, \quad (3)$$

ou seja,

$$a + bp_d + cz = d + ep_d + fy \quad (4)$$

A partir da Equação 4, pode-se expressar o preço doméstico de equilíbrio (p_d^*), existente na ausência de comércio exterior:

$$p_d^* = \frac{[(a-d) + fy - cz]}{(b-e)}. \quad (5)$$

Admiti-se que o produto doméstico seja exportado ao preço de exportação expresso em moeda nacional (p_x). Pressupõe-se que o produto a ser exportado diminui a disponibilidade doméstica (e eleva o preço interno), não afetando a qualidade do produto comercializado internamente, uma vez que se assume que não existe controle rigoroso da qualidade de tal produto.

Relacionando o preço das exportações (p_x) e preço interno (p_d), tem-se uma margem de exportação que cobre o custo dessa operação. O preço externo é dado pelo mercado internacional, logo seu valor não é influenciado pelo volume exportado pelo país doméstico. Dessa forma, a demanda externa é perfeitamente elástica.

Admite-se que essa margem seja definida da seguinte forma:

$$m = \alpha \cdot p_d, \quad (6)$$

em que α é a elasticidade que relaciona m e p_d .

Dado que o preço de exportação expresso em moeda nacional (p_x) é igual a soma do preço que vigora no mercado interno com a margem de exportação, tem-se que:

$$p_x = p_d + m, \quad (7)$$

$$p_d = p_x - m, \quad (8)$$

ou, ainda,

$$p_d = p_x - \alpha p_d. \quad (9)$$

Assim, as Equações 1 e 2 podem ser reescritas como a seguir:

$$S = a + bp_x - b\alpha p_d + cz, \quad (10)$$

$$D = d + ep_x - e\alpha p_d + fy. \quad (11)$$

Pode-se, agora, determinar a função de oferta de exportação, que é representada pelo excesso de oferta sobre a demanda doméstica. Portanto, ela envolve as mesmas variáveis que impactam sobre essas duas funções. Dessa forma, pode-se representar a função de oferta de exportação por:

$$q_x = h(p_d, p_x, z, y). \quad (12)$$

No entanto, uma vez que $p_x = p_e t_c$, em que p_e é o preço das exportações em moeda estrangeira e, t_c , é a taxa de câmbio real, a Equação 12 pode ser reescrita da seguinte forma:

$$q_x = h(p_e, t_c, p_d, y, w). \quad (13)$$

Conforme modelo apresentando, a quantidade exportada de uma *commodity* é função dos preços das exportações expressos em moeda estrangeira (p_e), da taxa de câmbio real (t_c), do preço doméstico (p_d), da renda interna (y_I) e de um deslocador da oferta (w).

Espera-se a ocorrência de uma relação positiva entre a quantidade exportada de determinada *commodity* e as seguintes variáveis: taxa de câmbio e preço das exportações. No caso das variáveis preço doméstico e renda interna espera-se que tenham uma relação negativa com a quantidade exportada.

CAPÍTULO IV

4. MODELOS DINÂMICOS E ABORDAGEM GERAL PARA ESPECÍFICO

Neste capítulo, primeiramente, é feita uma descrição sobre os modelos dinâmicos. Em seguida é apresentada a abordagem geral para específico, destacando todos os passos para sua utilização. Por fim, faz-se uma síntese da abordagem.

4.1. Modelos dinâmicos

De acordo com Gujarati (2006), na análise de regressão que envolve séries temporais, aqueles modelos que incluem os valores correntes e defasados das variáveis explicativas (os X 's) são denominados de modelos de defasagens distribuídas. Caso o modelo inclua um ou mais valores defasados da variável dependente ele é denominado modelo auto-regressivo. Assim,

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + u_t \quad (14)$$

representa um modelo com defasagens distribuídas, e

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

é um modelo auto-regressivo. Este modelo também é chamado de modelo dinâmico, pois “retrata o caminho temporal da variável dependente em relação ao(s) seu(s) valor(es) passado(s)” (GUJARATI, 2006, p. 529).

Gujarati (2000) salienta que o objetivo da metodologia de Hendry é encontrar uma equação que represente o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (modelo específico). Esta equação de longo prazo pode ser representada, por exemplo, pelo modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ADD), apresentado na Equação 16:

$$Y_t = \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_m X_{t-m} + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 Y_{t-2} + \dots + \delta_m Y_{t-m} + u_t, \quad (16)$$

em que Y representa a variável dependente; X , conjunto de variáveis explicativas da variável Y ; t , tempo atual; m , número de defasagens; e, u_t , termo do erro. A Equação 16 representa um modelo dinâmico, dado que considera o comportamento de uma variável no decorrer do tempo.

4.2. Abordagem geral para específico

A abordagem geral para sugere que se comece com um modelo com vários regressores, reduzindo-o gradativamente até que se chegue a um modelo que contenha apenas variáveis “importantes”. Assim, parte-se de um modelo dinâmico com uma ordem de defasagem grande o suficiente para incluir a defasagem verdadeira das variáveis, sendo que no processo de reduções deve-se ter o cuidado de não se perder informações relevantes.

A abordagem de Hendry baseia-se, então, no conceito do DGP. Como salienta Gilbert (1986), estatisticamente o DGP é definido como uma distribuição comum de todos os dados da amostra, ou seja, variáveis endógenas e exógenas. O DGP pode ser representado pela Equação 17:

$$D(X_T^1 / X_0, \Theta) = \prod_{t=1}^T D(x_t / X_{t-1}, \Theta), \quad (17)$$

em que D é a função de densidade conjunta; $X_T^1 = (x_1, \dots, x_T)'$, em que os x_t são uma amostra com T observações e K variáveis; Θ , vetor de parâmetros desconhecidos; X_0 , matriz da condição inicial; $X_{t-1} = x_1, \dots, x_{t-1}$; e, $X_t' = X_0' X_t^1$.

Segundo Corvalão (2002), Hendry e Richard (1982) descrevem o processo de simplificação do modelo geral para específico nos passos seguintes: marginalização, condicionamento, reparametrização, estimação e diagnóstico. Posteriormente, Pagan (1992) incorporou a estes passos a análise de ordem de integração e de co-integração das variáveis.

Para Gujarati (2000), a simplificação de um modelo geral, ou seja, a determinação do número de defasagens deve satisfazer, de acordo com Hendry e Richard (1983), os critérios a seguir:

- 1) Ser admissível quanto aos dados: isto significa que as previsões realizadas a partir do modelo devem ser aceitáveis;
- 2) Ser compatível com a teoria: o modelo deve satisfazer os preceitos da teoria econômica. Não se pode, por exemplo, ter coeficientes com sinais contrários aos que determina a teoria econômica;
- 3) Ter regressores fracamente exógenos: isto é, os regressores não podem ter correlação com o termo de erro;
- 4) Exibir constância nos parâmetros: significa que os parâmetros devem ser estáveis. Caso contrário, as previsões serão difíceis de serem realizadas;
- 5) Exibir coerência nos dados: ou seja, os resíduos estimados no modelo devem ser puramente aleatórios, isto é, ruído branco. Se isto não ocorrer, há algum erro de especificação do modelo;
- 6) Ser abrangente: o modelo escolhido deve abranger ou incluir todos os modelos rivais. Isto significa que, os modelos rivais não podem ser melhores que o modelo escolhido.

4.2.1. Marginalização

A marginalização consiste em selecionar, dentre as variáveis consideradas como explicativas, aquelas que não são úteis segundo a teoria econômica, verificando a significância e os sinais dos parâmetros estimados. A idéia geral é separar do DGP as variáveis que não interessam, de acordo com a teoria econômica. Assim, dividindo-se x_t' em (w_t', y_t', z_t') e fatorando as densidades de dados $D(x_t / X_{t-1}, \Theta)$ e a função de verossimilhança, obtem-se a Equação 18:

$$D(x_t / X_{t-1}, \Theta) = A(W_t / X_t, Y_t : \alpha). B(Y_t / Y_{t-1}, Z_t : \beta). C(Z_t / Y_{t-1}, Z_{t-1} : \gamma), \quad (18)$$

em que A representa, a partir da determinação de W , aquelas variáveis que não interessam no modelo; B , as variáveis endógenas de interesse: Y_t , como uma função dos valores defasados de Y e das variáveis exógenas Z_t ; e, C , determinação das variáveis Z_t , como função das variáveis exógenas e endógenas defasadas.

4.2.2. Condicionamento

Após selecionar as variáveis de interesse, deve-se determinar aquelas que serão consideradas endógenas (condicionadas) e aquelas que serão tomadas como exógenas. Engle et al. (1983) demonstraram que diferentes objetivos requerem distintos conceitos de exogeneidade: a) exogeneidade fraca é desejável para estimação e testes, sem perda de informação; b) exogeneidade forte é necessária para realizar previsões; e, c) super exogeneidade é desejável para simulações políticas. Com o intuito de validar o condicionamento, as variáveis independentes devem ser ao menos fracamente exógenas.

Para realização de análises estruturais a exogeneidade fraca é suficiente em econometria. No caso de previsões válidas de Y_t do modelo condicional, é necessário que as variáveis envolvidas tenham exogeneidade mais do que fraca.

No que se refere à exogeneidade fraca, esta deve ser verificada devido ao fato de se assumir que uma variável é exógena ao modelo quando, na verdade, ela não é. Isto implica que, em modelos uniequacionais, quando se assume que as variáveis do lado direito são exógenas, se tal não for verdade, a equação poderá ser melhorada por um sistema de equações, ou seja, a estimação por uma equação não é eficiente.

O teste de exogeneidade fraca pode ser baseado na tipologia definida por Engle et al. (1983). Por esta metodologia, estima-se, primeiramente, uma regressão simples com a variável dependente em função de todas as variáveis exógenas que integram a equação do modelo. Dessa equação, que é denominada equação condicional, deve-se reter os resíduos. Posteriormente, faz-se uma regressão entre a variável que se considera exógena e suas defasagens, o que resulta em uma

equação marginal. Os resíduos da equação marginal também devem ser extraídos. Por fim, roda-se uma regressão entre os resíduos da equação condicional (\hat{u}_1) e os resíduos da equação marginal (\hat{u}_2), conforme Equação 19:

$$\hat{u}_1 = c + \beta \hat{u}_2. \quad (19)$$

Deve-se, então, verificar se o coeficiente estimado β é estatisticamente significativo ou não. Se β não for significativo, os resíduos da equação condicional e os resíduos da equação marginal são independentes, logo, a variável em questão é exógena.

No caso da exogeneidade forte, são necessários dois pré-requisitos: 1) exogeneidade fraca da variável; e, 2) não-causalidade no sentido de Granger. Constatada a primeira exigência, ou seja, a de que a variável é exogenamente fraca, verifica-se a exogeneidade forte da variável. Para isso, demonstra-se a não-causalidade no sentido de Granger.

O teste de Granger envolve, segundo Gujarati (2006), a estimativa das seguintes Equações:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}, \quad (20)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + u_{2t}, \quad (21)$$

em que se supõe que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação. Pressupõe-se, também, que as variáveis Y e X sejam estacionárias.

A Equação 20 postula que a variável Y atual relaciona-se com os valores passados da própria variável Y e da variável X . Já a Equação 21 postula que a variável X atual relaciona-se com os valores passados da própria variável X e da variável Y . A partir das Equações 20 e 21, pode-se distinguir quatro casos:

1) Causalidade unidirecional de X para Y : ocorre se os coeficientes estimados sobre a variável X defasada, na Equação 20, forem estatisticamente diferentes de zero como um grupo ($\sum \alpha_i \neq 0$), e o conjunto de coeficientes estimados

sobre a variável Y defasada, Equação 21, não forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \delta_j = 0$);

2) Inversamente, causalidade unidirecional de Y para X : existe se os coeficientes estimados sobre a variável X defasada, na Equação 20, não forem estatisticamente diferentes de zero como um grupo ($\sum \alpha_i = 0$), e o conjunto de coeficientes estimados sobre a variável Y defasada, Equação 21, forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \delta_j \neq 0$);

3) Realimentação, ou causalidade bilateral: acontece quando os conjuntos de coeficientes de X e Y são estatística e significativamente diferentes de zero nas Equações 20 e 21;

4) Independência: ocorre quando os conjuntos de coeficientes de X e Y não são estatisticamente significativos nas Equações 20 e 21.

Vale destacar que o número de termos defasados a serem incluídos nas Equações 20 e 21 é de fundamental importância, uma vez que a direção da causalidade pode depender criticamente do número de termos defasados.

4.2.3. Análise de ordem de integração

4.2.3.1. Estacionaridade

De acordo com Gujarati (2006) uma série temporal (um processo estocástico) é estacionária se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo, e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos, e não próprio tempo em que a covariância é calculada.

Formalmente, uma variável $Y(t)$ é estacionária se as condições seguintes forem satisfeitas para qualquer tempo t :

$$\text{Média: } E[Y(t)] = \mu, \quad (22)$$

$$\text{Variância: } \text{VAR}[Y(t)] = E[Y(t) - \mu]^2 = \sigma^2, \quad (23)$$

$$\text{Covariância: } E[(Y(t) - \mu)(Y(t-k) - \mu)] = f(k), k = 1, 2, \dots \quad (24)$$

As duas primeiras condições demonstram que a média e a variância de $Y(t)$ são invariantes no tempo. A terceira condição determina que as autocovariâncias não dependem do tempo; elas variam apenas em relação a distância k que separa as duas observações consideradas. Caso estas condições não se verifiquem, a série temporal é dita não-estacionária, devendo ser, por meio de transformações, estacionarizada. Na presença de raiz unitária na série, os resultados podem ser enviesados, o que faz com que os pressupostos da estatística clássica de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo não se verifiquem.

A estacionariedade pode ser constatada verificando-se se as séries temporais possuem uma raiz unitária². Existem vários testes para verificar a existência de raízes unitárias em séries temporais. No presente trabalho serão utilizados os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que foram desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979, 1981).

4.2.3.2. Testes de raiz unitária

O teste DF é realizado pela estimação da equação de MQO a seguir:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (25)$$

em que: $H_0 : \rho = 1,$

$$H_a : \rho < 1.$$

A hipótese nula representa a existência de uma raiz unitária, ou seja, que $\rho = 1$. No entanto, uma forma de representação mais comum é apresentada pela subtração de Y_{t-1} em ambos os lados da Equação 25. Dessa forma,

² O termo raiz unitária refere-se à raiz do polinômio no operador de defasagem.

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

em que $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$; $\theta = \rho - 1$; e, ε_t , ruído branco, que segue as hipóteses clássicas, a saber: tem média zero, variância (σ^2) constante e é não-autocorrelacionado.

