**ANÁLISE DAS DEMANDAS NACIONAL E INTERNACIONAL POR
CAFÉ BRASILEIRO – PERÍODO DE 1961 A 2002**

CESAR DE CASTRO ALVES

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de
São Paulo, para obtenção do título de Mestre em
Ciências, Área de Concentração: Economia
Aplicada.

P I R A C I C A B A

Estado de São Paulo – Brasil

Novembro – 2004

ERRATA

ALVES, C.C. Análise das demandas nacional e internacional por café brasileiro - período de 1961 a 2002

p.	item	linha	onde se lê	leia-se
29	3.1 (Tabela 1)	sexta, sétima, oitava, nona e décima.	1975 21,4% 6,2% 9,0% 5,0% 1,9%	1975 26,3% 7,6% 11,0% 6,2% 2,3%
29	3.1 (Tabela 1)	sexta, sétima, oitava, nona e décima.	1985 33,7% 11,4% 10,5% 8,5% 9,4%	1985 25,9% 8,8% 8,1% 6,6% 7,2%
29	3.1 (Tabela 1)	sexta, sétima, oitava, nona e décima.	1995 14,5% 5,6% 10,4% 2,8% 7,3%	1995 17,1% 6,7% 12,3% 3,3% 8,7%
53	4.1.1 (Tabela 4)	sexta	6.361.360	6.361.306
54	4.1.1	vigésima	... cada vez mais inelástico...	... cada vez mais elástico...
56	4.1.2 (Tabela 5)	décima nona	Teste F Pr>F 0,0005	Teste F Pr>F <0,0001
56	4.1.2 (Tabela 5)	vigésima segunda	Teste F Pr>F 0,2608	Teste F Pr>F 0,0001
56	4.1.2	vigésima oitava	...diminui...	...mantém-se constante...
59	4.1.3 (Tabela 6)	nona	5.568,4	5.565,4
67	4.2 (Tabela 9)	décima primeira	lnCpc	Cpc

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Alves, Cesar de Castro

Análise das demandas nacional e internacional por café brasileiro – período de 1961 a 2002 / Cesar de Castro Alves. - - Piracicaba, 2004.
124 p.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004.
Bibliografia.

1. Análise de regressão 2. Café 3. Econometria 4. Demanda 5. Exportação 6. Mercado externo 7. Mercado interno 8. Preço 9 Renda I. Título

CDD 338.17373

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

Dedico este trabalho aos meus maiores exemplos: meus pais, Fernando e Sônia.

AGRADECIMENTOS

As pessoas que aqui agradeço, estão relacionadas de acordo o momento em que tiveram importância nesta etapa da minha vida. Não os relaciono pela magnitude das suas contribuições, pois eu poderia estar sendo injusto os classificando inadequadamente, afinal muitos ainda continuam a me apoiar.

Agradeço com muita dificuldade em encontrar palavras que traduzam minha gratidão, aos meus pais e irmãos, Fernando, Sônia, Malvina e Marcelo, pela confiança dedicada a mim desde a pré-escola, pelas oportunidades concedidas, apoio nos momentos delicados e pelo carinho eterno.

Aos professores que em São Paulo, antes do início das minhas atividades na ESALQ, me propiciaram grandes oportunidades e me orientaram com muita dedicação. Agradeço imensamente aos professores José Roberto Mendonça de Barros, Guilherme Leite da Silva Dias e Maria Sylvia Macchione Saes.

Ao professor Carlos José Caetano Bacha, que com sabedoria, foi extremamente fiel como orientador. Estou muito grato ao professor Carlos Bacha, pelo aprendizado direto e indireto envolvido neste trabalho sério que fizemos juntos.

Agradeço também ao amigo e professor Alexandre Lahóz Mendonça de Barros, pelo apoio e crédito concedidos a mim, sempre.

Ao amigo Alexandre Chibebe Nicolella que nunca mediu esforços em me ajudar.

Ao professor Pedro Valentim Marques, pelos votos de confiança e oportunidades na minha passagem pelo Programa de Educação Continuada em Economia e Gestão de Empresas (PECEGE).

Aos professores Roberto Arruda de Souza Lima, Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes e Mirian Rumenos Piedade Bacchi, pelas valiosas contribuições no seminário e no meu exame de qualificação.

Agradeço à querida Maielli, pelo seu carinho e dedicação à pós-graduação e por estar sempre cuidando dos alunos esquecidos.

À professora Adeli Bacchi Dias de Moraes e Silva pelas contribuições na elaboração do summary.

E finalmente e não menos importante, agradeço aos eternos amigos que levarei por toda vida, sempre presente nos momentos mais importantes: Gustavo Fisher Sbrissia, Elisson Augusto Pires de Andrade (Tiziu), Alexandre Nunes de Almeida (Chefão) e Alexandre Lopes Gomes (Jiló). Muito obrigado a todos vocês.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS	viii
LISTA DE QUADROS	ix
LISTA DE TABELAS	x
RESUMO	xi
SUMMARY	xiii
1 INTRODUÇÃO	1
1.1 O problema em análise	1
1.2 Objetivos	4
1.3 Revisão de literatura	4
1.3.1 Literatura sobre a demanda externa por café brasileiro	5
1.3.2 Literatura sobre a demanda interna de café no Brasil	9
1.3.3 Literatura sobre equações de determinação de preços	11
1.3.4 Avaliação global da literatura existente e a contribuição dessa dissertação	11
1.4 Organização do trabalho	13
2 MODELOS ECONÔMETRICOS E PROCEDIMENTOS PARA ESTIMAR A EQUAÇÃO DE DEMANDA	14
2.1 Modelos econométricos	14
2.1.1 Demanda externa	14
2.1.2 Demanda interna	18
2.2 Procedimentos econométricos	19
2.3 Os dados	23

3	ANÁLISE DOS PRINCIPAIS MERCADOS CONSUMIDORES DE CAFÉ DO BRASIL	25
3.1	Evolução das exportações brasileiras de café	25
3.2	EUA	29
3.3	Alemanha	35
3.4	Itália	36
3.5	França	38
3.6	Japão	39
3.7	Brasil	41
3.8	Outros mercados	46
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	47
4.1	Análise da demanda externa	47
4.1.1	EUA	52
4.1.2	Alemanha	55
4.1.3	Itália	57
4.1.4	França	60
4.1.5	Japão	64
4.2	Análise da demanda doméstica	66
5	CONCLUSÕES	69
	ANEXOS	73
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	121

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Exportações brasileiras de café verde	26
2 Exportações mundiais e brasileiras de café verde (em milhões de sacas de 60 kg)	27
3 Participação das exportações brasileiras nas exportações totais de café verde	28
4 Exportações brasileiras de café verde para os EUA	30
5 Participação das exportações brasileiras nas importações totais de café verde (<i>market share</i>) em cinco mercados consumidores, em percentual	31
6 Exportações brasileiras de café verde para a Alemanha	35
7 Exportações brasileiras de café verde para a Itália	37
8 Exportações brasileiras de café verde para a França	38
9 Exportações brasileiras de café verde para o Japão	40
10 Consumo brasileiro de café verde (total e <i>per capita</i>)	42

LISTA DE QUADROS

	Página
1 Resumo das elasticidades-preço e renda (E_p e E_r) obtidas nos principais trabalhos sobre a demanda norte-americana de café	8
2 Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda pelo café verde brasileiro nos mercados consumidores estudados	16
3 Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda interna pelo café verde brasileiro	18
4 Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda interna pelo café verde brasileiro, considerando quebras de tendência ..	45
5 Elasticidades preço e renda obtidas nos modelos selecionados como melhores estimativas para os mercados estrangeiros estudados (período de 1962 a 2002)	49