Neste caso, a hipótese nula é dada por:

$$H_0 : \theta = 0,$$

$$H_a : \theta < 0.$$

Entretanto, não se pode utilizar os tradicionais testes t e F para verificar a existência de raiz unitária. Dessa maneira, Dickey e Fuller (1979), por meio de experimentos de Monte Claro, chegaram aos valores críticos que possibilitam testar esta hipótese.

Assim, o procedimento adequado é comparar a estatística t referente a θ sob a hipótese nula com os valores críticos tabulados por Dickey e Fuller. A não rejeição da hipótese nula determina a presença de uma raiz unitária, isto é, a série é integrada de ordem 1 [$I(1)$].

Vale ressaltar que a correta especificação da Equação 26 é fundamental para a realização do teste DF. Caso termos determinísticos como constante e tendência forem omitidos, o poder do teste³ é reduzido à zero, o que causa a não-rejeição de uma hipótese nula falsa. Neste contexto, concluí-se pela existência de uma raiz unitária mesmo quando ela não existir. Sendo assim, deve-se testar as especificações com constante e tendência e verificar qual a mais adequada para realização dos testes de raiz unitária. Logo, além da Equação 26, têm-se as seguintes especificações para o teste DF:

$$\text{com constante: } \Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (27)$$

$$\text{com constante e tendência: } \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (28)$$

³ O poder de um teste é a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula, dado que ela é falsa. De maneira formal, esta probabilidade é calculada da seguinte maneira: [1 - erro tipo II]. O erro tipo II é a falha em rejeitar a hipótese nula, quando ela é falsa. Também existe o erro tipo I, que é a rejeição da hipótese nula, quando ela for verdadeira.

em que α é a constante; e, β , tendência.

Se o termo do erro (ε_t) for autocorrelacionado, em função, por exemplo, de uma falha na especificação da estrutura de Y_t , a distribuição DF será invalidada devido ao fato de a mesma ter como hipótese que ε_t é um ruído branco. Dessa forma, torna-se necessário à utilização do teste ADF, representado na sua forma simples pela Equação 29:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (29)$$

em que $\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$; $\delta_i = -\sum_{j=i+1}^p \rho_j$; Δ , termos diferenciados defasados da variável dependente; e, ε_t , termo de erro estocástico (ruído branco).

O teste ADF consiste na estimação da Equação 29 pelo método de MQO. As hipóteses a serem testadas são as seguintes:

$$H_0 : \theta = 0,$$

$$H_a : \theta < 0.$$

A não rejeição da hipótese nula demonstra que existe uma raiz unitária na série Y_t . A Equação 29 representa o modelo simples, em que não há constante e nem o termo de tendência. As outras especificações possíveis são:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (30)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (31)$$

em que α é a constante; e, β , tendência.

Pela estatística τ (*tau*) pode-se definir se a série original da variável dependente Y_t é, ou não, estacionária, utilizando a estatística de teste ADF. A não

rejeição da hipótese nula demonstra que existe uma raiz unitária na série Y_t . Os valores críticos da estatística τ são obtidos rotineiramente no *software* EViews 4.1.

4.2.4. Reparametrização

Após selecionar as variáveis de interesse, torna-se necessário reparametrizar o modelo de maneira a encontrar variáveis explicativas que sejam interpretáveis em relação ao equilíbrio final, ou seja, encontrar representações simples do DGP marginalizado e condicionado. Para tanto, testa-se a existência de co-integração entre as variáveis do modelo. Em caso de existência de co-integração, emprega-se o MCE para elaboração de modelos envolvendo expectativas de curto prazo.

Importante salientar que, o passo inicial para análise de co-integração é a verificação da ordem de integração das variáveis utilizadas, ou seja, é necessário analisar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais e, em caso afirmativo, estabelecer se a ordem de integração é a mesma para todas as variáveis em análise (COELHO, 2002).

Engle e Granger (1987) apresentam a co-integração da seguinte forma: os componentes de um vetor x_t são ditos serem co-integrados de ordem d, b , denotado por $x_t \sim CI(d, b)$, se: (i) todos os componentes de x_t são $I(d)$; (ii) existe um vetor $\alpha (\neq 0)$ tal que $z_t = \alpha' x_t(d, b)$, $b > 0$. O vetor α é chamado de vetor de co-integração.

Dessa forma, pode-se dizer que, ao se ajustar um modelo com duas variáveis e ambas forem integradas de ordem um, $I(1)$, significa que essas variáveis apresentam alguma combinação linear ($d = b = 1$), e, como resultado, os resíduos estimados dessa regressão são integrados de ordem zero, $I(0)$, isto é, este último é estacionário – por conseguinte, as variáveis são co-integradas. Duas ou mais variáveis não-estacionárias serão co-integradas se existir uma relação linear entre elas que seja estacionária. Economicamente, a existência de co-integração entre duas ou mais variáveis econômicas indica a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, o que permite a utilização de variáveis não-estacionárias em análises de regressão (COELHO, 2002).

Quando os resíduos são $I(0)$, as tendências de duas variáveis (X_t e Y_t) se anulam, e essas variáveis terão o mesmo tipo de comportamento de longo prazo se forem integradas de mesma ordem (GUJARATI, 2006). Neste caso, a regressão sobre os níveis das variáveis não gera parâmetros inconsistentes, o que elimina a possibilidade de correlação espúria⁴ entre elas.

Existe uma série de testes para testar a co-integração. Neste estudo será utilizado o teste DF ou ADF sobre o u_t estimado da regressão co-integrante (Equação 32). O parâmetro β_2 é conhecido como parâmetro co-integrante, na linguagem da teoria da co-integração.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t. \quad (32)$$

A partir da Equação 32 chega-se ao u_t estimado, Equação 33:

$$\hat{u}_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t. \quad (33)$$

Para o teste de co-integração deve-se estimar a Equação 33, obter os resíduos co-integrados e utilizar o teste DF ou ADF sobre os mesmos. Como os resíduos co-integrados são estimados por MQO, é muito provável que os mesmos sejam estacionários⁵, logo, os valores críticos de significância de DF e ADF não são muito apropriados, pois levam a rejeição da hipótese nula (H_0) com maior frequência. Engle e Granger (1987) calcularam estes valores críticos, com o intuito de melhorar os testes. Assim, os testes DF e ADF, no contexto da co-integração, são conhecidos como Teste de Engle-Granger (EG) e teste de Engle-Granger Aumentado (AEG).

Se duas variáveis são co-integradas existe uma relação de longo prazo entre elas. Porém, no curto prazo pode haver desequilíbrio. O MCE utilizado por Engle e Granger (1987), possibilita a correção deste desequilíbrio.

⁴ Regressão espúria significa a aceitação de relação entre as variáveis geradas por processos inteiramente independentes.

⁵ A minimização da SQR requer que $\sum \hat{u}_t = 0$.

Considerando-se as variáveis Y_t e X_t , uma representação simples do MCE pode expressa pela Equação 34:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t - \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (34)$$

em que Δ indica primeira diferença; α_2 , velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; \hat{u}_{t-1} , valor defasado em um período do resíduo da regressão estática ($Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t$), o próprio MCE; e, ε_t , termo de erro com as propriedades usuais (ruído branco). O MCE incorpora no modelo de curto prazo as informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O sinal do coeficiente do MCE na equação de curto prazo deve se negativo.

O teorema de representação de Engle e Granger (1987) indica a utilização de um método de dois estágios para se trabalhar com o MCE. No primeiro estágio o modelo de co-integração, contendo os coeficientes de longo prazo, é estimado por meio de uma equação de regressão nos níveis das variáveis. Já no segundo estágio, o termo de correção, obtido a partir dos resíduos da equação estática, que serão estacionários ou $I(0)$, é utilizado na equação em diferenças com o intuito de obter os coeficientes de impacto.

4.2.5. Processo de redução

Como salienta Corvalão (2002), após selecionar um modelo geral (com várias defasagens), deve-se proceder a busca por um modelo mais apropriado (parcimonioso). Para isto, faz-se uma simplificação do modelo geral por meio de testes apropriados. A idéia é, então, trabalhar o número de defasagens a serem incluídas no modelo.

A simplificação do modelo pode ocorrer de várias maneiras, isto é, pode-se utilizar vários critérios de seleção. Para Hendry (2000), as rotas de seleção pobres tendem a resultar em modelos que não são úteis. Entretanto, alguns economistas mostram-se preocupados com o impacto das regras de seleção nas propriedades dos modelos resultantes, e insistem no uso de especificações *a priori*. Hendry (2000)

salienta que, baseando-se nas idéias destes economistas, as respostas já são conhecidas antes que se comece a trabalhar o modelo empírico, negando o papel útil da modelagem empírica.

No processo de simplificação inicia-se com um modelo dinâmico geral, que inclui uma elevada quantidade de defasagens. Posteriormente, faz-se a redução gradual do modelo baseando-se na significância das estatísticas *t*-student e *F*-Snedecor.

Além disso, no processo de redução gradativa utilizam-se os seguintes critérios: Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (BIC) e o critério Hannan-Quin (HQ). O modelo a ser escolhido é aquele que apresentar o menor valor para os critérios escolhidos. As especificações são expressas a seguir:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left(\frac{2}{T}\right)(R) \quad (35)$$

$$BIC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left(\frac{\ln T}{T}\right)(R) \quad (36)$$

$$HQ = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + \left(\frac{2}{T}\right)(\ln(\ln T))(R) \quad (37)$$

em que $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é a variância dos resíduos; T , número de observações; e, R , número de parâmetros independentes estimados.

4.2.6. Testes de especificação do modelo⁶

Realizada cada redução do modelo, alguns testes devem ser feitos para testar a especificação do mesmo. Neste trabalho será utilizado o *software* econométrico PcGive em sua versão 10.0 para realização dos seguintes testes:

1) Autocorrelação (AR): a autocorrelação pode ser definida como “correlação entre membros de séries de observações ordenadas no tempo (como em uma série

⁶ Hendry e Doornik (1996) apresentam em detalhes os testes envolvidos, assim como a elaboração dos mesmos no *software* PcGive.

temporal) ou no espaço (dados de corte)” (GUJARATI, 2006). No contexto de regressão, o modelo clássico de regresso linear supõe que não existe autocorrelação nas perturbações u_i . Isto pode ser representado pela Equação 38:

$$E(u_i u_j) = 0, \text{ com } i \neq j. \quad (38)$$

A interpretação da Equação 38 é a seguinte: o termo de perturbação referente a uma observação qualquer não é influenciado pelo termo de perturbação de uma outra observação qualquer.

Dentre os testes para detectar a autocorrelação está o teste de Breusch-Godfrey (BG) de autocorrelação de ordem superior. Para realização deste teste supõe-se que o termo de perturbação u_i seja gerado pelo esquema auto-regressivo de p -ésima ordem, apresentado na Equação 39:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (39)$$

em que ε_t é um termo de perturbação puramente aleatório com média zero e variância constante.

A hipótese nula H_0 é dada por: $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$. Pela hipótese, todos os coeficientes auto-regressivos são simultaneamente iguais a zero, isto é, não existe autocorrelação de nenhuma ordem. Esta hipótese não será rejeitada quando o p -valor for superior ao nível de significância utilizado. Segundo Breusch e Godfrey a hipótese nula pode ser testada da seguinte maneira:

a) Primeiramente, estima-se o modelo de regressão pelo método usual dos MQO e obtem-se os resíduos \hat{u}_i ;

b) Regrida-se \hat{u}_i contra todos os regressores do modelo, mais os seguintes regressores adicionais: \hat{u}_{i-1} , \hat{u}_{i-2} e \hat{u}_{i-p} (em os últimos são os valores defasados dos resíduos estimados na “letra a”). Rodando-se a regressão tem-se $(n-p)$ observações, em que p representa o número de defasagens. Obter, então, o valor do R^2 desta regressão, a regressão auxiliar;

c) Se o tamanho da amostra for grande, Breusch e Godfrey demonstraram que:

$$(n-p).R^2 \overset{A}{\sim} \chi_p^2, \quad (40)$$

isto é, assintoticamente, $(n-p)$ multiplicado pelo R^2 obtido na “letra b” segue o teste de qui-quadrado com p graus de liberdade (gl). Se, em uma aplicação, $(n-p).R^2$ exceder o valor crítico de qui-quadrado em nível escolhido de significância, pode-se rejeitar a hipótese nula, situação em que pelo menos um ρ é significativamente diferente de zero.

2) Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH): se a variância dos erros de previsão não for constante, mas variar de um período para outro, existe autocorrelação da variância do erro (u_t). Para capturar esta correlação, Engle (1982) desenvolveu o modelo ARCH. A idéia central do ARCH é que a variância de u no instante t ($=\sigma_t^2$) depende do tamanho do termo de erro ao quadrado no instante $(t-1)$, isto é, depende de u_{t-1}^2 .

Para exemplificar, toma-se como exemplo o modelo de regressão de k variáveis (Equação 41):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t, \quad (41)$$

e supõe-se que, condicional à informação disponível no instante $(t-1)$, o termo de perturbação se distribua como:

$$u_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)], \quad (42)$$

ou seja, u_t se distribui normalmente com média zero e variância $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2$.

Nota-se que a variância de u no instante t depende do quadrado da perturbação no instante $(t-1)$, o que dá a aparência de correlação serial. Como na Equação 42 a variância de u_t depende do quadrado do termo de perturbação no

instante anterior, é chamado de um processo ARCH(1). Este processo pode ser generalizado para um ARCH(p), sendo representado pela Equação 43:

$$VAR(u_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2. \quad (43)$$

Caso não haja autocorrelação na variância do erro, tem-se $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$, situação em que a $var(u_t) = \alpha_0$, logo, a variância do erro é homoscedástica.

Engle (1982) demonstrou que um teste de hipótese nula pode ser feito utilizando-se a Equação 44:

$$\hat{u}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \hat{\alpha}_p \hat{u}_{t-p}^2, \quad (44)$$

em que \hat{u} representa os resíduos de MQO estimados com o modelo de regressão apresentado na Equação 41.

A hipótese nula H_0 pode ser testada por meio do teste F usual ou, alternativamente, calculando-se $n.R^2$, em que R^2 é o coeficiente de determinação da regressão auxiliar (Equação 44). Tem-se, então,

$$n.R^2 \overset{A}{\sim} \chi_p^2, \quad (45)$$

isto é, $n.R^2$ segue distribuição qui-quadrado com grau de liberdade (gl) igual ao número de termos auto-regressivos da regressão auxiliar. A hipótese de variância do erro homoscedástica não será rejeitada quando o p-valor for superior ao nível de significância utilizado;

3) Normalidade da distribuição dos resíduos: o teste de normalidade testa se os resíduos seguem distribuição normal. Neste trabalho será utilizado o teste de normalidade de Jarque-Bera (JB) (1987). O teste JB de normalidade é um teste assintótico, isto é, para grandes amostras. Este teste é baseado nos resíduos de MQO. Primeiramente, o teste JB de normalidade calcula a assimetria e a curtose da distribuição dos resíduos de MQO e utiliza a seguinte estatística:

$$JB = n \left[\frac{A^2}{6} + \frac{(C-3)^2}{24} \right], \quad (46)$$

em que A representa a assimetria; e, C , curtose.

Dado que em uma distribuição normal, o valor da assimetria é zero e o valor da curtose é igual a três, então, $(C-3)$ representa, na Equação 46, o excesso de curtose. Sob a hipótese nula de que os resíduos são distribuídos normalmente (normalidade), Jarque e Bera demonstraram que, assintoticamente, a estatística JB apresentada na Equação 46 segue a distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade (gl). A hipótese nula não será rejeitada quando o p-valor da estatística for superior ao nível de significância utilizado;

4) Teste de especificação do modelo: os erros de especificação do modelo podem ser provenientes das seguintes situações: a) omissão de uma variável relevante; b) inclusão de variáveis desnecessárias ou redundantes; c) escolha de uma forma funcional equivocada; e, d) erros de medida nas variáveis envolvidas no modelo. Um dos testes para verificar o erro de especificação do modelo é o teste RESET (*Regression Specification Error Test*) proposto por Ramsey (1969). Para ilustrar o teste RESET em sua versão geral, parte-se da Equação 47:

$$Y_i = \lambda_1 + \lambda_2 X_i + u_{3i}, \quad (47)$$

em que Y é a variável dependente; e, X , variável independente (exógena).

Os passos envolvidos no teste RESET são descritos a seguir:

1º Passo: do modelo apresentado na Equação 47 deve-se obter o Y_i estimado, ou seja, \hat{Y}_i ;

2º Passo: estimar novamente a Equação 47 introduzindo \hat{Y}_i em alguma forma como um ou mais regressores adicionais. Como exemplo, pode-se incluir na Equação 47 os regressores \hat{Y}_i^2 e \hat{Y}_i^3 como regressores adicionais. Assim, estima-se a Equação 48:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 \hat{Y}_i^2 + \beta_4 \hat{Y}_i^3 + u_i. \quad (48)$$

3º Passo: admitir que o R^2 (coeficiente de determinação) obtido na estimação da Equação 48 seja R_{novo}^2 e o obtido na Equação 47 seja R_{velho}^2 . Pode-se, então, utilizar o teste F a seguir (estatística de teste), para verificar se o aumento em R^2 pelo uso da Equação 48 é estatisticamente significativo.

$$F = \frac{R_{novo}^2 - R_{velho}^2 / n^\circ \text{ denovo regressores}}{1 - R_{novo}^2 / (n - n^\circ \text{ de parâmetros do novo modelo})}; \quad (49)$$

4º Passo: a idéia central do teste é verificar se os resíduos possuem média zero. A hipótese nula a ser testada é que não há erro de especificação do modelo. Esta hipótese não será rejeitada se o p-valor for superior ao nível de significância utilizado.

4.2.7. Verificar a constância dos parâmetros

A estabilidade dos parâmetros (a constância dos parâmetros) é verificada por meio do teste F , proposto por Chow (1960). A idéia é testar a hipótese de que os coeficientes e a variância residual do modelo condicional continuam constantes no período de estimação, uma vez que eles foram estimados com erro, ou seja, não há quebra estrutural do modelo estimado. O modelo geral pode ser representado por:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + u_{1t}, \quad t = 1, 2, \dots, n_1, \quad (50)$$

e

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_{2t}, \quad t = 1, 2, \dots, n_2, \quad (51)$$

em que Y é a variável dependente; X_t , variável explicativa; u_s , os termos de perturbação nas duas equações; e, n_1 e n_2 , número de observações nos dois períodos. Vale ressaltar que o número de observações nos dois períodos pode ser igual ou diferente.

A mudança estrutural do modelo pode significar que os dois interceptos são diferentes, ou que as duas inclinações são diferentes, ou que tanto os interceptos como as inclinações são diferentes, ou qualquer outra combinação adequada dos parâmetros. Se não houver mudança estrutural (isto é, com estabilidade estrutural), pode-se combinar todas as n_1 e n_2 observações e estimar a Equação 52:

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_2 X_t + u_t. \quad (52)$$

As hipóteses que fundamentam o teste de Chow são duas:

a) $u_{1t} \sim N(0, \sigma^2)$ e $u_{2t} \sim N(0, \sigma^2)$,

ou seja, os dois termos de erro se distribuem normalmente com a mesma variância σ_2 (homocedástica), e:

b) u_{1t} e u_{2t} se distribuem independentemente.

Com estas hipóteses, o teste de Chow é realizado da seguinte forma:

1º Passo: combinando todas as n_1 e n_2 observações, estima-se a Equação 52 e obtém-se a SQR, denominada aqui por S_1 , com $(n_1 + n_2 - k)$ graus de liberdade (gl), em que k é o número de parâmetros estimados;

2º Passo: estimar as Equações 50 e 51 individualmente e obter as SQR, representadas aqui por S_2 e S_3 , com $(n_1 - k)$ e $(n_2 - k)$ graus de liberdade (gl), respectivamente. Soma-se, então, estas duas SQR, obtendo-se $S_4 = S_2 + S_3$, com $(n_1 + n_2 - 2k)$ graus de liberdade (gl);

3º Passo: obter $S_5 = S_1 - S_4$;

4º Dadas as hipóteses do teste de Chow, pode-se mostra que:

$$F = \frac{S_5/k}{S_4/(n_1 + n_2 - 2k)}, \quad (53)$$

que segue distribuição F com $(k, n_1 + n_2 - 2k)$.

A hipótese nula é de que o modelo é estruturalmente estável, ou seja, as Equações 50 e 51 são iguais. Esta hipótese não será rejeitada quando o p-valor for superior ao nível de significância utilizado.

4.2.8. Síntese da abordagem

Na Figura 6, o fluxograma elaborado a partir de Paquet (2001) representa um resumo da abordagem geral para específico e os passos envolvidos. Como pode ser observado, o primeiro passo é considerar a teoria econômica com o objetivo de formular o modelo empírico dinâmico geral. Então, são realizados testes para verificar a existência de raízes unitárias nas séries de dados.

Se as variáveis forem estacionárias, a próxima etapa é definir o método de estimação. Por outro lado, se uma ou todas as séries forem integradas, realiza-se o teste de co-integração entre as variáveis. Seguindo os passos da metodologia geral para específico, promove-se uma série de testes estatísticos para avaliar a especificação do modelo empírico. Uma vez que o modelo esteja bem especificado, ou seja, for válido estatisticamente, pode-se utilizar o mesmo para realizar previsões ou propósitos políticos.

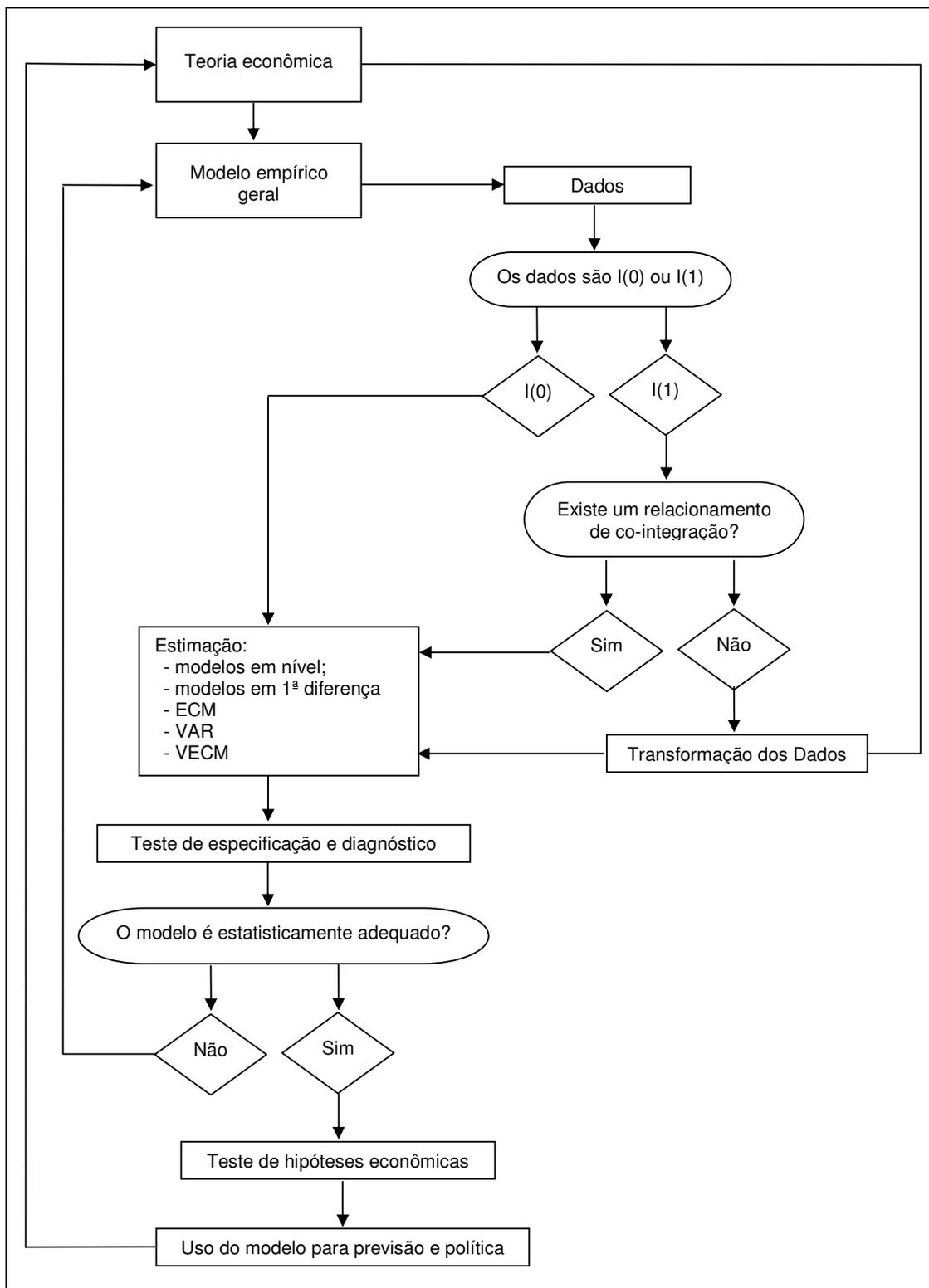


Figura 6 – Síntese da abordagem geral para específico.

Fonte: Elaborado de acordo com Paquet (2001).

CAPÍTULO V

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo, primeiramente, serão apresentadas as variáveis escolhidas para representarem a equação de exportação de café do Espírito Santo. Em seguida são descritos os resultados encontrados a partir da abordagem geral para específico, sendo que o cálculo destes resultados foi realizado utilizando-se duas formas funcionais: a linear e a duplo-logarítmica (log-log). Posteriormente, demonstram-se os resultados relacionados à escolha da forma funcional mais adequada. Logo após, tem-se os resultados quando utilizada a metodologia tradicional. Por fim, apresenta-se um resumo dos resultados obtidos.

5.1. Apresentação dos dados

Para determinação da equação de exportação capixaba de café foram escolhidas as seguintes variáveis: 1) quantidade exportada de café do Espírito Santo (QEXP); 2) taxa de câmbio real (TXCAMB)⁷; 3) preço de exportação do café do Espírito Santo (PREXP); 4) preço do café conilon (PRCONIL); 5) preço do café da Colômbia (PRCOLOM); 6) preço interno (PRINTER); 7) renda interna do Brasil (RENDBR); 8) produção de café do Espírito Santo (PRODES); 9) produção de café mundial (PRODMUND); 10) estoques de café do Brasil (ESTBR); 11) estoques de café dos países importadores (ESTIMP); 12) consumo de café do Brasil (CONSBR); e, 13) consumo mundial de café, exceto Brasil (CONSMUND).

A escolha das variáveis foi baseada nos estudos e pesquisas existentes no Brasil sobre as exportações de diversas *commodities*, dentre as quais está o café, e nas informações repassadas pelo CCCV.

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos da Associação Brasileira da Indústria de Café (ABIC), do CCCV, do CECAF, da Fundação Getúlio Vargas (FGV), do IBGE, do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) e da ICO.

⁷ A taxa de câmbio real pode ser calculada da seguinte forma: $TCR_t = E_t P_t^* / P_t$, em que E_t é a taxa câmbio nominal (reais por dólares); P_t^* , índice de preços do resto do mundo; e, P_t , índice de preços doméstico.

No que se refere aos dados da quantidade exportada de café (em sacas de 60 kg) e do preço de exportação (US\$/sc), estes foram obtidos do CCCV. A taxa de câmbio real corresponde ao índice calculado pelo IPEA, denominado Taxa de Câmbio Efetiva Real. O preço interno do café é representado pelo índice de preços recebidos pelos produtores de café (IPR), e está baseado nas séries divulgadas pela FGV. O preço do café conilon (US\$/sc), o preço do café da Colômbia (US\$/sc), a produção mundial de café (em sacas de 60 kg), o estoque de café do Brasil (em sacas de 60 kg), o estoque de café dos importadores (em sacas de 60 kg) e o consumo de café mundial foram obtidos da ICO. Quanto ao consumo de café do Brasil, a série foi obtida da ABIC. No caso da renda interna, será usada como *proxy* o índice da Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física – Indústria Geral, série divulgada pelo IBGE. A produção de café do Espírito Santo (em sacas de 60 kg) foi obtida do CECAF.

Dentre as variáveis selecionadas para estimar a equação de exportação capixaba de café, algumas merecem destaque, a saber: PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND. Como estas variáveis possuem somente séries anuais, procedeu-se algumas transformações nas mesmas para torná-las mensais. Isto ocorreu devido ao fato de a variável dependente, quantidade exportada de café do Espírito Santo, possuir seus dados em periodicidade mensal. Também contribuiu para a transformação destes dados em mensais, o fato de que se considerados os dados anuais, a amostra seria muito pequena, não sendo representativa para estimação da equação de exportação.