LISTA DE TABELAS

	Página
1 Participação dos principais mercados consumidores nas exportações brasileiras de café verde (em percentual)	29
2 Consumo de café nos principais mercados consumidores – ano safra (em milhões de sacas de 60 kg)	33
3 Consumo <i>per capita</i> de café verde nos principais mercados consumidores – ano safra (em kg de café verde/hab/ano)	34
4 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda norte-americana pelo café brasileiro	53
5 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda alemã pelo café brasileiro	56
6 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda italiana pelo café brasileiro	59
7 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda francesa pelo café brasileiro	62
8 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda japonesa pelo café brasileiro	65
9 Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda doméstica pelo café brasileiro	67

ANÁLISE DAS DEMANDAS NACIONAL E INTERNACIONAL POR CAFÉ BRASILEIRO – PERÍODO DE 1961 A 2002

Autor: CESAR DE CASTRO ALVES

Orientador: Prof. Dr. CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA

RESUMO

Diante da necessidade de se conhecer as elasticidades preço e renda em mercados específicos sem generalizar a demanda global por café brasileiro, o presente trabalho se propôs a analisar a demanda por café brasileiro e verificar quais foram seus determinantes nos mercados interno e externo, no período de 1961 a 2002. O estudo inicialmente preocupou-se em explorar o *market share* em cada mercado estrangeiro de modo a associá-lo com os resultados econométricos. Para a análise, foram considerados seis mercados consumidores tradicionais do café verde brasileiro: EUA, Alemanha, Itália, França, Japão e o próprio mercado interno, que representa a demanda da indústria nacional de torrefação. Cada mercado estrangeiro foi estudado separadamente e submetido à análise de regressão, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários. Foram estimados 44 modelos econométricos especificados com alternativas de bebidas que poderiam estar apresentando substituição com o café brasileiro nos mercados estrangeiros. Os modelos estimados foram divididos em modelos de consumo e

renda globais e modelos em termos *per capita*. Selecionou-se, a partir dos maiores níveis de significância, face às equações estimadas, aquela que melhor se ajustou aos dados em cada mercado. O modelo selecionado foi re-estimado considerando duas subdivisões em períodos, de modo a captar as mudanças nas elasticidades preço e renda que possam ter ocorrido ao longo do tempo. Assim, para o modelo selecionado há estimativas para os períodos de 1961 a 2002, 1970 a 2002 e 1980 a 2002. Para a demanda interna, dois modelos em termos *per capita* foram estimados para os períodos citados.

Em todos os períodos considerados no presente trabalho (de 1961 a 2002, de 1970 a 2002 e de 1980 a 2002) e em todos os mercados, o café é um produto de demanda inelástica a preço e essa inelasticidade pouco tem se alterado ao longo do tempo.

Os resultados da pesquisa indicaram que na Alemanha, Itália, Japão e no mercado doméstico ainda é possível esperar novos aumentos da demanda de café verde na medida em que essas economias cresçam. Os mercados norte-americano e francês não são promissores para as exportações de café verde, sendo necessário a inserção de uma outra alternativa de café a ser exportado, com maior diferenciação do produto nesses países.

ANALYSIS OF THE INTERNATIONAL AND DOMESTIC DEMAND FOR BRAZILIAN GREEN COFFEE – TIME PERIOD FROM 1961 TO 2002

Author: CESAR DE CASTRO ALVES

Adviser: Prof. Dr. CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA

SUMMARY

The objective of this work is to evaluate the international and domestic demand for Brazilian green coffee. Time period from 1961 to 2002 is taken into consideration. This work tries to know price and income elasticity in specific markets rather than estimating global demand for Brazilian coffee. We analyze Brazil's *market share* in each foreign market in order to associate it with our econometric results. The analysis take into consideration six traditional Brazilian green coffee consumers: the United States of America, Germany, Italy, France, Japan and the Brazilian own domestic market, which represents the domestic roasting industry's demand. Each foreign market was studied separately and submitted to a regression analysis, using the ordinary least square method. Forty-four alternative models, considering different substitute beverage which could replaced Brazilian coffee at international markets, were estimated. The estimated models were divided in global consumption and income-based models, and in *per capita* value-based models. Considering the largest significant levels of estimated parameters, the best

model for each market was selected. The latter was re-estimated considering two subdivisions of period, which made possible to detect price and income elasticity changes during the time. At the end, regressions were run for the following periods: 1961 to 2002; 1970 to 2002 and 1980 to 2002. It was estimated two *per capita* value-based models for the domestic demand and they were also submitted to the same period divisions.

For all the periods considered in the present work (from 1961 to 2002, from 1970 to 2002 and from 1980 to 2002) and for all markets analyzed, coffee has inelastic price demand and this inelasticity has changed little along the time.

Our findings show that in Germany, Italy, Japan and in the Brazilian domestic market is still possible to have an increase of the green coffee demand since their economies grow. US and French markets are not promising in regard to increases of green coffee export. For these markets, a differentiated coffee need to be offered in order to enlarge Brazil's coffee exports.

1 INTRODUÇÃO

1.1 O problema em análise

O café sempre foi um produto com importância expressiva na geração de divisas para o Brasil. O seu cultivo tem destaque pelo potencial na geração de empregos, aptidão climática de inúmeras regiões na obtenção de bebidas finas e desenvolvimento regional. Muito embora haja razões suficientes que apontem a importância da cafeicultura, este setor tem sido penalizado pelas políticas mal conduzidas ao longo do tempo, que levaram à perda de participação da bebida brasileira no comércio internacional e prejudicaram de diferentes maneiras vários agentes envolvidos no sistema agroindustrial do café.

De modo a contribuir para o melhor entendimento do *agribusiness* do café, pretende-se explorar alguns pontos importantes na comercialização do café, dando destaque à demanda por esse produto.

Dentro deste contexto, o propósito deste trabalho é avaliar as mudanças que vêm ocorrendo ao longo do tempo nas demandas nacional e internacional pelo café brasileiro. O período em análise é de 1961 a 2002. Este período foi selecionado pela disponibilidade de dados confiáveis para análise.

O Brasil já deteve, no início do século XX, cerca de 75% das exportações mundiais de café. Esta percentagem caiu ao longo do tempo, sendo que em 2001 (início do século XXI) o Brasil foi responsável por cerca de 25% das exportações mundiais de café.

A cafeicultura brasileira apresenta três tipos de comportamentos cíclicos dos preços e/ou produção: o ciclo plurianual, o ciclo bienal e o ciclo intra-anual (o qual implica variação sazonal de preços).

Na entrada do século XXI tem-se observado uma elevada oferta de café nos mercados internacional e interno, devido às características cíclicas da cultura do cafeeiro.

A oferta é afetada pelos ciclos de produção. Por questões fisiológicas, o cafeeiro demanda certo tempo entre as fases de plantio e produção, o que leva a comportamentos distintos de preços e produção ao longo dos anos. Esses comportamentos formam os ciclos plurianuais de preços e produção. Tais ciclos ocorrem quando uma época de produções decrescentes, com respectiva redução de estoques e com queda na oferta internacional, acaba por gerar aumentos na cotação do produto. Estes aumentos incentivam novos plantios de cafeeiros, o que eleva a quantidade produzida em médio prazo. Este aumento de produção, por sua vez, gera estoques crescentes, os quais conduzem à queda de preços. Diante desse novo cenário, os produtores reduzem os tratos culturais em suas lavouras, tentando enxugar custos de produção. No entanto, essa medida acaba por reduzir as produtividades médias. Nessa fase de preços baixos, há situações não atípicas de erradicação dos cafezais, as quais conduzem à redução da produção e dos estoques do produto, dando início a um novo ciclo de preço e produção. Isto caracteriza a atividade cafeeicultura no Brasil.