Quanto à produção de café, os dados disponíveis são apenas anuais (neste trabalho utilizou-se a produção de café do Espírito Santo e do mundo). No Brasil, o período de colheita varia, geralmente, de três a quatro meses. Para o café arábica, a colheita se inicia no mês de maio e não deve ultrapassar o mês de setembro, uma vez que, após este mês, ocorrem as primeiras floradas da próxima safra. No caso da espécie robusta (conilon) a colheita começa em março. Já no Vietnã, a colheita de café inicia-se em outubro e se estende durante quatro meses nas várias regiões produtoras do País. Na Colômbia, a temporada de colheita inicia-se em outubro, abrangendo aproximadamente um período de quatro meses. Estes são exemplos dos períodos de colheita dos três maiores produtores mundiais de café, sendo que tais períodos não são os mesmos em cada região. Dessa forma, com o intuito

transformar as séries de produção em mensais, utilizou-se o crescimento ou o decréscimo linear desta série durante os meses de cada ano da amostra de dados.

No que se refere ao estoque de café, sendo utilizados neste estudo o estoque de café do Brasil e o estoque de café dos países importadores, este depende do volume da safra colhida em cada ano. Quanto menor a safra, menor o estoque de café. Aqui também se realizou a transformação dos dados anuais em mensais, por meio do crescimento ou decréscimo linear desta série durante os meses de cada ano da amostra de dados.

Em relação à variável consumo de café, que nesta pesquisa apresentou-se como consumo de café do Brasil e consumo de café mundial (exceto Brasil), sabe-se que o mesmo ocorre durante todo ano e que na época de inverno o consumo aumenta em aproximadamente 15%. Mesmo assim, optou-se por transformar os dados anuais em mensais, por meio do crescimento ou decréscimo linear desta série durante os meses de cada ano da amostra de dados.

5.2. Aplicação da abordagem geral para específico

Para estimação da equação de oferta de exportação de café do Espírito Santo tomou-se dois modelos econométricos: um na forma linear e outro na forma duplo-logarítmica (ou log-log). Sendo assim, quando as variáveis forem precedidas da letra “L” indica que a mesma está expressa em logaritmos. Se a variável vir precedida da letra “D” significa a primeira diferença da variável.

5.2.1. Resultados encontrados para o modelo linear

5.2.1.1. Teste de raiz unitária

A fim de testar a estacionariedade das séries utilizadas no presente trabalho, para o modelo linear, foi realizado o teste de raiz unitária ADF. O número de defasagens empregadas na estimação dos testes ADF foi definido por meio dos

critérios de Akaike Information Criterion (AIC) e Schwarz Information Criterion (BIC). Os testes foram realizados em modelos com constante e tendência, modelos com constante e sem tendência e modelos sem constante e sem tendência.

Os dados da Tabela 3 apresentam os resultados referentes ao teste ADF para as variáveis do modelo linear em nível, com constante e com tendência. As variáveis QEXP, PREXP, PRCONIL, TXCAMB, PRODMUND e ESTBR não apresentaram o termo de tendência significativo. Entretanto, os testes indicam para a não estacionariedade de todas as variáveis em nível, isto é, as variáveis devem ser diferenciadas.

Tabela 3 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo linear, com constante e com tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
QEXP	$T_{adf} = -3,1133$ ^{ns}	15	0,0012
TXCAMB	$T_{adf} = -1,8814$ ^{ns}	2	0,0387
PREXP	$T_{adf} = -0,7879$ ^{ns}	1	0,0001
PRCONIL	$T_{adf} = -1,1445$ ^{ns}	11	0,0203
PRCOLOM	$T_{adf} = -0,8634$	5	0,0256
PRINTER	$T_{adf} = -2,0113$	1	0,0009
RENDABR	$T_{adf} = -3,0112$	1	0,0009
PRODES	$T_{adf} = -1,7700$	0	0,0000
PRODMUND	$T_{adf} = -1,9283$ ^{ns}	13	0,0007
ESTBR	$T_{adf} = 1,3560$ ^{ns}	13	0,0023
ESTIMP	$T_{adf} = -2,4300$	3	0,0181
CONSBR	$T_{adf} = -2,7909$	2	0,0029
CONSMUND	$T_{adf} = -2,4213$	2	0,0005

Valores críticos do teste ADF: 5% = -3,4422 1% = -4,0249

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ^{ns} = variáveis que não apresentaram tendência significativa; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg.

Na Tabela 4 são apresentados os dados referentes ao teste ADF para as variáveis do modelo linear em nível, com constante e sem tendência. Observa-se que o termo da constante não foi significativo para as seguintes variáveis: QEXP, PREXP, PRINTER, RENDABR, PRODES, LESTIMP e CONSMUND. O teste ADF de todas as variáveis aponta para a não rejeição da hipótese nula de existência de uma raiz unitária.

Tabela 4 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo linear, com constante e sem tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
QEXP	$T_{adf} = -2,4820^{ns}$	15	0,0016
TXCAMB	$T_{adf} = -1,9311$	2	0,0471
PREXP	$T_{adf} = -1,2245^{ns}$	1	0,0000
PRCONIL	$T_{adf} = -1,1447$	11	0,0203
PRCOLOM	$T_{adf} = -1,1405$	5	0,0303
PRINTER	$T_{adf} = -1,1507^{ns}$	1	0,0013
RENDABR	$T_{adf} = -0,4069^{ns}$	0	0,0000
PRODES	$T_{adf} = -0,9932^{ns}$	0	0,0000
PRODMUND	$T_{adf} = -2,3006$	13	0,0007
ESTBR	$T_{adf} = 2,7427$	13	0,0023
ESTIMP	$T_{adf} = -1,2976^{ns}$	3	0,0114
CONSBR	$T_{adf} = -1,2461$	2	0,0061
CONSMUND	$T_{adf} = -1,4544^{ns}$	1	0,0000

Valores críticos do teste ADF: 5% = -2,8817 1% = -3,4764

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ^{ns} = variáveis que não apresentaram constante significativa; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg.

Os dados da Tabela 5 representam os resultados do teste ADF para as variáveis em nível, sem constante e sem tendência. Neste caso, os resultados também indicam a não estacionariedade das variáveis em nível. Assim, todos os

modelos utilizados para o teste ADF, a saber: com constante e com tendência, com constante e sem tendência e sem constante e sem tendência, demonstram que as variáveis utilizadas na representação do modelo linear são não estacionárias em nível, ou seja, possuem uma raiz unitária.

Tabela 5 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis do modelo linear em nível, sem constante e sem tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
QEXP	$T_{adf} = -0,5002$	8	0,0635
TXCAMB	$T_{adf} = -0,3666$	2	0,0159
PREXP	$T_{adf} = -0,0627$	1	0,0000
PRCONIL	$T_{adf} = -0,1433$	11	0,0219
PRCOLOM	$T_{adf} = 0,0612$	5	0,0180
PRINTER	$T_{adf} = 0,5426$	1	0,0023
RENDABR	$T_{adf} = 1,2321$	1	0,0295
PRODES	$T_{adf} = 0,9438$	0	0,0000
PRODMUND	$T_{adf} = 1,6733$	13	0,0001
ESTBR	$T_{adf} = -1,3330$	2	0,0381
ESTIMP	$T_{adf} = 0,1271$	3	0,0165
CONSBR	$T_{adf} = -2,9388$	2	0,0019
CONSMUND	$T_{adf} = 1,4797$	1	0,0000

Valores críticos do teste ADF: 5% = -1,9431 1% = -2,5816

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 2) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg.

Uma vez que as variáveis são não estacionárias as mesmas foram diferenciadas. Os resultados do teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em primeira diferença são demonstrados na Tabela 6. Nota-se que o teste ADF para as variáveis em primeira diferença indica a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária. Dessa forma, as variáveis em nível podem ser tomadas como sendo $I(1)$, ou seja, estacionárias em primeira diferença.

Tabela 6 – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis do modelo linear, em primeira diferença

Primeira diferença	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
DQEXP	$T_{adf} = -6,7837^{**}$	7	0,0569
DTXCAMB	$T_{adf} = -8,8270^{**}$	1	0,0151
DPREXP	$T_{adf} = -8,0498^{**}$	0	0,0000
PRCONIL	$T_{adf} = -3,2893^{**}$	10	0,0202
PRCOLOM	$T_{adf} = -7,1368^{**}$	4	0,0176
DPRINTER	$T_{adf} = -3,5123^{**}$	3	0,0880
DRENDABR	$T_{adf} = -14,1376^{**}$	0	0,0000
DPRODES	$T_{adf} = -10,7278^{**}$	0	0,0000
DPRODMUND	$T_{adf} = -2,5441^*$	13	0,0101
DESTBR	$T_{adf} = -2,0874^*$	1	0,0330
DESTIMP	$T_{adf} = -2,9269^{**}$	2	0,0160
DCONSBR	$T_{adf} = -2,0467^*$	2	0,0767
DCONSMUND	$T_{adf} = -3,1541^{**}$	0	0,0000

Valores críticos: 5% = -1,9432 1% = -2,5822

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg.

5.2.1.2. Marginalização e condicionamento

No processo de marginalização determina-se dentre as variáveis escolhidas para estudo, aquelas que irão representar a equação de oferta de exportações de café do Espírito Santo. Neste sentido, verifica-se a significância dos parâmetros estimados. De maneira a encontrar as variáveis que irão participar do modelo, estima-se, inicialmente, a equação de longo prazo com todas as variáveis.

Na Tabela 7 podem ser observados os resultados referentes à estimação da equação de longo prazo para as variáveis do modelo linear. Verifica-se que as

variáveis PREXP, PRCOLOM, RENDABR, ESTIMP e CONSMUND não foram significativas na determinação das exportações capixabas de café, quando utilizado o modelo linear. Ressalta-se que a variável consumo de café do Brasil (CONSBR) foi retirada do modelo estimado, devido a sua alta correlação com outras variáveis consideradas explicativas, como por exemplo, o CONSMUND.

Tabela 7 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo do modelo linear

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	Valor t	p-valor
CONSTANTE	482.020	138,9	3,47	0.0001
TXCAMB	5.54956 ***	1.030	5.39	0,000
PREXP	-0.945184 ^{ns}	0.593	-1.59	0.113
PRCONIL	2.19559 ***	0.627	3.50	0.001
PRCOLOM	-0.0358982 ^{ns}	0.502	-0.07	0.943
PRINTER	-2.66746 ***	0.726	-3.67	0.000
RENDABR	5.08457 ^{ns}	3.862	1.32	0.190
PRODES	0.553270 ***	0.124	4.46	0,000
PRODMUND	0.0128211 ***	0,004	3,12	0,002
ESTBR	-0.210242 ***	0.0716	-2.94	0,004
ESTIMP	-0.0577013 ^{ns}	0.030	-1,52	0,153
CONSMUND	-0.0821884 ^{ns}	0.052	-1.60	0,113

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg.

Além disso, as variáveis PREXP, PRCOLOM, RENDABR e CONSMUND apresentaram os sinais de seus coeficientes contraditórios aos esperados. Para as variáveis PREXP, PRCOLOM e CONSMUND esperava-se encontrar sinais positivos, ou seja, o aumento no preço das exportações ou no preço do café da Colômbia ou no consumo mundial de café elevaria a quantidade de café exportada pelo Espírito Santo. Para a variável RENDABR esperava-se encontrar sinal negativo, ou seja, o aumento dessa variável levaria a redução da quantidade de café capixaba exportada.

Antes de eliminar-se alguma variável do modelo linear apresentado na Tabela 7, foram realizados os testes de exogeneidade fraca e de causalidade de Granger (os resultados do teste de Granger, para o modelo linear, podem ser vistos na Tabela 1A, Apêndice A), com o intuito de testar a exogeneidade das variáveis. Os resultados demonstram que as variáveis RENDABR e CONSMUND não causam a variável QEXP no sentido de Granger. Para as outras variáveis, PREXP, TXCAMB, PRCONIL, PRCOLOM, PRINTER, PRODES, PRODMUND, ESTBR e ESTIMP, rejeitou-se a hipótese nula de não-causalidade no sentido de Granger, logo, tais variáveis causam QEXP.

Neste contexto, baseando-se na estimação da equação inicial de longo prazo e no teste de causalidade de Granger, será estimada a equação de equilíbrio de longo prazo, eliminando-se as seguintes variáveis: PREXP, PRCOLOM, RENDABR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND.

5.2.1.3. Resultados do teste de cointegração para o modelo linear

Como já mencionado, o primeiro passo para análise de co-integração é a verificação da ordem de integração das variáveis utilizadas, isto é, observa-se se as variáveis são integradas de mesma ordem. No presente estudo, a análise de estacionariedade das séries do modelo linear demonstrou que as variáveis são todas integradas de ordem $I(1)$. Assim, tomando-se com referência o procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987) para existência de co-integração entre as séries, estima-se a equação de equilíbrio (longo prazo). Primeiramente, estima-se a equação de longo prazo nas variáveis em nível. A Tabela 8 apresenta os resultados da estimação da equação de longo prazo do modelo linear para as variáveis em nível, de acordo com as variáveis escolhidas como relevantes para estimação da equação de oferta de exportação de café do Espírito Santo, ou seja, TXCAMB, PRCONIL, PRINTER, PRODES, PRODMUND e ESTBR.

Como pode ser observado na Tabela 8, os resultados demonstram que todos os coeficientes da equação de longo prazo para o Espírito Santo foram estatisticamente significativos. As variáveis TXCAMB, PRCONIL, PRINTER,

PRODES e ESTBR foram significativas ao nível de significância de 1%. Já a variável PRODMUND foi significativa ao nível de significância de 10%.

Tabela 8 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo linear

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-400,186	205,22	-1,95	0,045
TXCAMB	6,24104 ***	0,8851	7,05	0,000
PRCONIL	2,30864 ***	0,4269	5,41	0,000
PRINTER	-3,70587 ***	0,5196	-7,13	0,000
PRODES	0,511403 ***	0,0834	6,13	0,000
PRODMUND	0,0405105 *	0,0237	1,71	0,089
ESTBR	-0,177815 ***	0,0452	-3,93	0,000

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%;

2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; e, ESTBR = estoque de café do Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg.

O próximo passo a ser realizado na análise de cointegração é verificar se os resíduos da equação de longo prazo são estacionários, por meio do teste de raiz unitária ADF. Nas Tabelas 9, 10 e 11 são apresentados os resultados do teste ADF para os resíduos da equação de longo prazo, do modelo linear. No teste ADF com tendência e constante (Tabela 9), a tendência não se apresentou significativa. Para o teste ADF sem tendência e com constante (Tabela 10) a constante não se apresentou significativa. No entanto, todos os modelos utilizados para o teste ADF dos resíduos, a saber: com constante e com tendência, com constante e sem tendência e sem constante e sem tendência (Tabela 11), demonstraram que os resíduos da equação de longo prazo são estacionários em nível, isto é, não têm raiz unitária.