Esses ciclos de preços e produção se tornam mais intensos devido ao fato das estimativas dominantes da demanda externa pelo café brasileiro indicarem que ela é inelástica a variações de preços. Isto, por sua vez, implicou políticas de defesa do preço do café baseadas na contenção das exportações. Estas políticas já não são mais possíveis de serem conduzidas isoladamente pelo Brasil.

Os ciclos plurianuais de preço e produção do café afetam, negativamente, o consumo de café. Em uma fase de alta de preços haverá a diminuição do seu consumo, mesmo a demanda sendo inelástica, havendo substituição do café por outras bebidas bastante práticas quanto ao consumo e sem estarem sujeitas a ciclos de preço e produção. Entre essas bebidas estão os refrigerantes.

É possível ofertar refrigerantes, por exemplo, sem quaisquer restrições fisiológicas ou climáticas inerentes ao processo produtivo. E uma vez alterado o padrão de consumo (troca de café por refrigerante) esse se mantém ao longo do tempo. Isto explica a estagnação ou decadência do consumo *per capita* de café em alguns países.

Os ciclos de preços também levam ao surgimento no mercado de novos produtores. Na fase de alta dos preços, os produtores de certos países aumentam sua produção e acabam por mantê-las em níveis altos nas fases de baixa de preços. Com isso, surgem alterações nas participações dos países no ranking de maiores produtores de café.

Com relação à participação brasileira nas exportações mundiais de café é observado que o país tem perdido mercado para outros países produtores ao longo do tempo. Esta perda deveu-se, principalmente às políticas de regulamentação do Sistema Agroindustrial (SAG) do Café, em especial, ao plano de retenção de estoques de café no Brasil com objetivo de sustentação de preços. Esta última causou uma perda notável de *market share*, aliado ao aumento de produção de outros países, como o Vietnã. Tal estratégia, preocupada em restringir a quantidade, inibiu ações em busca de novos mercados e de “nichos” dentro dos mercados tradicionais.

Concomitantemente à queda das participações do Brasil nas exportações mundiais de café, houve o aumento da demanda nacional de café. O mercado interno já é o segundo maior consumidor de café brasileiro.

Há uma ampla literatura sobre demanda de café brasileiro. No entanto, essa literatura restringiu-se a analisar, principalmente, a demanda externa por café brasileiro como um todo, não observando como essa demanda difere de país a país.

O conhecimento mais detalhado dos principais determinantes da demanda de café nos principais mercados consumidores permitirá a sugestão de estratégias diferenciadas visando à recuperação ou ampliação das exportações de café. Isto será melhor do que estratégias genéricas e que possam falhar por não considerarem distintas características dos diferentes mercados.

1.2 Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é analisar a demanda por café brasileiro nos mercados interno e externo, estimando equações de demanda e verificando os principais determinantes destas demandas. Para tanto, os principais países compradores de café brasileiro, inclusive o Brasil, são considerados de maneira individual e suas equações de demanda são estimadas.

Os objetivos específicos são:

- 1) Caracterizar os principais mercados consumidores de café brasileiro, inclusive o mercado doméstico;
- 2) Definir e estimar equações de demanda de café nesses mercados.

O período de tempo considerado na análise é o de 1961 a 2002, para o qual há séries consistentes de dados necessários a estimar as equações de demanda.

1.3 Revisão de literatura

Diversos trabalhos já foram realizados na tentativa de se estimar a demanda por café brasileiro. O resultado final da maioria dos estudos foi, quase sempre, sugerir políticas mais racionais para o setor, através do delineamento de esquemas de subsídio, tributação, apoio ou financiamento da produção e comercialização. Essas sugestões de políticas são apoiadas em estudos de elasticidades da demanda, variações de preços, renda, preferências do consumidor e principalmente na estrutura de demanda do café.

Essa literatura pode ser dividida em três grupos: trabalhos que analisaram a demanda externa por café brasileiro, trabalhos que avaliaram a demanda doméstica por café e trabalhos que analisaram os fatores que afetam os preços do café. Os Quadros 6, 7 e 8, apresentados no anexo A, resumem, com detalhes, esses trabalhos. A seguir, comentam-se alguns aspectos desses trabalhos, em especial o período de tempo que consideraram e suas constatações sobre elasticidades-preço e renda da demanda de café.

1.3.1 Literatura sobre a demanda externa por café brasileiro

O trabalho pioneiro de estimativa da demanda externa de café brasileiro parece ter sido o de Kingston (1939). Ele analisou uma série temporal de apenas onze anos (1927-1937), e fez uso de dois modelos: um linear e um marshalliano. Ele considerou apenas o preço do café e o tempo como variáveis independentes nos modelos sugeridos e encontrou relações negativas entre a demanda mundial pelo café brasileiro e os preços do café tipo Santos 4. A elasticidade-preço encontrada, doravante denominada E_p , foi da ordem de -0,14.

Após o estudo de Kingston, outros trabalhos foram realizados para se estimar a demanda de café. Estes trabalhos avaliaram a demanda global e/ou a demanda por café brasileiro (Quadro 6, no anexo A).

Dentre os trabalhos que focaram especificamente a demanda mundial pelo café brasileiro, assim como o trabalho de Kingston, pode-se destacar as contribuições de Finageiv (1976), Tamaki & Larson (1982), Almeida (1993) e Alvim et al. (2003).

Segundo Finageiv (1976), até o momento de seu estudo pouco ou nada se sabia acerca do que ocorria com o contínuo decréscimo da participação brasileira no mercado mundial de café. Ao estudar esta perda de participação, pode-se concluir que se tornando menor a parcela brasileira no abastecimento do mercado mundial de café, a elasticidade-preço da demanda de exportação brasileira de café aumenta. A E_p global para a demanda de café foi de -0,11, indicando que para uma variação de 10% no preço do produto espera-se, *ceteris paribus*, uma variação em sentido contrário de 1,1% na quantidade total exportada de todas as origens (demanda total mundial). Ele estima ainda que a E_p da demanda de exportação de café brasileiro é igual a -0,46.

Tamaki & Larson (1982) estimaram a demanda em nível do consumidor (café em pó e solúvel) pelo café brasileiro em sete países, em diversos períodos de tempo. Foram consideradas séries temporais curtas, porém, suficientes para estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Eles observaram sempre elasticidades-preço negativas nos mercados estudados, porém, a demanda torna-se menos elástica à medida que o consumo *per capita* aumenta. Com relação à elasticidade-renda (E_r), os autores

afirmam, com segurança, que o café solúvel era um bem normal, tendo sido observados valores relativamente altos de Er. Para a demanda por café em pó, foi observado que este era um bem inferior em alguns países.

Ao se analisar apenas o período de 1970 a 1989, Almeida (1993) obteve resultados diferentes para as elasticidades-preço e renda da demanda por café brasileiro em relação aos autores citados anteriormente.

Almeida (1993) estimou equações de demanda global pelo café brasileiro através do método dos mínimos quadrados ordinários em séries temporais anuais. O autor obteve elasticidade-preço igual a $-1,54$, o levando a concluir que a demanda externa pelo café brasileiro era preço-elástica. Foi observado, ainda, elasticidade-renda igual a $2,43$, o que permite dizer que o café brasileiro era um bem normal, com demanda do tipo renda elástica, para o período estudado. Há que se ressaltar, no entanto, que o coeficiente de determinação obtido na análise de regressão feita por Almeida (1993) indica que apenas 50,93% das variações observadas na quantidade demandada de café do Brasil podem ser explicadas por variações nas respectivas variáveis independentes incluídas no modelo. O autor também ressalta que seus resultados obtidos para a elasticidade-preço da demanda podem estar refletindo o fato de terem sido utilizados preços relativos para as exportações brasileiras, e não preços em termos absolutos, como sugerem alguns trabalhos. É importante destacar, ainda, que a análise de correlação linear entre as variáveis incluídas na equação estrutural de demanda indicou a presença de multicolinearidade alta entre as variáveis independentes renda e tempo. O autor justifica que:

“Mesmo tendo-se conhecimento de que a multicolinearidade aumenta a variância dos estimadores, preferiu-se manter a equação em sua forma original, tendo em vista que a literatura especializada informa que a omissão de uma variável importante introduz tendenciosidade nos parâmetros estimados” (Almeida, 1993, p.44).

Destaca-se ainda que outras variáveis não incluídas no modelo são de suma importância na determinação da demanda internacional pelo café brasileiro, e que, por esta razão, não devem ser negligenciadas.

Alvim et al. (2003) analisou a demanda mundial por café brasileiro de 1980 a 2001 e constatou que a elasticidade-preço da demanda variou de -0,953 a -1,16 e a elasticidade-renda variou de 0,42 a 0,519, segundo o modelo estimado.

Os resultados de Almeida (1993) e Alvim et al. (2003) quando comparados com os de Kingston (1939), Finageiv (1976) e Tamaki & Larson (1982) indicaram aumento, ao longo do século passado do valor absoluto, da elasticidade-preço da demanda de café. Isso pode estar ocorrendo devido a:

- i) A demanda de café nos principais países consumidores está se tornando menos inelástica;
- ii) Novos países consumidores de café brasileiro têm elasticidade-preço maior do que os países tradicionais;
- iii) Há mudança de importância dos países na compra de café brasileiro, aumentando a importância dos que têm maior elasticidade-preço.

Infelizmente, nenhuma dessas possibilidades foi ainda avaliada na literatura existente. A maioria dos estudos tem avaliado a demanda norte-americana por café.

Os estudos realizados sobre a demanda norte-americana de café avaliaram a demanda total (importação total de cafés pelos EUA) ou especialmente a demanda pelo café brasileiro (importação de café brasileiro pelos EUA). Entre esses estudos, citam-se os trabalhos de Delfim Netto (1955), Daly (1958), Paniago (1963), Delfim Netto & Pinto (1965), Bacha (1968)¹, citado por Barbosa (1985), Abaelu & Manderscheid (1968), Viacava (1973) e Viana et al. (2003).

Esses estudos utilizaram modelos e dados distintos, tal como se observa no Quadro 1. As elasticidades-preço e renda encontradas nestes trabalhos estão colocadas no mencionado Quadro.

¹ BACHA, E.L. An econometric model for the world coffee market: the impact of Brazilian price policy. New Haven, 1968. 240p. Tese (Doutorado) - Yale University.

Autor (ano)	Período	Demanda	Ep	Er
Delfim Netto (1955)	1925-1952	Norte-americana pelo café mundial	-0,10 à -0,38	0,68 a 0,41
Daly (1958)	1922-1941 1947-1957	Norte-americana pelo café mundial	$Ep_{1(\text{período 1})} = -0,26$ $Ep_{2(\text{período 2})} = -0,30$	$Er_1 = 0,23$ $Er_2 = 0,10$
Paniago (1963)	1918-1961	Norte-americana pelo café mundial	-0,11	0,27
Delfim Netto & Pinto (1965)	1954-1965	Norte-americana pelo café mundial	-0,4	Não calcula
Bacha (1968)	1951-1965	Norte-americana pelo café mundial.	-0,15 (pó) e -1,13 (solúvel) ou -0,59 (pó) e -1,059 (solúvel)	0,35 (pó) ou 0,57 (pó)
Abaelu & Manderscheid (1968)	1953-1961	Norte-americana pelo café brasileiro	-0,21	-0,89
Viana et al. (2003)	1975-2000	Norte-americana pelo café de diversas origens	-0,017	0,149

Quadro 1 – Resumo das elasticidades-preço e renda (Ep e Er) obtidas nos principais trabalhos sobre a demanda norte-americana de café

Os trabalhos apresentados no Quadro 1 são consistentes em ressaltar que a demanda norte-americana global por café e especificamente a demanda norte-americana por café brasileiro são inelásticas a preço. No entanto, não há similaridade nos resultados sobre a dimensão da elasticidade-preço.

É importante ressaltar que, exceto o trabalho de Viana et al. (2003), os trabalhos apresentados no Quadro 1 só analisaram o consumo de café até a década de 1960, enquanto que os trabalhos de Finageiv (1976) e Tamaki & Larson (1982) incluem parte da década de 1970. Outro aspecto importante, evidenciado no Quadro 1, é que a elasticidade-renda da demanda norte-americana por café (de todas as origens) foi positiva, mas menor do que 1. No entanto, a demanda norte-americana por café brasileiro (trabalho de Abaelu & Manderscheid, 1968) evidenciou elasticidade-renda negativa. Ou seja, o café brasileiro foi um bem inferior para o consumidor norte-americano, mas não o café de outras origens.

A mais recente estimativa sobre a demanda externa por café brasileiro e de outras origens pode ser encontrada no trabalho de Viana et al. (2003). Foi estimada a demanda por diferentes cafés nos principais mercados consumidores para o período de 1975 a 2000. Esse autor utiliza a metodologia de mínimos quadrados ordinários em modelos de regressão múltipla duplo-logaritmo, com as variáveis explicativas sendo preço do café (em determinado país), renda e a variável dependente defasada. De modo geral, as elasticidades-preço observadas pelo autor concordam com os resultados já obtidos em outros trabalhos, ou seja, a demanda por café é preço-inelástica. Contudo, a dimensão da elasticidade-preço é variável, tendo sido observado elasticidades-preço entre -0,02 e -0,56 respectivamente para os mercados norte-americano e italiano. Entretanto, foram observadas para Japão e Holanda elasticidades-preço positivas, ou seja, com sinais contrários ao que normalmente é indicado pela teoria econômica. Particularmente, a Holanda mostrou sinais contrários à teoria para elasticidade-preço e renda. As elasticidades-renda obtidas variaram entre -0,35 e 1,48 nos mercados estudados.

Silva & Maia (2003) utilizaram um sistema de equações para verificar o impacto de choques na renda externa, taxa de câmbio real efetiva e preço do café de exportação no valor das exportações de café. Para tanto, foi utilizado o período de 1961 a 2001 com dados anuais transformados em logaritmos. Tendo sido observado que as variáveis são co-integradas ou apresentam relação de equilíbrio no longo prazo, utilizou-se um modelo VAR (1) submetido a correção de erros utilizando o teste de raiz unitária (*Augmented Dikey-Fuller*) e teste de co-integração (*Johansen-Juselius*). No trabalho de Silva & Maia (2003) não foram calculadas as elasticidades-preço e renda da demanda externa por café brasileiro.

1.3.2 Literatura sobre a demanda interna de café no Brasil

O número de trabalhos analisando a demanda doméstica por café no Brasil é bem menor do que os que analisaram a demanda externa por café brasileiro. Destacam-se os trabalhos de Carvalho (1974), Marques (1984) e Costa & Silva (2003) apresentados resumidamente no Quadro 7, no anexo A.