Tabela 9 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, com tendência e com constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -7,2472^{**}$	0	0,0000
Valores críticos: 5% = -3,4416 1% = -4,0235			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo; 3) a tendência apresentou-se não significativa.

Tabela 10 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, sem tendência e com constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -7,2761^{**}$	0	0,0000
Valores críticos: 5% = -2,8817 1% = -3,4765			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo; 3) a constante apresentou-se não significativa.

Tabela 11 – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo linear, sem tendência e sem constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -7,3019^{**}$	0	0,0000
Valores críticos: 5% = -1,9431 1% = -2,5812			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo.

Dado que as variáveis selecionadas para estimar a equação de longo prazo das exportações capixabas de café são da mesma ordem de integração, ou seja, $I(1)$, e seus resíduos (ε_t) são estacionários, as variáveis da Equação 55, apesar de individualmente serem não-estacionárias, são co-integradas:

$$\begin{aligned}
 QEXP = & -400,186 + 6,24104TXCAMB_t + 2,30864LPRCONIL_t - \\
 & -3,70587PRINTER_t + 0,511403PRODES_t + 0,0405105PRODMUND_t - \\
 & -0,177815ESTBR_t.
 \end{aligned}
 \tag{54}$$

Importante ressaltar que sendo as variáveis da equação de longo prazo co-integradas, existe uma relação de longo prazo entre as mesmas. No entanto, no curto prazo pode haver desequilíbrio entre essas variáveis. O MCE corrige este desequilíbrio, ao ligar o comportamento de curto prazo das variáveis com seus valores a longo prazo.

5.2.1.4. Reparametrização e estimação

Como salientam Engler e Granger (1987), se as séries das variáveis utilizadas são co-integradas o modelo linear apresentado na Equação 54 pode ser reparametrizado para o curto prazo, por meio do MCE. Na estimação do modelo de curto prazo são utilizadas as variáveis em primeiras diferenças, ou seja, as séries estacionarizadas, e incluído os resíduos da equação de co-integração (equação de longo prazo), representados neste caso por MCE. Com o intuito de encontrar o modelo ideal para representar as exportações de café do Espírito Santo, utilizou-se inicialmente, no processo de redução, 12 defasagens para as variáveis consideradas relevantes para explicar a equação de exportação e 12 defasagens para o MCE, uma vez que os dados usados no estudo são mensais.

Além disso, para determinar o modelo mais adequado, o processo de redução baseou-se na significância das estatísticas t e F para eliminação das variáveis, buscando minimizar os critérios de Akaike Information Criterion (AIC), de Schwarz Information Criterion (BIC) e o critério Hannan-Quin (HQ).

Observa-se na Tabela 12 os resultados dos coeficientes estimados da equação de curto prazo do modelo linear. Nota-se que alguns coeficientes das variáveis explicativas não apresentaram o sinal esperado, porém estes coeficientes foram mantidos devido ao fato de o modelo ser o mais parcimonioso da forma linear. O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,749122$) indica que 74,91% das variações nas exportações de café do Espírito Santo, no curto prazo, são explicadas pelas variáveis taxa de câmbio, preço do café colinon, preço interno, produção de café do Espírito Santo, produção de café mundial e estoque de café do Brasil.

Tabela 12 – Coeficientes estimados da equação de curto (modelo mais parcimonioso), da forma linear

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	8,68761	4,238	-2,05	0,042
DQEXP_2	0,181395 ***	0,058	3,13	0,002
DQEXP_3	0,120652 **	0,056	2,14	0,035
DQEXP_8	-0,143554 ***	0,055	-2,63	0,010
DTXCAMB	7,50076 ***	1,063	7,06	0,000
DTXCAMB_1	4,05571 ***	1,120	3,62	0,000
DTXCAMB_9	-4,07282 ***	1,124	-3,62	0,000
DPRCONIL	5,61245 ***	1,220	4,60	0,000
DPRCONIL_2	3,54544 ***	0,981	3,62	0,000
DPRCONIL_3	3,09523 ***	1,029	3,01	0,003
DPRINTER	-4,59603 ***	1,104	-4,16	0,000
DPRINTER_3	-2,63730 ***	1,148	-2,30	0,024
DPRINTER_5	4,87419 **	1,039	4,69	0,000
DPRINTER_9	5,58756 ***	1,019	5,48	0,000
DPRODES	0,795522 ***	0,200	3,97	0,000
DPRODES_2	-0,914431 ***	0,187	-4,88	0,000
DPRODMUND_4	0,322062 ***	0,112	2,87	0,005
DPRODMUND_6	0,445036 ***	0,121	3,68	0,000
DPRODMUND_8	-0,807747 ***	0,131	-6,17	0,000
DPRODMUND_9	0,419115 ***	0,125	3,36	0,001
DESTBR_4	-0,526292 **	0,233	-2,26	0,026
DESTBR_12	0,544615 ***	0,199	2,74	0,007
MCE_1	-0,744386 ***	0,070	-10,7	0,000
DW = 1,97 $R^2 = 0,749122$ RESET F(1,101) = 0,095487 [0,7580] ARCH F(5,92) = 1,0515 [0,3925] AR F(5,97) = 1,5830 [0,1721] NORM $\chi^2_2 = 0,37536$ [0,8289]				

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; MCE = Mecanismo de Correção de Erros; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg; e, 4) D = significa a primeira diferença da variável.

O valor encontrado para o coeficiente de correção de erros foi de -0,744386 e mostrou-se significativo ao nível de significância de 1%, além do que apresentou

sinal compatível com a teoria econômica. O coeficiente de correção de erros demonstra que, em média, 74,44% das alterações das exportações capixabas de café, no período corrente, são proporcionadas pelas alterações nas expectativas de elevação da quantidade exportada no período seguinte, considerando o modelo linear.

Os parâmetros das variáveis explicativas mostraram-se todos significativos. Os resultados dos testes de especificação do modelo mostraram que os resíduos são não autocorrelacionados (AR com p-valor de 0,1721), não heteroscedásticos (ARCH com p-valor de 0,3925) e normais (teste de normalidade com p-valor de 0,8289). O teste RESET (com p-valor de 0,7580) demonstrou que não existem problemas de especificação com o modelo linear.

No que se refere à estabilidade do modelo, esta foi analisada utilizando-se do método dos Mínimos Quadrados Recursivos (RLS), presente no *software* PcGive. Como pode ser observado na Figura 7, o teste de Chow indica que a constância do modelo não pode ser rejeitada ao nível de significância de 1%.



Figura 7 – Teste de Chow para o modelo linear.
Nota: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

5.2.2. Resultados encontrados para o modelo duplo-logarítmico

5.2.2.1. Teste de raiz unitária

Para verificar a estacionariedade das variáveis na forma duplo-logarítmica também utilizou-se o teste de raiz unitária ADF. As Tabelas 1B, 2B e 3B (Apêndice B) apresentam os resultados referentes ao teste ADF com constante e com tendência, com constante e sem tendência e sem constante e sem tendência, respectivamente, para as variáveis em nível. Como pode ser observado, todos os modelos utilizados para o teste ADF demonstram que as variáveis utilizadas na forma duplo-logarítmica são não estacionárias em nível.

Os resultados do teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em primeira diferença são demonstrados na Tabela 4B (Apêndice B). O teste indica a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária. Dessa forma, as variáveis em nível podem ser tomadas como sendo $I(1)$, ou seja, estacionárias em primeira diferença.

5.2.2.2. Marginalização e condicionamento

Na Tabela 13 podem ser observados os resultados referentes à estimação da equação de longo prazo para as variáveis do modelo duplo-logarítmico. Observa-se que as variáveis LPRCOLOM, LRENDABR, LESTIMP e LCONSMUND não foram significativas na determinação das exportações capixabas de café, quando considerado o modelo duplo-logarítmico. Além disso, os sinais dos coeficientes das variáveis LPREXP e LRENDABR foram contrários aos esperados. Para a variável LPREXP era esperado sinal positivo. Quanto a variável LRENDABR, esperara-se sinal negativo. Importante lembrar que a variável consumo de café do Brasil (LCONSBR) foi retirada do modelo estimado, devido a sua alta correlação com outras variáveis consideradas explicativas, como por exemplo, o LCONSMUND.

Antes de eliminar-se alguma variável do modelo duplo-logarítmico demonstrado na Tabela 13, foram realizados os testes de exogeneidade fraca e de causalidade de Granger (os resultados do teste de Granger, para o modelo duplo-

logarítmico podem ser vistos na Tabela 1C, Apêndice C). Observou-se que as variáveis LRENDABR e LCONSMUND não causam a variável LQEXP no sentido de Granger. Quanto as variáveis LPREXP, LTXCAMB, LPRCONIL, LPRCOLOM, LPRINTER, LPRODES, LPRODMUND, LESTBR e LESTIMP, rejeitou-se a hipótese nula de não-causalidade no sentido de Granger, logo, tais variáveis causam LQEXP.

Tabela 13 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	Valor t	p-valor
CONSTANTE	-17,6297	6,186	-2,85	0,005
LTXCAMB	1,22003 ***	0,406	3,01	0,003
LPREXP	-0,771750 ***	0,230	-3,35	0,001
LPCONIL	0,860539 ***	0,180	4,77	0,000
LPCOLOM	0,0525443 ^{ns}	0,215	0,24	0,808
LPRINTER	-0,631309 ***	0,211	-2,99	0,003
LRENDABR	1,17722 ^{ns}	1,030	1,14	0,255
LPRODES	0,346924 **	0,186	1,87	0,047
LPRODMUND	0,769033 **	0,356	2,16	0,033
LESTBR	-0,459286 **	0,222	-2,07	0,041
LESTIMP	-0,0188000 ^{ns}	0,296	-0,06	0,949
LCONSMUND	1,03404 ^{ns}	1,341	0,77	0,442

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = Indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Assim, tomando-se como base a estimação da equação inicial de longo prazo e o teste de causalidade de Granger, será estimada a equação de equilíbrio de longo prazo do modelo duplo-logarítmico, eliminando-se as seguintes variáveis: LPREXP, LPRCOLOM, LRENDABR, LESTIMP, LCONSBR e LCONSMUND.

5.2.2.3. Resultados do teste de cointegração

Para o modelo duplo-logarítmico a análise de estacionariedade das séries demonstrou que as variáveis são todas integradas de ordem $I(1)$. Logo, baseando-se no procedimento de dois estágios de Engle e Granger (1987) para existência de cointegração entre as séries, estima-se a equação de equilíbrio (longo prazo). Na Tabela 14 são apresentados os resultados da estimação da equação de longo prazo para as variáveis em nível, de acordo com as variáveis escolhidas como relevantes para estimação da equação de oferta de exportação de café do Espírito Santo, quando utilizado o modelo duplo-logarítmico. As variáveis escolhidas foram as seguintes: LTXCAMB, LPRCONIL, LPRINTER, PRODES, LPRODMUND e LESTBR.

Tabela 14 – Coeficientes estimados da equação de longo prazo das variáveis em nível, do modelo duplo-logarítmico

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-7,02255	1,1385	-2,52	0,013
LTXCAMB	1,87277 ***	0,3319	5,64	0,000
LPRCONIL	0,591744 ***	0,1218	4,86	0,000
LPRINTER	-0,852828 ***	0,1372	-6,22	0,000
LPRODES	0,908376 ***	0,1630	5,57	0,000
LPRODMUND	0,440988 *	0,2673	1,65	0,092
LESTBR	-0,558747 **	0,2450	-2,28	0,024

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = Indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Nota-se que todos os coeficientes da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico foram estatisticamente significativos. As variáveis LTXCAMB, LPRCONIL, LPRINTER e LPRODES foram significativas ao nível de significância de 1%. A variável LESTBR foi significativa ao nível de significância de 5% e a variável LPRODMUND foi significativa ao nível de 10%.

Nas Tabela 1D, 2D e 3D (Apêndice D) são apresentados os resultados do teste ADF para os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico.

O teste foi realizado com constante e com tendência, com constante e sem tendência e sem constante e sem tendência, respectivamente. Todos os modelos utilizados demonstram que os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico são estacionários em nível, isto é, não têm raiz unitária.

Uma vez que as variáveis selecionadas para estimar a equação de longo prazo das exportações capixabas de café do modelo duplo-logarítmico são da mesma ordem de integração e seus resíduos (ε_t) são estacionários, as variáveis da Equação 56, apesar de individualmente serem não-estacionárias, são co-integradas:

$$\begin{aligned} LQEXP = & -7,02255 + 1,87277LTXCAMB_t + 0,591744LPRCONIL_t - \\ & -0,852828LPRINTER_t + 0,908376LPRODES_t + 0,440988PRODMUND_t - \\ & -0,558747LESTBR_t. \end{aligned} \quad 55$$

5.2.2.4. Reparametrização e estimação

Na estimação do modelo de curto prazo para o Espírito Santo, quando considerado o modelo duplo-logarítmico, também utilizou-se, no processo de redução, 12 defasagens para as variáveis consideradas relevantes para explicar a equação de exportação e 12 defasagens para o MCE.

Os resultados dos coeficientes estimados da equação de curto prazo do modelo duplo-logarítmico, para o Espírito Santo, podem ser observados na Tabela 15. Nota-se que alguns coeficientes das variáveis explicativas não apresentaram o sinal esperado, porém estes coeficientes foram mantidos devido ao fato de o modelo ser o mais parcimonioso da forma duplo-logarítmico. O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,769137$) indica que 76,91% das variações nas exportações de café do Espírito Santo, no curto prazo, são explicadas pelas variáveis taxa de câmbio, preço do café colinon, preço interno, produção de café do Espírito Santo, produção de café mundial e estoque de café do Brasil.