Os trabalhos estimaram funções de demanda interna de café ao analisar diferentes períodos, através da metodologia de mínimos quadrados ordinários. Utilizando séries temporais anuais *per capita*, eles sugerem modelos de regressão múltipla e observam razoáveis níveis de significância para as estimativas de consumo interno.

Carvalho (1974), considerando o período de 1964 a 1971, sugere que o consumo *per capita* de café no Brasil seja explicado por nove variáveis (ver o Quadro 7). O grau de significância dos parâmetros estimados variou de 1 a 10%, o coeficiente de determinação foi de 64% e o teste F foi significativo a 1%. Dos resultados obtidos, pode-se concluir que a demanda interna é preço-inelástica ($E_p = -0,13$) e renda-inelástica ($E_r = 0,26$) para o modelo linear utilizado sem transformações logarítmicas dos dados.

Ao analisar o período de 1960 a 1981, Marques (1984) utilizou modelos de regressão múltipla com dados em termos *per capita*. A autora estimou a demanda interna *per capita* de café torrado e moído utilizando as variáveis que estão descritas no Quadro 7, em anexo. Foram observados, de maneira geral, bons níveis de significância nas análises realizadas. A elasticidade-preço média calculada para dois períodos (1960 a 1971 e 1972 a 1981) foi de -0,059. A variável renda real *per capita* utilizada como uma das variáveis explicativas não apresentou bom nível de significância estatística nas regressões.

Costa & Silva (2003), analisando o período de 1970 a 2000, estimaram a demanda interna por café arábica pela indústria de torrefação, utilizando o preço do café torrado, preço do café solúvel, a demanda defasada em um período e variáveis *dummy* para captar o efeito do Plano Real e da participação da força de trabalho feminina na demanda interna de café. Foi observada elasticidade-preço igual a -0,069 com nível de significância de 10% (Quadro 7).

1.3.3 Literatura sobre equações de determinação de preços

Há alguns trabalhos que avaliaram os fatores que determinam o preço do café. Entre esses trabalhos se destacam os de Hopp & Foote (1955) e Mesquita (2000). O Quadro 8 ilustra resumidamente os principais pontos destes trabalhos.

Hopp & Foote (1955) utilizaram um modelo linear de regressão para estimar os fatores que afetam o preço do café verde mundial para o período de 1882 a 1949. Nesse trabalho, não foram realizadas estimativas de elasticidades-preço e renda.

Mesquita (2000) estudou as variáveis que influenciam o preço pago ao produtor brasileiro de café. Para tanto, foi testada a influência das variáveis oferta e demanda mundiais de café na determinação do preço pago ao produtor brasileiro, ao mesmo tempo em que se avaliou a existência de causalidade na transmissão de preços entre a *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange*, bolsa de mercadorias sediada em *New York*, e o mercado doméstico brasileiro. O autor utiliza um modelo de regressão linear em que o preço do café pago ao produtor brasileiro é a variável dependente e a demanda (consumo mundial) é uma das variáveis explicativas, juntamente com a produção mundial (oferta) e duas variáveis *dummy* referentes ao clima e mecanismos de regulação de preços. A binária referente a mecanismos de regulação de preços não foi significativa. A série utilizada foi de 28 anos.

1.3.4 Avaliação global da literatura existente e a contribuição dessa dissertação

É possível perceber que os trabalhos existentes sobre estimativas da demanda de café são numerosos e utilizam modelos diferentes e metodologias econométricas distintas, ainda que na maioria deles tenha sido utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários, como nos trabalhos de Bacha (1968), Finageiv (1976) e Tamaki & Larson (1982). O método de mínimos quadrados em dois estágios foi utilizado comparativamente com mínimos quadrados ordinários por Bacha (1968) e a metodologia de mínimos quadrados em três estágios foi explorada por Abaelu & Manderscheid (1968), ao estimar a demanda norte-americana por cafés verdes por variedades

(principais regiões produtoras). Praticamente, todos os estudos publicados fazem uso de dados do tipo séries temporais, sejam elas mensais, semestrais ou anuais.

Os diferentes modelos utilizados (considerando dados normais, logaritimizados ou preços relativos) demonstram as dificuldades de um único modelo gerar bons resultados econométricos. Isto sugere que para analisar períodos de tempo diferentes e mercados distintos, provavelmente, sejam necessários modelos diferentes.

As limitações observadas nos trabalhos são de natureza diversa, tendo sido poucas vezes notado coeficientes de determinação (R^2) acima de 90%. Os sinais esperados para os parâmetros estudados, que indicam o sentido da correlação, eventualmente divergiram do esperado, gerando uma inconsistência não explicada ou atribuída à qualidade insuficiente dos dados, como nos trabalhos de Daly (1958), Abaelu & Manderscheid (1968) e Tamaki & Larson (1982).

Com relação à faixa de tempo analisada, as estimativas dão conta de observações em mais de cem anos, de 1882 a 2000. No entanto, quase nada se comenta sobre as mudanças que surgem ao longo do tempo nas elasticidades e sobre as diferenças dessas elasticidades entre os mercados. As séries utilizadas são em média de 15 a 20 anos, podendo ser encontrados trabalhos isolados como o de Hopp & Foote (1955) que explora uma série de 68 anos e Paniago (1963) estudando séries temporais anuais de 44 anos. No entanto, nada é ressaltado sobre mudanças na estrutura da demanda de café ao longo do tempo.

As conclusões comuns à maioria dos estudos sugerem que a demanda externa e interna pelo café brasileiro é bastante inelástica ao preço, tendo sido encontrado diversos coeficientes de elasticidade. Com referência à elasticidade-renda da demanda, a discussão parece desconexa, pois há trabalhos que concluem que o café é um bem inferior (com E_r negativa), como os trabalhos de Abaelu & Manderscheid (1968) e Tamaki & Larson (1982), e outros trabalhos que concluem que o café é um bem normal, mas com a demanda inelástica a variações da renda.

Portanto, mesmo após inúmeros trabalhos realizados com estimativas da demanda por café, parece não haver consenso nos resultados sobre elasticidades-preço e renda.

Ainda não se sabe, de fato, como tem se comportado ao longo do tempo a demanda mundial pelo café brasileiro, analisando separadamente cada um dos principais mercados. É possível que as estruturas de mercado inerentes a cada país consumidor do café brasileiro afetem o formato da curva de demanda.

A contribuição dessa dissertação está na investigação específica da demanda de café para cada mercado consumidor do café brasileiro (inclusive o mercado interno), levando em consideração as características de mercado e uma série temporal de 42 anos (1961 a 2002). Portanto, a presente dissertação considera um período de tempo e uma abrangência de países diferentes dos trabalhos ressaltados nos itens 1.3.1, 1.3.2 e 1.3.3.

1.4 Organização do trabalho

Este trabalho compõe-se de cinco capítulos, incluindo essa introdução. No capítulo 2 apresentam-se os modelos econométricos utilizados para as estimativas de demanda (externa e doméstica), os procedimentos econométricos e os dados utilizados. O capítulo 3 analisa a demanda por café brasileiro nos cinco países, considerados os mais importantes importadores do café brasileiro ao longo do tempo, bem como o mercado interno. No capítulo 4 apresentam-se os resultados das estimativas das equações de demanda e discutem-se os mesmos. O capítulo 5 traz as conclusões do trabalho e em anexo encontram-se as tabelas da revisão bibliográfica (anexo A), os dados utilizados nas estimativas (anexo B) e as tabelas que apresentam os resultados de todas as estimativas realizadas (anexo C).