Tabela 15 – Coeficientes estimados da equação de curto prazo (modelo mais parcimonioso), da forma duplo-logarítmica

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	0,0337365	0,0192	1,76	0,082
DLQEXP_5	-0,109252 **	0,0574	-1,90	0,050
DLQEXP_6	-0,117143 **	0,0567	-2,07	0,041
DLQEXP_7	-0,167961 ***	0,0584	-2,88	0,005
DLQEXP_8	-0,130722 **	0,0556	-2,35	0,021
DLTXCAMB	2,43952 ***	0,4317	5,65	0,000
DLTXCAMB_4	1,17634 ***	0,4351	2,70	0,008
DLTXCAMB_7	1,08738 **	0,4502	2,42	0,018
DLPRCONIL	1,34579***	0,3235	4,16	0,000
DLPRCONIL_2	1,31532 ***	0,3205	4,10	0,000
DLPRCONIL_3	0,765705 **	0,3065	2,50	0,014
DLPRINTER	-1,50141 ***	0,3819	-3,93	0,000
DLPRINTER_2	-1,22322 ***	0,3656	-3,35	0,001
DLPRINTER_3	-0,723637 **	0,3613	-2,00	0,048
DLPRINTER_9	1,64274 ***	0,3004	5,47	0,000
DLPRODES_1	0,752587 **	0,7526	2,15	0,034
DLPRODES_2	-1,42976 ***	0,3556	4,02	0,000
DLPRODMUND_2	-6,28265 **	2,8600	-2,20	0,030
DLPRODMUND_5	9,13601 **	3,6060	2,53	0,013
DLPRODMUND_6	12,6627 ***	4,2030	3,01	0,003
DLPRODMUND_7	-11,5578 **	4,6730	-2,47	0,015
DLPRODMUND_8	-11,3889 ***	4,1090	-2,77	0,007
DLPRODMUND_11	9,47454 ***	3,0350	3,12	0,002
DESTBR_7	-4,44243 ***	1,5040	-2,95	0,004
DESTBR_12	6,71338 ***	1,5890	4,23	0,000
MCE_1	-0,760152 ***	0,0674	-11,30	0,000
DW = 2,10 $R^2 = 0,769137$ RESET F(1,98) = 1.7255 [0,0598]				
ARCH F(5,89) = 0,36438 [0,8716] AR F(5,94) = 0,18308 [0,9684]				
NORM $\chi^2 = 3,1510$ [0,2069]				

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; e, MCE = Mecanismo de Correção de Erros; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 5) D = significa a primeira diferença da variável.

O valor encontrado para o coeficiente de correção de erros foi de $-0,760152$ e mostrou-se significativo ao nível de significância de 1%, além do que apresentou sinal compatível com a teoria econômica. O coeficiente de correção de erros demonstra que, em média, 76,02% das alterações das exportações capixabas de café, no período corrente, são proporcionadas pelas alterações nas expectativas de elevação da quantidade exportada no período seguinte, considerando o modelo duplo-logarítmico.

Os parâmetros das variáveis explicativas mostraram-se todos significativos. Os resultados dos testes de especificação do modelo mostraram que os resíduos são não autocorrelacionados (AR com p-valor de 0,9684), não heteroscedásticos (ARCH com p-valor de 0,8716) e normais (teste de normalidade com p-valor de 0,2069). O teste RESET (com p-valor de 0,0598) demonstrou que, ao nível de significância de 10%, existem problemas de especificação com o modelo duplo-logarítmico.

No que se refere à estabilidade do modelo, pode ser observado na Figura 8 que o teste de Chow indica que a constância do modelo não pode ser rejeitada ao nível de significância de 1%.

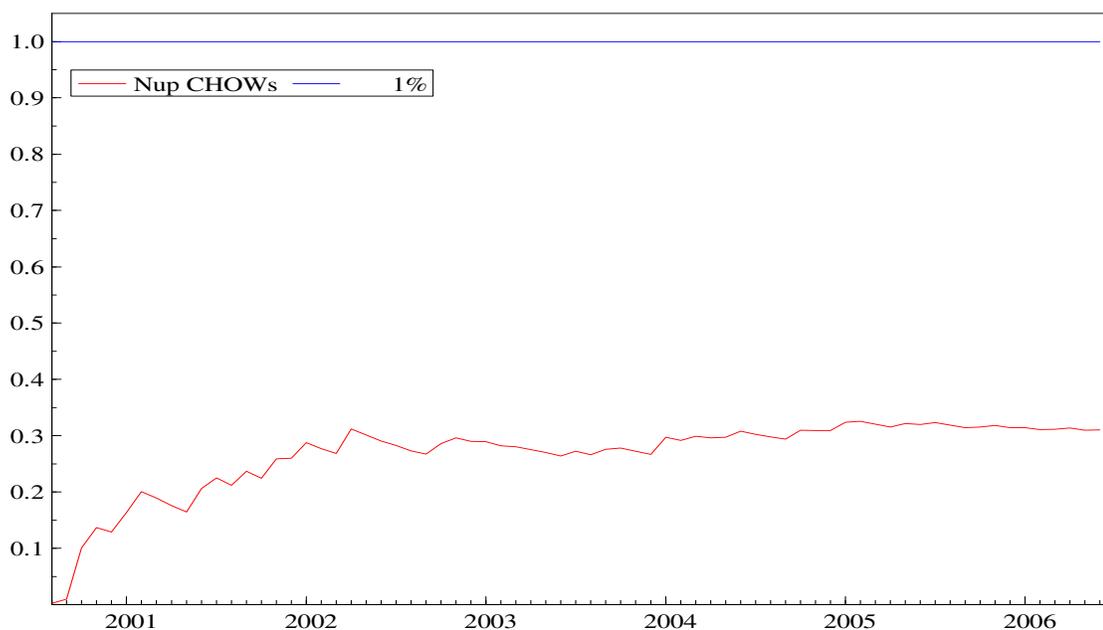


Figura 8 – Teste de Chow para o modelo duplo-logarítmico.

Nota: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

5.3. Forma funcional

A variável PREXP apresentou-se não significativa e com coeficiente negativo no modelo linear e significativa e com sinal negativo quando utilizado o modelo duplo-logarítmico. Assim, na escolha da forma funcional foram comparadas a forma linear, a forma duplo-logarítmica sem a variável PREXP e a forma duplo-logarítmica com a variável PREXP⁸.

Este procedimento ocorreu porque, diferentemente das teorias econômicas, em que a variável preço de exportação afeta positivamente a quantidade exportada de um determinado produto, nesta pesquisa, para o modelo duplo-logarítmico, a variável PREXP, mesmo sendo significativa, apresentou coeficiente negativo, indicando que, um aumento no preço de exportação levaria a um decréscimo na quantidade de café exportada pelo Espírito Santo.

Torna-se difícil explicar esta relação encontrada entre a quantidade exportada de café e o preço de exportação do café capixaba. No entanto, isto pode ter ocorrido devido ao fato de o preço de exportação ser determinado pela quantidade de café exportada e não a quantidade determinada pelo preço. Neste caso, um forte aumento da quantidade de café exportada, que pode advir, por exemplo, de uma elevada safra, faz com que exista um excesso de café no mercado mundial, afetando negativamente os preços mundiais.

Outro fato que pode determinar este efeito, é que não necessariamente os exportadores de café se baseiam nos preços de exportações no momento de exportar seus produtos. Como as exportações são feitas em dólar, e o valor exportado em dólar deve ser convertido internamente em valores reais por meio da taxa de câmbio, o que realmente impacta sobre a quantidade exportada é a taxa de câmbio e não o preço de exportação. Quanto menor a taxa de câmbio, menor a rentabilidade auferida, o que desestimula as exportações. Logo, um aumento do preço de exportação não essencialmente leva a um aumento da rentabilidade e, logo, das exportações.

Também pode contribuir para esta relação negativa entre a quantidade exportada de café e o preço de exportação, a qualidade do café exportado. Países

⁸ Vale lembrar que para a forma duplo-logarítmica, contendo a variável PREXP, também foram realizados todos os testes e os passos exigidos pela abordagem geral para específico, sendo que tal forma não apresentou nenhum problema quanto a sua especificação (Tabela 1E, Apêndice E).

como a Colômbia, o principal concorrente do café brasileiro no mercado internacional, há tempos são vistos como produtores de café de qualidade, café este que possui maior valor no comércio mundial.

O Brasil, até meados da década de 1990, era visto apenas como um produtor de quantidade. Foi a partir da metade da década de 1990 que esta situação começou a mudar. A maior eficiência e o aumento da qualidade do café brasileiro fizeram com que este produto recuperasse parte de sua competitividade no mercado internacional. Entretanto, mesmo sendo o maior produtor e exportador mundial de café, o Brasil ainda é considerado um fornecedor de produto "comercial", uma *commodity* que serve de base para misturas sem qualidade.

Dessa forma, uma vez que a maioria do café exportado pelo Brasil e pela Colômbia é do tipo arábica, e considerando que o café da Colômbia é tido como de melhor qualidade do que o café do Brasil, o aumento nos preços internacionais pode fazer com que os importadores busquem os cafés de melhor qualidade, o que leva ao aumento da quantidade de café exportada pela Colômbia e reduz a quantidade exportada pelo Brasil e, conseqüentemente, pelo Espírito Santo.

Além disso, existe a questão relativa ao crescimento da produção do café conilon no Vietnã, que possui custos inferiores aos brasileiros. Como o Brasil ainda busca espaço no mercado mundial de café de qualidade e o café produzido no País apresenta, ainda, grande número de defeitos, o café robusta mais barato da Ásia torna-se concorrente e retira espaço do café arábica brasileiro no mercado mundial (COUTINHO, 2002).

Por outro lado, o preço negativo pode estar relacionado com a demanda por café. Com o aumento no preço de exportação do café, a demanda externa pelo produto tende a diminuir, o que levaria a uma redução da quantidade de café exportada pelo Espírito Santo. Neste caso, a variável PREXP não seria excluída do modelo duplo-logarítmico final a ser estimado.

Levando-se em consideração as questões apresentadas sobre a variável LPREXP, para escolha da forma funcional mais adequada (melhor desempenho preditivo), além dos testes de diagnóstico, foram utilizadas as seguintes medidas de acurácia: Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE) e o coeficiente de desigualdade U de Theil (*Theil's U*)⁹. Quanto ao MAPE, a escolha da forma funcional se dá por meio

⁹ As fórmulas de cálculo do MAPE e do U de Theil podem ser encontradas no Apêndice F.

do menor indicador. No caso do coeficiente de desigualdade U de Theil, sua interpretação é feita da seguinte maneira: se for igual a zero, as variações previstas são iguais as observadas (previsões perfeitas); no mais, o procedimento de previsão é tanto melhor quanto menor for o valor do U de Theil.

Os dados da Tabela 16 são referentes ao cálculo do MAPE e do U de Theil, para as previsões realizadas dentro da amostra (janeiro de 1995 até junho de 2006). Na Tabela 17 são apresentados os cálculos do MAPE e do U de Theil, para as previsões fora da amostra (segundo semestre de 2006). Baseando-se, então, nas medidas de acurácia e nos testes de diagnóstico, especificamente, no teste RESET, a forma linear é a mais adequada para representar a equação de exportação de café do Espírito Santo, uma vez que apresentou menores MAPE e U de Theil do que as formas duplo-logarítmicas com a variável PREXP e sem a variável PREXP, tanto dentro como fora da amostra. As previsões geradas fora da amostra, pelo modelo linear, podem ser encontradas na Tabela 1G, Apêndice G.

Tabela 16 – MAPE e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para previsões dentro da amostra

Medida de exatidão	Forma linear	Forma duplo-logarítmica (A)	Forma duplo-logarítmica (B)
MAPE (%)	14,86271	14,92869	14,75412
U de Theil	0,070650	0,087780	0,084734

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) MAPE = Erro Percentual Absoluto Médio; e, U de Theil = coeficiente de desigualdade U de Theil; 2) Forma duplo-logarítmica (A): não contem a variável PREXP; Forma duplo-logarítmica (B): contem a variável PREXP.

Tabela 17 – MAPE e coeficiente de desigualdade U de Theil, de acordo com a forma funcional, para previsões fora da amostra

Medida de exatidão	Forma linear	Forma duplo-logarítmica (A)	Forma duplo-logarítmica (B)
MAPE (%)	17,74777	29,79756	27,77389
U de Theil	0,089705	0,149648	0,132631

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) MAPE = Erro Percentual Absoluto Médio; e, U de Theil = coeficiente de desigualdade U de Theil; 2) Forma duplo-logarítmica (A): não contem a variável PREXP; Forma duplo-logarítmica (B): contem a variável PREXP.

5.4. Resultados utilizando-se a metodologia tradicional

Com o intuito de comparar os resultados da abordagem geral para específico com a metodologia tradicional, estimou-se uma equação de exportação de café do Espírito Santo, na forma linear, utilizando-se a metodologia tradicional, ou seja, baseando-se em um modelo derivado da teoria econômica (Tabela 18). Neste caso, utilizou-se o modelo econômico proposto no Capítulo III, em que a quantidade exportada é função dos preços das exportações expressos em moeda estrangeira, da taxa de câmbio real, do preço doméstico, da renda interna e de um deslocador da oferta. Como deslocador da oferta será utilizada uma variável *dummy* que representará a sazonalidade da produção de café que segue ciclos bianuais.

Tabela 18 – Coeficientes estimados da equação de exportação de café do Espírito Santo, quando considerada a metodologia tradicional

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	-362,0737	298,2200	-1,214116	0,2269
TXCAMB	4,388349 ***	1,132438	3,875134	0,0002
PREXP	-0,827971 ^{ns}	0,505801	-1,636950	0,1040
PRINTER	-1,741244 **	0,768902	-2,264586	0,0252
RENDABR	5,046176 **	2,164558	2,331274	0,0213
SAZONAL	9,765315 ^{ns}	20,66820	0,472480	0,6374
$R^2 = 0,52841$ $F - statistic = 29,58137$ $p - valor = 0.00000$				

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%;
2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; e, SAZONAL = sazonalidade.

O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,52841$) demonstra que 52,84% das variações nas exportações de café do Espírito Santo são explicadas pelas variações das variáveis independentes do modelo, quando utilizada a metodologia tradicional. Nota-se que as variáveis PREXP e SAZONAL não foram significativas. As variáveis PREXP e RENDABR apresentaram sinais contrários ao modelo econômico proposto. Assim, pela metodologia tradicional, as variáveis que impactam nas exportações de café do Espírito Santo são a TXCAMB e o PRINTER.

A partir dos resultados da metodologia tradicional, nota-se que a abordagem geral para específico possibilita ao pesquisador ampliar seu horizonte de pesquisa, permitindo que o mesmo trabalhe com variáveis que não estão contempladas nos modelos econômicos já desenvolvidos.

5.5. Resumo dos resultados

Dado que a forma funcional linear, encontrada utilizando-se a abordagem geral para específico, é a mais adequada para representar a equação de exportação de café do Espírito Santo, demonstra-se na Tabela 19 um resumo das variáveis consideradas relevantes para a exportação de café do Estado, com suas respectivas elasticidades. Como pode ser observado, a variável com maior elasticidade é a TXCAMB, com coeficiente de elasticidade igual a 1,90365. Isto implica que, para o aumento de 1% na taxa de câmbio real, a quantidade de café exportada pelo Espírito Santo eleva-se, em média, cerca de 1,90%.