2 MODELOS ECONOMÉTRICOS E PROCEDIMENTOS PARA ESTIMAR A EQUAÇÃO DE DEMANDA

2.1 Modelos econométricos

A demanda pelo café brasileiro nos diferentes mercados pode ter comportamentos distintos. No entanto, algumas variáveis são essenciais para explicar essas demandas, tais como o preço do café, o preço da bebida substituta e a renda do país. Para captar a variável gosto por café, o consumo do período anterior pode ser considerado. A utilização da variável defasada capta a tendência da série, mudanças de hábitos e ainda contorna a questão da correlação entre os resíduos.

Se fosse considerado o preço como variável endógena, dever-se-ia estimar modelos de equações simultâneas considerando a demanda (o que se pretende estudar) e também a oferta. É fato ainda que alguns países abrangidos neste trabalho como a Alemanha, têm importância na oferta de cafés. No entanto, neste trabalho, adotou-se como pressuposto que o preço do café brasileiro no mercado externo é dado, a fim de se estimarem apenas equações de demanda e não equações simultâneas de demanda e oferta. Isto faz o trabalho ficar focado em seu objetivo.

De modo a avaliar como as variáveis independentes afetam o consumo de café, consideram-se modelos distintos para as demandas externa e doméstica pelo café brasileiro. A seguir, esses modelos são apresentados.

2.1.1 Demanda externa

Para se estimar a demanda externa, cada país consumidor será estudado separadamente, pois é possível que características individuais dos países consumidores, como o nível de renda e as preferências dos consumidores, influenciem individualmente a demanda por café brasileiro nesses mercados. É pertinente admitir que exista também maior ou menor competição entre cafés de diferentes origens em alguns mercados consumidores, assim como para as demais bebidas substitutas analisadas.

Os modelos sugeridos incluem as seguintes variáveis: preço do café brasileiro exportado para o mercado em questão, preço da bebida substituta, o índice da evolução do PIB do país e o valor defasado em um período da importação de café verde brasileiro pelo mercado analisado.

É fato que os bens que podem ser substitutos do café brasileiro (as bebidas estimulantes, como chás, refrigerantes ou outras bebidas) são variáveis importantes na função demanda, e podem ter relação com a variável dependente. Os bens que podem apresentar alguma substituição com o café brasileiro, explorados neste trabalho, são o café oriundo de outros países, o suco de laranja concentrado, o chá e outras bebidas não alcoólicas². É importante destacar que o bem substituto a ser utilizado na estimativa de cada país pode variar. Portanto, é possível que os modelos sugeridos sofram algumas modificações nas variáveis explicativas de modo a melhor se ajustarem a cada mercado estudado. Foram considerados os preços de exportação, importação e a média aritmética dos preços de importação e exportação dos três tipos de bebidas alternativas acima mencionadas.

Para se estimar a demanda por café brasileiro em cada mercado analisado são propostos 22 modelos econométricos. Estes modelos estão distribuídos em dois grupos que envolvem estimativas com valores globais do consumo e renda e modelos estimados em termos per capita.

O Quadro 2 apresenta, a seguir, os modelos utilizados nas estimativas, representados pelas equações 1 a 22.

² A FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations) - fonte de dados utilizada para os preços de outras bebidas - classifica como Non-Alcoholic Beverages, bebidas açucaradas, águas minerais com aditivos de sabor e outras bebidas não alcoólicas, como refrigerantes à base de limão, laranja e colas. Excluem-se desta categoria os sucos de frutas e vegetais.

MODELOS COM CONSUMO E RENDA GLOBAIS		
Modelo 1	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pio + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(1)
Modelo 2	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Peo + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(2)
Modelo 3	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Mo + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(3)
Modelo 4	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pic + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(4)
Modelo 5	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pec + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(5)
Modelo 6	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Mc + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(6)
Modelo 7	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pis + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(7)
Modelo 8	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pes + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(8)
Modelo 9	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Ms + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(9)
Modelo 10	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(10)
Modelo 11	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pcs + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	(11)
MODELOS EM TERMOS PER CAPITA		
Modelo 12	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pio + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(12)
Modelo 13	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Peo + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(13)
Modelo 14	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Mo + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(14)
Modelo 15	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pic + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(15)
Modelo 16	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pec + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(16)
Modelo 17	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Mc + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(17)
Modelo 18	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pis + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(18)
Modelo 19	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pes + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(19)
Modelo 20	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Ms + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(20)
Modelo 21	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(21)
Modelo 22	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pcs + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	(22)

Quadro 2 – Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda pelo café verde brasileiro nos mercados consumidores estudados

Sendo:

Y = Importações de café verde do país i provenientes do Brasil³;

Y_{pc} = Importações de café verde do país i provenientes do Brasil em termos per capita;

P_r = Preço do café verde brasileiro exportado para o país i ;

P_{ib} = Índice real do PIB;

P_{ibpc} = Índice real do PIB em termos per capita;

Y_{def} = Variável Y defasada em 1 período;

Y_{defpc} = Variável Y defasada em 1 período em termos per capita;

P_{io} = Preço de importação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i ;

P_{eo} = Preço de exportação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i ;

P_{ic} = Preço de importação de chá pelo país i ;

P_{ec} = Preço de exportação de chá pelo país i ;

P_{is} = Preço de importação de suco de laranja pelo país i ;

P_{es} = Preço de exportação de suco de laranja pelo país i ;

M_o = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i ;

M_c = Média dos preços de importação e exportação de chá pelo país i ;

M_s = Média dos preços de importação e exportação de suco de laranja pelo país i ;

P_{cs} = Preço do café substituto ao café brasileiro no país i .

Esperar-se-á as seguintes relações entre as variáveis⁴:

- i) O preço do café brasileiro relacione-se negativamente com a demanda do mercado i ;
- ii) O preço da bebida substituta relacione-se positivamente com a demanda do mercado i ;

³ A variável Y representa a demanda de cada mercado estudado pelo café verde brasileiro.

⁴ Não há relação esperada para a variável PIB, uma vez que o café será um bem normal ou de luxo quando se relacionar positivamente com a demanda do mercado i e será um bem inferior quando se relacionar negativamente com a demanda do mercado i .

- iii) A demanda defasada (Y_{def}) relacione-se positivamente com a demanda do mercado i ;

O período considerado nas estimativas dos modelos 1 a 22 do Quadro 2 é de 1961 a 2002, utilizando dados do MDIC (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior), FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations) e IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Maiores comentários sobre os dados estão no item 2.3.

2.1.2 Demanda interna

O período utilizado nas estimativas da demanda interna foi de 1961 a 2002, com dados anuais, totalizando 42 observações, considerando a perda da primeira observação (1960) por se tratarem de modelos auto-regressivos. Não foram utilizadas bebidas substitutas ao café brasileiro nas estimativas da demanda interna. O consumo interno de café no Brasil é composto por cafés essencialmente nacionais nos *blends* brasileiros. Portanto, a demanda interna de café a ser estimada é o consumo de café verde pela indústria de torrefação nacional.

Para se estimar a demanda interna pelo café verde brasileiro foram considerados, *a priori*, dois modelos de regressão, apresentados no Quadro 3.