Tabela 19 – Coeficientes e elasticidades das principais variáveis que influenciam as exportações de café do Espírito Santo, para o modelo linear

Variáveis	Coeficientes	Elasticidade
TXCAMB	6,24104	1,90365
PRINTER	-3,70587	-0,99654
PRODES	0,511403	0,74846
PRCONIL	2,30864	0,50214
ESTBR	-0,177815	-0,20405
PRODMUND	0,0405105	0,08620

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) $Elasticidade(\epsilon) = \beta \cdot \bar{X} / \bar{Y}$; em que β é o coeficiente parcial de inclinação; \bar{X} , valor médio da variável exógena; e, \bar{Y} , valor médio da variável endógena; 2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRCONIL = preço do café conilon; ESTBR = estoque de café do Brasil; e, PRODMUND = produção de café mundial; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND e ESTBR estão expressas em mil sacas de 60 kg.

CAPÍTULO VI

6. CONCLUSÃO

O Espírito Santo é o segundo maior produtor de café do Brasil; suas exportações de café alcançam, em média, 20% das exportações nacionais; o Estado vem aumentando estas exportações nos últimos anos, principalmente, a partir do início na década de 1990, após a extinção do IBC e da abertura do mercado ao comércio internacional; a cultura cafeeira é um importante gerador de receitas para o Espírito Santo e fundamental para o desempenho sócio-econômico capixaba. Assim, objetivou-se neste trabalho estimar a equação de exportação que explique o comércio internacional de café do Espírito Santo, com o intuito de identificar os principais determinantes do desempenho exportador dessa *commodity*.

Nesse contexto, levantou-se a hipótese de que as variáveis taxa de câmbio e preço de exportação são as principais determinantes das exportações capixabas de café.

A metodologia utilizada para determinar a equação de exportação de café do Espírito Santo foi abordagem geral para específico ou abordagem de Hendry, desenvolvida na *LSE*, que sugere que se comece com um modelo com vários regressores, reduzindo-o gradativamente até que se chegue a um modelo que contenha apenas variáveis “importantes”. Na estimação da equação de exportação de café foram utilizados dois modelos econométricos: um na forma linear e outro na forma duplo-logarítmica (ou log-log). Para escolha da forma funcional mais adequada (melhor desempenho preditivo), além dos testes de diagnóstico, foram utilizadas as seguintes medidas de acurácia: MAPE e coeficiente de desigualdade U de Theil (*Theil's U*).

Após as análises realizadas, verificou-se que a forma funcional que melhor se adequou aos critérios estabelecidos foi a linear. Seguindo a abordagem geral para específico, as variáveis relevantes para as exportações de café do Espírito Santo foram a taxa de câmbio real (TXCAMB), o preço do café conilon (PRCONIL), o preço interno (PRINTER), a produção de café do Espírito Santo (PRODES), a produção de café mundial (PRODMUND) e o estoque de café do Brasil (ESTBR).

Importante ressaltar que a variável preço de exportação (PREXP), mesmo sendo estatisticamente significativa, na equação no modelo duplo-logarítmico, apresentou coeficiente negativo. Vários fatores podem ter levado a este resultado, dentre eles: 1) o preço de exportação pode ser determinado pela quantidade de café exportada e não a quantidade determinada pelo preço; 2) o aumento do preço de exportação não essencialmente leva a um aumento da rentabilidade e, logo, das exportações; 3) a concorrência no mercado internacional de café, principalmente, quanto à qualidade do café exportado; e, 4) o fator demanda. Em relação ao fator demanda, estimou-se uma equação na forma duplo-logarítmica contendo a variável LPREXP, porém tal forma funcional não se mostrou a mais adequada. Assim, os resultados encontrados para o preço de exportação neste trabalho são contrários aos resultados propostos pela teoria econômica. Isto demanda uma análise mais profunda sobre o assunto, a ser desenvolvida em outra pesquisa.

A variável com maior impacto sobre as exportações de café capixabas foi a taxa de câmbio. Além de ter impacto direto sobre a rentabilidade do setor, os cafeicultores também são influenciados pela diferença entre a cotação do dólar norte-americano no momento da compra de insumos e no período de venda da colheita. Logo, uma redução na taxa de câmbio tem efeitos negativos sobre a cafeicultura, tanto no valor recebido pela saca de café quanto nos custos de produção.

Vale lembrar que a atual depreciação da moeda norte-americana tem ocorrido em relação a moedas de vários países. O dólar em baixa tem causado prejuízos para cultura cafeeira no Brasil, Colômbia e outros. No Brasil, entidades relacionadas à cafeicultura têm criticado a política cambial brasileira, que segundo as mesmas é uma grande ameaça à sustentabilidade do setor. É certo que a cultura cafeeira está diretamente ligada as oscilações cambiais, ou seja, a política cambial. No entanto, vale destacar que os cafeicultores não devem ficar somente dependendo e esperando que o governo brasileiro promova tal política, o que dará fôlego ao setor. Iniciativas referentes à melhoria da qualidade do café produzido e a agregação de valor ao café exportado pelo Brasil e, conseqüentemente, pelo Espírito Santo, podem fazer com que a rentabilidade do setor aumente e a cultura não fique tão dependente das condições cambiais.

Em relação à qualidade do café, além de aumentar a qualidade do café produzido no Brasil e, conseqüentemente, no Espírito Santo, devem ocorrer avanços em propaganda e marketing no mercado internacional, de maneira a divulgar os cafés nacionais, especialmente os de qualidade, com o intuito de elevar o consumo externo do café brasileiro e capixaba. Neste contexto, as entidades ligadas a cafeicultura, tanto privadas como governamentais, têm avançado nos últimos anos, mas ainda têm um longo caminho a percorrer, dado que países como a Colômbia, a longa data promovem seus cafés no mercado mundial. Esta promoção precisa contar com financiamento adequado e ser continua ao longo do tempo.

Quando se fala em agregação de valor ao café exportado, está se referindo ao café torrado e moído. Mesmo tendo tradição secular na exportação de café verde, o Brasil começou a exportar o café torrado e moído apenas a partir de 2002. Aqui, destacam-se os países reexportadores de café, que compram o produto em grãos, em quantidade maior que a demanda interna, para revender a outros países com maior valor agregado. Devido a este processo de reexportação, o mercado internacional de café, com maior valor agregado, é dominado por países desenvolvidos. Segundo Coutinho (2002), a baixa participação do Brasil no mercado estrangeiro de café torrado e moído deve-se à baixa capacidade tecnológica e gerencial das empresas nacionais. Assim, políticas que incentivem as exportações deste tipo de café podem gerar bons negócios e aumentar a rentabilidade da cultura.

Destaca-se que a abordagem geral para específico ainda é pouco difundida no Brasil. No entanto, ela pode ser considerada um avanço em relação à metodologia econométrica tradicional, pois permite ao pesquisador trabalhar com variáveis que vão além dos modelos econômicos existentes e, que em sua maioria, já possuem resultados pré-estabelecidos.

No que se refere às dificuldades encontradas, pode-se destacar a limitação dos dados disponíveis, sobretudo quando se trata das séries econômicas mensais e dos dados para a economia do Espírito Santo, que podem ter impactado nos resultados. Entretanto, estas limitações não impedem a relevância deste trabalho, uma vez que o Estado do Espírito Santo possui poucos estudos na área econométrica, principalmente para cultura cafeeira, e este pode ser um primeiro passo que os estudos econométricos avancem na economia capixaba.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília v. 42, n. 1, p. 9-33, jan/mar. 2004.

BARROS, G. S. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, 2002. 51p. (Texto para Discussão, 865)

BITTENCOURT, G. A. M. **Café e urbanização: o Espírito Santo no século XIX**. Rio de Janeiro: Cátedra, 1987.

BUFFON, J. A. B. **O café e a urbanização no Espírito Santo: aspectos econômicos e demográficos de uma agricultura familiar**. Campinas, SP: UNICAMP, 1992, 373f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas. 1992.

CARVALHO, A.; DE NEGRI, J. A. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998)**. Brasília: IPEA, 2000. 30p. (Texto para Discussão, 698).

CARVALHO, G. R. **O mercado do café em perspectiva**. Boletim de conjuntura agropecuária. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, janeiro de 2006. 9p. Disponível em <http://www.cnpm.embrapa.br/conjuntura/0601_Cafe.pdf>. Acesso em: 10 de janeiro de 2007.

CASTRO, A. S.; CAVALCANTI, M. A. **Estimação de equações de exportação e importação para o Brasil – 1955/95**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. 61p. (Texto para Discussão, 469)

CASTRO, A. S.; ROSSI JÚNIOR., J. L. **Modelos de previsão para a exportação das principais *commodities* brasileiras**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. 34p. (Texto para discussão, 716)

CAVALCANTI, M. A. F. H.; RIBEIRO, M. A. **As exportações no período 1977/96: desempenho e determinantes**. Brasília: IPEA, 1998. 46p. (Texto para Discussão, 545)

CENTRO DE DESENVOLVIMENTO TECNOLÓGICO DO CAFÉ – CETCAF (2006). **Cafeicultura capixaba**. Disponível em: <<http://www.cetcaf.com.br/Links/cafeicultura%20capixaba.htm>>. Acesso em: 21 de março de 2007.

CENTRO DO COMÉRCIO DE CAFÉ DE VITÓRIA – CCCV (2007a). **Notícias**. Disponível em: <http://www.cccv.org.br/port/t_noticia.asp?cod=60>. Acesso em 19.10.2007.

_____ (2007b). **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.cccv.org.br/estatistica/cgi-bin/download.asp>>. Acesso em 19.10.2007.

CHAO, H. **Professor Hendry's econometric methodology reconsidered: congruence and structural empirism**. Amsterdam: 2001. Disponível em: <<http://www.fee.uva.nl/ae/arg/index.htm>>. Acesso em 27 de agosto de 2007.

CHOW, G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. **Econometrica**, v. 28, n. 3, p. 591-605, 1960.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão de integração entre preços internos e externos**. São Paulo, SP: FEA/USP, 2002. 136f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade Federal de São Paulo – 2002.

CORVALÃO, E. D. **Previsão da arrecadação do imposto sobre circulação de mercadorias e serviços em Santa Catarina: aplicação da abordagem geral para específico em modelos dinâmicos**. Florianópolis, SC: Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC, 2002, 64f. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, UFSC, 2002.

COUTINHO, L. G.; LAPLANE, M. F.; TAVARES FILHO, N.; KUPFER, D.; FARINA, E.; SABBATINI, R. (Cords.). **Estudo da competitividade de cadeias integradas no Brasil: impactos das zonas de livre comércio – Cadeia: café**. Nota técnica final, Campinas: Unicamp, 2002.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Jornal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.

_____. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1008, 1982.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

Engle, R. F.; Hendry, D. F. & Richard, J. F. Exogeneity. **Econometrica**, v. 51, p. 277-304, 1983.

GILBERT, C. L. **Professor Hendry's econometric methodology**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 48, n. 3, p. 283-307, 1986.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3^a ed. São Paulo: Makron Books, 2000, 846p.

_____. **Econometria básica**. 4ª ed. São Paulo: Elsevier, 2006, 812p.

HENDRY, D. F. **Econometric modeling**. Nuffield College, Oxford University, 2000. Disponível em: <<http://folk.uio.no/rnymoen/imfpcg.pdf>>. Acesso em: 20 de novembro de 2007.

HENDRY, D. F.; DOORNIK, J. A. **Empirical econometric modeling using PcGive 9.0 for Windows**. Thomson Business Press: London. 1996.

HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. On the formulation of empirical models in dynamic econometrics, **Journal of Econometrics**, v. 20, p. 3-33, 1982.

_____. The econometric analysis of economic time series. **International Statistical Review**. v.51, p. 111-163, 1983.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA – IBRE. **Fatores que afetam a competitividade da cadeia do café**. Centro de Estudos Agrícolas, 1998.

INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISA, ASSISTÊNCIA TÉCNICA E EXTENSÃO RURAL – INCAPER (2007). **Cafecultura discute prioridades em São Paulo**. Disponível em: <http://www.incaper.es.gov.br/noticias/2007/fevereiro/noticias_08_02_2007.html>. Acesso em: 19 de outubro de 2007.

INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES – IJSN. **Espírito Santo: Produto Interno Bruto 2004 – Estados e Municípios**. Vitória: 2007, 98p.

INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION – ICO (2007a). **Statistics – Historical data**. Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/display1.asp>>. Acesso em: 07 de janeiro de 2007.

_____ (2007b). **Statistics – Historical data**. Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/display2.asp>>. Acesso em: 07 de janeiro de 2007.

_____ (2007c). **Statistics – Historical data.** Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/select4.asp> e <http://www.ico.org/asp/select6.asp>>. Acesso em: 07 de janeiro de 2007.

_____ (2007d). **Statistics – Historical data.** Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/select3.asp> e <http://www.ico.org/asp/select5.asp>>. Acesso em: 07 de janeiro de 2007.

_____ (2007e). **Statistics – Historical data.** Disponível em: <<http://www.ico.org/asp/select5.asp> e <http://www.ico.org/asp/select10.asp>>. Acesso em: 07 de janeiro de 2007.

JARQUE, C. M.; BERA, A. K. A test for normality of observations and regression residuals. **International Statistical Review.** v.55, p. 163-172, 1983.

MAIA, S. F. Determinantes das exportações agrícolas em cenário de macroeconomia aberta: abordagem por modelos de séries de tempo. XXXI Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2003, Porto Seguro, **Anais...**, Porto Seguro: ANPEC, 2003. CD-ROM.

MIRANDA, S.H.G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não-tarifárias sobre as exportações brasileiras de carne bovina.** Piracicaba, SP: ESALQ – USP, 2001. 237f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, 2001.

MORAIS, I. A. C.; BARBOSA, A. E. Equações de oferta e demanda por exportações do setor de calçados, 1985/2003. **Análise**, Porto Alegre, v. 17, n. 1, p. 67-90, jan./jul. 2006.

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO CAFÉ – OIC (2004). **Lições da crise mundial do café: um problema sério para o desenvolvimento sustentável.** Disponível em: <http://www.ico.org/documents_p.asp>. Acesso em: 28 de dezembro de 2006.

ORMOND, J. G. P.; LIMA DE PAULA, S. R.; FAVERET FILHO, P. Café: (Re)Conquista dos Mercados. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, v. 10, p. 3-56, 1999.

PAGAN, A. **Three econometric methodologies: an update**. Australian National University. 1992.

PAQUET, A. **A guide to applied modern macroeconomics**. Montreal: 2001. Disponível em: <http://www.er.uqam.ca/nobel/r20564/cours/Paquet2001ch1_2_7.pdf>. Acesso em: 20 de agosto de 2007.

RAMSEY, J. B. Tests for specification error in classical linear least squares regression analysis. **Journal of the Royal Statistical Society**, série B, v. 31, p. 350-371, 1969.