Modelo 1	$Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pibpc + \beta_3 \cdot Cpcdef + \varepsilon$	(23)
Modelo 2	$\ln Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot \ln Pr + \beta_2 \cdot \ln Pibpc + \beta_3 \cdot \ln Cpcdef + \varepsilon$	(24)

Quadro 3 – Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda interna pelo café verde brasileiro

Sendo:

Cpc = Consumo brasileiro de café verde em termos per capita;

Pr = Preço recebido pelo produtor paulista pela saca de café de 60 kg beneficiada;

$Pibpc$ = PIB brasileiro em termos per capita;

Cpcdef = Consumo brasileiro de café verde defasado em 1 período em termos per capita;

ln = logaritmo neperiano;

A partir dos modelos especificados, espera-se que:

- i) A variável preço relacione-se negativamente com o consumo interno per capita;
- ii) A demanda defasada, em termos per capita, (Cpcdef) relacione-se positivamente com o consumo interno;

A opção de estimar modelos de demanda interna de café com variáveis per capita, foi adotada com base na revisão bibliográfica do item 1.3.2, na qual todos os trabalhos revisados também consideraram variáveis per capita. Como alguns trabalhos revisados não obtiveram significância estatística pra a variável renda, poder-se-á estimar formas semi-logaritmicas se o mesmo ocorrer nas estimativas das equações (23) e (24).

2.2 Procedimentos econométricos

Os modelos propostos foram estimados com dados normais (não logaritimizadas) e dados logaritimizadas. Ao tomar os dados logaritimizadas, têm-se as elasticidades diretamente dos coeficientes das variáveis independentes. Portanto, para a demanda externa, cada mercado estudado possui 44 modelos de regressão múltipla⁵ e para a demanda interna tem-se os dois modelos especificados no Quadro 3⁶.

Os modelos foram estimados através do método dos mínimos quadrados ordinários, utilizando-se o software SAS. Os resultados das estimativas estão tabulados em anexo. O capítulo 4 apresenta os modelos que se destacaram, onde se discute as estimativas.

⁵ Além das 44 estimativas realizadas para cada mercado estrangeiro estudado (e apresentadas em anexo), é possível observar que há um modelo selecionado para cada país que foi re-estimado, considerando períodos diferentes. Estes procedimentos serão mais bem descritos no quinto item ainda neste capítulo.

⁶ Além dos dois modelos especificados no Quadro 3, surgirão mais dois outros modelos incluindo variáveis binárias (ver Quadro 4 no capítulo 3).

Os modelos 1 a 11 da demanda externa, representados pelas equações (1) a (11), que consideram consumo e renda totais, foram especificados desta maneira na tentativa de se obter melhores ajustes entre as variáveis.

A variável preço do café substituto (Pcs), medido em dólares por saca (US\$/sc), é obtida a partir da equação 25, apresentada a seguir:

$$P_{cs} = \frac{Vm - Vx}{M - X}, \text{ sendo} \quad (25)$$

V_m = Valor das importações globais de café do país i (US\$);

V_x = Valor das exportações brasileiras de café para o país i (US\$)⁷;

M = Quantidade total importada de café pelo país i (sacas);

X = Quantidade de café brasileiro importado pelo país i (sacas)⁸.

Segundo GUJARATI (2000), com relação aos procedimentos adotados para testar a presença de autocorrelação nos modelos estimados, deve-se considerar que:

1^o) A estatística de Durbin-Watson não é indicada para detectar correlação serial (de primeira ordem) em modelos autoregressivos, porque o valor calculado de d (o teste de Durbin-Watson) em tais modelos tende geralmente para 2, que é o valor de d esperado em uma sequência verdadeira aleatória. Portanto, há um viés embutido contra a descoberta da correlação serial (de primeira ordem) ao se usar a estatística Durbin-Watson.

2^o) O teste h , proposto por Durbin, é adequado para grandes amostras de correlação serial de primeira ordem em modelos auto-regressivos. A estatística h pode ser calculada conforme a equação (26), apresentada a seguir:

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\alpha}_2)]}} \quad (26)$$

Sendo:

n = número de observações;

$\text{var}(\hat{\alpha}_2)$ = variância do coeficiente de Y_{t-1} defasado;

$\hat{\rho}$ = estimativa da correlação serial de primeira ordem ρ .

⁷ É o mesmo que o valor das importações de café brasileiro pelo mercado em questão.

⁸ É o mesmo que quantidades importadas de café brasileiro pelo mercado em questão.

Na prática, não é necessário calcular $\hat{\rho}$, pois ela pode ser aproximada por meio do d estimado conforme a equação (27) a seguir:

$$\hat{\rho} \cong 1 - \frac{1}{2}d \quad (27)$$

Portanto, sendo d a estatística Durbin-Watson usual, a equação (26) pode ser reescrita conforme apresentado pela equação (28):

$$h = \left(1 - \frac{1}{2}d\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\alpha}_2)]}} \quad (28)$$

3º) A estatística h se distribui normalmente com média zero e variância um. E a partir da distribuição normal, tem-se a equação (29):

$$\Pr(-1,96 \leq h \leq 1,96) = 0,95 \quad (29)$$

Portanto, a probabilidade de h se encontrar entre -1,96 e 1,96 é de aproximadamente 95%. Assim sendo, tem-se que:

- i) Se $h > 1,96$, rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação positiva de primeira ordem;
- ii) Se $h < -1,96$, rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação negativa de primeira ordem;
- iii) Se h encontrar-se entre -1,96 e 1,96, não rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação de primeira ordem (positiva ou negativa);

4º) A variância $[\text{var}(\hat{\alpha}_2)]$ da variável dependente defasada (Y_{t-1}) é obtida a partir do quadrado do erro-padrão (σ) estimado desta variável.

Para se obter as elasticidades preço e renda da demanda, foram adotados os seguintes procedimentos:

- i) Em modelos estimados com dados tomados em logaritmo, as elasticidades (renda e preço da demanda) são iguais aos coeficientes estimados;
- ii) Para os modelos estimados com dados não logaritmizados, faz-se necessário calcular as elasticidades a partir da equação (30), apresentada a seguir, para a elasticidade preço da demanda.

$$\varepsilon_p = \text{coef} * \frac{\overline{Pr}}{\overline{Y}} \quad (30)$$

Sendo;

ε_p = Elasticidade preço da demanda;

coef. = Coeficiente estimado associado à variável preço do café brasileiro no mercado i;

$\overline{Pr}$ = Média da variável independente preço do café brasileiro no mercado i;

$\overline{Y}$ = Média da variável dependente importação de café verde brasileiro pelo mercado i.

Para se estimar a elasticidade renda nos modelos não logaritimizados, adota-se a mesma sistemática de cálculo. A equação (31) apresenta a equação utilizada para o cálculo da elasticidade renda.

$$\varepsilon_r = coef * \frac{\overline{PIB}}{\overline{Y}} \quad (31)$$

Sendo;

ε_r = Elasticidade renda;

$\overline{PIB}$ = Média da variável independente PIB do mercado i;

Seguindo-se a mesma lógica, usam-se ainda as médias das variáveis importações per capita de café verde brasileiro pelo mercado i ($\overline{Y_{pc}}$) e o PIB per capita ($\overline{Pib_{pc}}$) para se obterem as elasticidades preço e renda nos modelos 12 a 22, representados pelas equações (12) a (22), estimados em termos per capita.