ROCHA, H. C.; MORANDI, A. M. **Cafeicultura e grande indústria: a transição no Espírito Santo – 1955-1985**. Vitória: Fundação Ceciliano Abel de Almeida, 1991.

SILVA, M. V. S. S.; BACCHI, M. R. P. B. Condicionantes das exportações brasileiras de açúcar bruto. **Agric. São Paulo**, São Paulo, v. 52, n. 2, p. 99-110, jul./dez. 2005.

SIQUEIRA, T. V. A cultura do café: 1961-2004. **BNDES Setorial**. Rio de Janeiro, v. 22, p. 205-270, 2005.

VENDA NOVA (2004). **Histórico – História da cidade**. Disponível em: <<http://www.vendanova.com.br>>. Acesso em: 11 de fevereiro de 2004.

WYZYKOWSKI, J.; ALMEIDA, C. O. Oferta e demanda de manga brasileira no mercado internacional – 1980 a 1999. **Magistra**. Bahia, v. 14, n. 2, jul/dez, 2002.

ZINI JÚNIOR, A. A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 3, p. 615-662, 1988.

APÊNDICES

Apêndice A – Teste de Granger para o modelo linear

Tabela 1A – Resultados do teste de causalidade de Granger, para o modelo linear

Variáveis	Ordem de defasagem	Valor F	p-valor
DTXCAMB \Rightarrow DQEXP	8	2,1358	0,0376 **
DPREXP \Rightarrow DQEXP	2	3,8094	0,0246 **
DPRCONIL \Rightarrow DQEXP	11	2,0745	0,0412 **
DPRCOLOM \Rightarrow DQEXP	2	2,9158	0,0576 *
DPRINTER \Rightarrow DQEXP	1	2,2568	0,0192 **
DRENDABR \Rightarrow DQEXP	8	0,2038	0,9897 ^{ns}
DPRODES \Rightarrow DQEXP	1	2,9909	0,0859 *
DPROMUND \Rightarrow DQEXP	10	2,4328	0,0112 **
DESTBR \Rightarrow DQEXP	2	1,8652	0,0614 *
DESTIMP \Rightarrow DQEXP	12	1,7195	0,0726 *
DCONSMUND \Rightarrow DQEXP	8	0,8190	0,5874 ^{ns}

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%;

2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) D = significa a primeira diferença da variável.

Apêndice B – Resultados do teste de raiz unitária do modelo duplo-logarítmico

Tabela 1B – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo duplo-logarítmico, com constante e com tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
LQEXP	$T_{adf} = -1,8446$ ^{ns}	8	0,0002
LPREXP	$T_{adf} = -6984$	1	0,0000
LTXCAMB	$T_{adf} = -1,6484$ ^{ns}	2	0,0329
LPRCONIL	$T_{adf} = -0,5845$ ^{ns}	1	0,0474
LPRCOLOM	$T_{adf} = -1,1608$	0	0,0000
LPRINTER	$T_{adf} = -2,2472$	1	0,0000
LRENDABR	$T_{adf} = -0,3564$	0	0,0000
LPRODES	$T_{adf} = -2,4718$	2	0,0276
LPRODMUND	$T_{adf} = -2,0323$	13	0,0001
LESTBR	$T_{adf} = 0,1400$ ^{ns}	2	0,0242
LESTIMP	$T_{adf} = -2,6648$	3	0,0317
LCONSBR	$T_{adf} = -2,8128$	2	0,0051
LCONSMUND	$T_{adf} = -2,5286$	2	0,0009

Valores críticos do teste ADF: 5% = -3,4418 1% = -4,0240

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ^{ns} = variáveis que não apresentaram tendência significativa; 2) QEXP = quantidade de exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = Indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Tabela 2B – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo duplo-logarítmico, com constante e sem tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
LQEXP	$T_{adf} = -2,3730^{ns}$	7	0,0338
LPREXP	$T_{adf} = -1,6241$	1	0,0000
LTXCAMB	$T_{adf} = -1,6882$	2	0,0438
LPRCONIL	$T_{adf} = -1,8668$	1	0,0146
LPRCOLOM	$T_{adf} = -1,3964$	0	0,0000
LPRINTER	$T_{adf} = -1,0511^{ns}$	1	0,0001
LRENDABR	$T_{adf} = -0,6095^{ns}$	0	0,0000
LPRODES	$T_{adf} = -1,5309^{ns}$	2	0,0616
LPRODMUND	$T_{adf} = -2,4658$	13	0,0001
LESTBR	$T_{adf} = 1,2134$	2	0,0267
LESTIMP	$T_{adf} = -1,4889^{ns}$	3	0,0258
LCONSBR	$T_{adf} = -2,2461$	2	0,0055
LCONSMUND	$T_{adf} = -1,6851$	1	0,0000

Valores críticos do teste ADF: 5% = -2,8838 1% = -3,4812

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ^{ns} = variáveis que não apresentaram tendência significativa; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço exportação; PRCONIL = preço de do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = Indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Tabela 3B – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis em nível do modelo duplo-logarítmico, sem constante e sem tendência

Nível	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
LQEXP	$T_{adf} = 0,1396$	8	0,0569
LPREXP	$T_{adf} = 0,1744$	1	0,0000
LTXCAMB	$T_{adf} = -0,2057$	2	0,0175
LPRCONIL	$T_{adf} = -0,7539$	1	0,0159
LPRCOLOM	$T_{adf} = 0,1969$	0	0,0000
LPRINTER	$T_{adf} = 0,5764$	1	0,0001
LRENDABR	$T_{adf} = 1,1210$	1	0,0193
LPRODES	$T_{adf} = 1,0504$	2	0,0078
LPRODMUND	$T_{adf} = 1,7084$	13	0,0000
LESTBR	$T_{adf} = -1,4649$	2	0,0072
LESTIMP	$T_{adf} = 0,3176$	3	0,0391
LCONSBR	$T_{adf} = -2,0126$	2	0,0003
LCONSMUND	$T_{adf} = 1,4575$	1	0,0000

Valores críticos do teste ADF: 5% = -1,9432 1% = -2,5815

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = Indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Tabela 4B – Teste de raízes unitárias (ADF) para as variáveis do modelo duplo-logarítmico, em primeira diferença

Primeira diferença	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
DLQEXP	$T_{adf} = -7,1526^{**}$	7	0,0563
DLPREXP	$T_{adf} = -7,8879^{**}$	0	0,0000
DLTXCAMB	$T_{adf} = -8,7381^{**}$	1	0,0171
LPRCONIL	$T_{adf} = -9,6486^{**}$	0	0,0000
LPRCOLOM	$T_{adf} = -6,5577^{**}$	4	0,0627
DLPRINTER	$T_{adf} = -3,4206^{**}$	12	0,0034
DLRENDABR	$T_{adf} = -14,3764^{**}$	0	0,0000
DLPRODES	$T_{adf} = -6,1389^{**}$	1	0,0621
DLPRODMUND	$T_{adf} = -2,4774^{*}$	13	0,0088
DLESTBR	$T_{adf} = -2,3810^{*}$	1	0,0048
DLESTIMP	$T_{adf} = -2,6637^{**}$	2	0,0386
DLCONSBR	$T_{adf} = -2,0963^{*}$	2	0,0379
DLCONSMUND	$T_{adf} = -3,1091^{**}$	0	0,0000

Valores críticos: 5% = -1,9432 1% = -2,5822

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 5) D = significa a primeira diferença da variável.

Apêndice C – Teste de Granger para o modelo duplo-logarítmico

Tabela 1C – Resultados do teste de causalidade de Granger, para o modelo duplo-logarítmico

Variáveis	Ordem de defasagem	Valor F	p-valor
DLTXCAMB \Rightarrow DLQEXP	7	2,6030	0,0020 ***
DLPREXP \Rightarrow DLQEXP	4	5,1583	0,0007 ***
DLPRCONIL \Rightarrow DLQEXP	11	2,1462	0,0314 **
DLPRCOLOM \Rightarrow DLQEXP	11	2,3576	0,0119 **
DLPRINTER \Rightarrow DLQEXP	10	2,3411	0,0151 **
DLRENDABR \Rightarrow DLQEXP	7	0,3856	0,9093 ^{ns}
DLPRODES \Rightarrow DLQEXP	7	5,0546	0,0000 ***
DLPRODMUND \Rightarrow DLQEXP	10	2,0524	0,0867 *
DLESTBR \Rightarrow DLQEXP	7	1,9678	0,0435 **
DLESTIMP \Rightarrow DLQEXP	5	1,9523	0,0902 **
DLCONSMUND \Rightarrow DLQEXP	7	0,5375	0,8046 ^{ns}

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%; 2) QEXP = quantidade exportada; TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon, PRCOLOM = preço do café da Colômbia; PRINTER = preço interno; RENDABR = renda interna do Brasil; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; ESTIMP = estoque de café dos principais importadores mundiais; CONSBR = consumo de café no Brasil; e, CONSMUND = consumo mundial de café, exceto Brasil; 3) As variáveis QEXP, PRODES, PRODMUND, ESTBR, ESTIMP, CONSBR e CONSMUND estão expressas em mil sacas de 60 kg; 4) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 5) D = significa a primeira diferença da variável.

Apêndice D – Resultados do teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico

Tabela 1D – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico, com tendência e com constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -6,4427^{**}$	3	0,0080
Valores críticos: 5% = -3,4422 1% = -4,0249			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo; 3) a tendência apresentou-se não significativa.

Tabela 2D – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico, sem tendência e com constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -6,4894^{***}$	3	0,0078
Valores críticos: 5% = -2,8821 1% = -3,4775			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo; 3) a constante apresentou-se não significativa.

Tabela 3D – Teste de raiz unitária (ADF) para os resíduos da equação de longo prazo do modelo duplo-logarítmico, sem tendência e sem constante

	Teste estatístico	Ordem de defasagem	p-valor da defasagem
ε_t	$T_{adf} = -6,5395^{***}$	3	0,0076
Valores críticos: 5% = -1,9431 1% = -2,5816			

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) ** Significativo a 1%, * Significativo a 5%, ^{ns} Não-significativo a 5%; 2) ε_t = resíduos da equação de longo prazo.

Apêndice E – Equação de curto prazo para o modelo duplo-logarítmico, considerando a variável PREXP

Tabela 1E – Coeficientes estimados da equação de curto prazo, da forma duplo-logarítmica contendo a variável PREXP

Variáveis	Coeficientes	Erro-padrão	t-valor	p-valor
CONSTANTE	0,0535336	0,0168	3,18	0,002
DLQEXP_2	0,440314 ***	0,0833	5,28	0,000
DLQEXP_3	0,196164 ***	0,0715	2,74	0,007
DLQEXP_4	0,238040 ***	0,0589	4,04	0,000
DLQEXP_7	-0,194309 ***	0,0550	-3,53	0,001
DLQEXP_8	-0,318435 ***	0,0648	-4,91	0,001
DLQEXP_9	-0,179348 ***	0,0653	-2,74	0,007
DLQEXP_10	-0,331858 ***	0,0636	-5,22	0,000
DLQEXP_11	-0,155029 ***	0,0519	-2,99	0,004
DLTXCAMB	2,14079 ***	0,4029	5,31	0,000
DLTXCAMB_4	1,15819 ***	0,4187	2,77	0,007
DLTXCAMB_6	-1,05801 ***	0,4023	-2,63	0,010
DLTXCAMB_7	1,50040 ***	0,4297	3,49	0,001
DLTXCAMB_10	0,766725 **	0,4056	1,89	0,050
DLPREXP	-1,13526 ***	0,2832	-4,01	0,000
DLPREXP_8	0,603031 **	0,2705	2,23	0,028
DLPRCONIL	0,888013 ***	0,2738	3,24	0,002
DLPRCONIL_3	0,608791 **	0,2791	2,18	0,032
DLPRCONIL_10	0,733687 ***	0,2759	2,66	0,009
DLPRINTER	-0,876996 **	0,3740	-2,34	0,021
DLPRINTER_3	-0,878827 ***	0,3299	-2,66	0,009
DLPRINTER_7	-1,05352 ***	0,2934	-3,59	0,001
DLPRINTER_10	-0,821155 **	0,3714	-2,21	0,030
DLPRINTER_12	0,716296 ***	0,2713	2,64	0,010
DLPRODES_2	2,38962 ***	0,3505	6,82	0,000
DLPRODES_10	-1,22668 ***	0,3395	-3,61	0,000
DLPRODMUND	-6,89552 **	3,3240	-2,07	0,041
DLPRODMUND_1	13,1042 ***	3,9300	3,33	0,001
DLPRODMUND_2	-12,6776 ***	3,4870	-3,64	0,000
DLPRODMUND_6	12,9513 ***	3,6480	3,55	0,001
DLPRODMUND_7	-12,3450 ***	3,5350	-3,49	0,001
DLPRODMUND_9	7,32603 **	3,1150	2,35	0,021
DESTBR_5	-2,00682 ***	0,6803	-2,95	0,004
MCE_1	-0,831603 ***	0,0725	-11,5	0,000
MCE_2	-0,523171 ***	0,1030	-5,08	0,000

DW = 2,16 $R^2 = 0,8437$ RESET F(1,89) = 0,11789 [0,7321]

F(5,80) = 0,25625 [0,9355] AR F(5,85) = 0,72262 [0,6083]

NORM $\chi^2 = 0,091109$ [0,9555]

Fonte: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) *** Significativo a 1%, ** Significativo a 5%, * Significativo a 10%, ^{ns} Não-significativo a 10%;
 2) TXCAMB = taxa de câmbio real; PREXP = preço de exportação; PRCONIL = preço do café conilon; PRINTER = preço interno; PRODES = produção de café do Espírito Santo; PRODMUND = produção de café mundial; ESTBR = estoque de café do Brasil; e, MCE = Mecanismo de Correção de Erros; 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; 4) D = significa a primeira diferença da variável.

Apêndice F – Fórmulas de cálculo do MAPE e do U de Theil

$$1) \text{MAPE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{Y_t^s - Y_t^a}{Y_t^a} \right|;$$

$$2) U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^a)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^a)^2}};$$

em que Y_t^s é o valor calculado (previsto) da variável; Y_t^a , valor observado da variável; e, T , número de observações (previsões).

Apêndice G – Previsões do modelo linear

Tabela 1G – Exportações de café do Espírito Santo: valores realizados e previsões do modelo para o segundo semestre de 2006, em sacas de 60 kg

Meses	Quantidade exportada	Previsões
Julho	355,980	509,658
Agosto	520,757	622,5257
Setembro	497,087	479,602
Outubro	555,172	548,4097
Novembro	619,592	527,7008
Dezembro	348,520	432,8874

Nota: Elaborado a partir dos dados da pesquisa.