5º) As regressões são estimadas para três períodos. Inicialmente, as regressões do Quadro 2 são estimadas para o período de 1961 a 2002, selecionando a melhor. Esta última, por sua vez, é re-estimada para os períodos de 1970 a 2002 e de 1980 a 2002. Procurar-se-á, com isto, verificar mudanças nas elasticidades-preço e renda da demanda que possam estar ocorrendo ao longo do tempo, justificando assim a divisão da série nestes períodos. A escolha dos períodos a serem re-estimados não está associada a nenhum evento. A intenção foi captar mudanças nas elasticidades ao longo do tempo. No caso das equações de demanda doméstica de café, serão usadas variáveis binárias para captar mudanças de tendências, tal como será explicado no item 3.7 do próximo capítulo.

2.3 Os dados

Para analisar a demanda externa são utilizados dados de três fontes de dados secundários:

- i) MDIC⁹ (antiga CACEX e sistema Alice), que fornece dados de volume e valor da exportação brasileira de café (total e por países);
- ii) FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations), que fornece dados de volume e valor¹⁰ das importações totais de café dos principais países consumidores de café; o volume e valor das importações totais das bebidas substitutas ao café por países; e a população por países;
- iii) IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), que fornece o índice do PIB para os países analisados (dados secundários – fonte: FMI) e índice de preços no atacado (IPA – base 1995 = 100), nos EUA, utilizados para deflacionar os preços de exportação de café verde brasileiro¹¹.

As tabelas 10 a 14, em anexo, apresentam os dados utilizados nas regressões da demanda de café brasileiro pelos EUA, Alemanha, Itália, França e Japão.

Para analisar a demanda interna, quatro fontes de dados secundários são utilizadas:

- i) IBC (Instituto Brasileiro do Café, extinto em 1990), do qual se obtém dados de consumo interno no período de 1960 a 1989, publicados no Anuário Estatístico do Café;
- ii) ABIC (Associação Brasileira da Indústria de Café), que fornece dados de consumo interno no período de 1990 a 2002;
- iii) IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas), que fornece dados de população e PIB brasileiro;

⁹ Foi utilizada a base de dados ALICE do MDIC (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior) – Antiga CACEX, para coleta de dados secundários de exportações brasileiras de café a partir de 1989. Os dados anteriores a este período foram obtidos diretamente nos anuários de comércio exterior da CACEX por ainda não estarem disponíveis on line no sistema atual.

¹⁰ A partir de onde se obtém os preços.

¹¹ As séries de preço (obtidas a partir de volume e valor) das exportações brasileiras de café verde para os mercados estudados estão dolarizadas no sistema ALICE e foram deflacionadas pelo IPA norte-americano, com base em 1995 (1995 = 100), corrigindo-se o efeito inflacionário.

- iv) IEA (Instituto de Economia Agrícola), que fornece os preços da saca de café recebida pelo produtor no Estado de São Paulo.

O IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna) foi o índice utilizado para deflacionar as séries de preço (agosto de 1994 = 100) e PIB brasileiro (dezembro de 2003 = 100).

A tabela 15, em anexo, apresenta os dados utilizados nas regressões da demanda doméstica pelo café brasileiro.

3 ANÁLISE DOS PRINCIPAIS MERCADOS CONSUMIDORES DE CAFÉ DO BRASIL

Este capítulo analisa, inicialmente, a evolução do volume das exportações brasileiras e dos preços do produto exportado, destacando os ciclos e tendências existentes. Em seguida, avaliam-se alguns aspectos do consumo de café em países selecionados, dando-se ênfase ao montante de café exportado pelo Brasil a esses países, o *market share* do Brasil nas importações totais de café, a disputa que o café tem com outras bebidas e a tendência recente do consumo de café nesses países. Selecionaram-se para análise os EUA, Alemanha, Japão, Itália, França e o próprio Brasil.

A intenção deste capítulo é ressaltar que as exportações brasileiras apresentam dinamismo diferente segundo o país importador e essas diferenças podem implicar em estimativas diferentes das equações de demanda de café.

3.1 Evolução das exportações brasileiras de café

Do total de café verde exportado pelo Brasil, aproximadamente 75% é representado por grãos arábica e 15% trata-se de café robusta (conillon), que é cultivado em regiões de menor altitude e mais quentes. Os demais 10% referem-se aos cafés solúvel e torrado¹².

A figura 1 apresenta a evolução das exportações brasileiras de café verde de 1961 a 2002, em volume comercializado (sacas de 60 kg) e preço FOB por saca (US\$), deflacionado pelo índice de preços no atacado dos Estados Unidos. Há significativas oscilações no volume e preço do café brasileiro exportado anualmente. No entanto,

¹² CONSELHO DOS EXPORTADORES DE CAFÉ DO BRASIL (CECAFÉ). **Dados estatísticos.** <http://www.cecafe.com.br> (05 jun. 2004)

podem-se constatar alguns ciclos, correspondentes aos períodos 1961 a 1969, 1970 a 1992 e 1993 a 2002 (períodos representados pelas barras verticais pontilhadas). No primeiro ciclo (1961 a 1969) observa-se que as quantidades exportadas diminuíram e os preços aumentaram de 1961 a 1965 e o inverso ocorreu de 1966 a 1969 (representados pelas barras verticais tracejadas). No segundo ciclo (1970 a 1992) as quantidades exportadas diminuíram e os preços aumentaram de 1970 a 1977, tendo o inverso ocorrido entre 1978 a 1992. No terceiro ciclo (1993 a 2002), as quantidades exportadas diminuíram e os preços aumentaram de 1993 a 1995 e o inverso ocorreu de 1996 a 2002.

Esses ciclos têm suas durações e intensidades afetadas por fatores internos e externos à economia brasileira. A ocorrência de geadas e outras adversidades climáticas podem intensificar em alguns anos aumentos de preços em fases de ciclo de alta de preços (como em 1977 e 1994) ou causar uma recuperação não sustentada de preços em uma fase de ciclo de baixa de preços (como em 1986).

Comparando os três ciclos completos de preço e exportação entre si, observa-se que de 1961 a 1977 a tendência do volume exportado de café pelo Brasil foi de diminuir e os preços aumentarem. O inverso (aumento da quantidade exportada e queda de preços) é a tendência do período de 1978 a 2001.

Figura 1 – Exportações brasileiras de café verde

Fonte: IBC (1989); Brasil (2003)

Ainda que o aumento na demanda mundial por café possa ser notado, ele tem sido considerado ínfimo, dado o potencial de expansão do consumo da bebida. Tem-se atribuído este efeito às mudanças nas preferências dos consumidores, associadas aos hábitos de consumo e à dificuldade dos países produtores em sustentar níveis de oferta do produto diante dos preços baixos recebidos e eventuais intempéries climáticas¹³, ou problemas de estabilidade política interna.

As exportações brasileiras de café têm aumentado menos que a demanda mundial desse produto. Até meados da década de 90, a oferta brasileira no mercado internacional oscilou pouco; ao redor de 15 milhões de sacas por ano, como pode ser observado na figura 2. Deve-se destacar que o aumento na demanda mundial, não acompanhado pelas exportações brasileiras, tem sido preenchido por cafés de outros países produtores, como o Vietnã, que vêm crescendo sua participação nas exportações mundiais.

Figura 2 – Exportações mundiais e brasileiras de café verde (em milhões de sacas de 60 kg)

Fonte: FAO (2003)

A participação brasileira no mercado internacional de café verde, como consequência do acima exposto, tem sido decrescente ao longo do tempo. Na figura 3, é

¹³ Deve-se lembrar que o Brasil é o único país grande produtor a sofrer problemas com geadas. No entanto, os países africanos e, no passado, os asiáticos e centro-americanos tiveram instabilidades políticas internas (como guerras civis) que afetaram a produção de café.

possível perceber que o Brasil respondia por aproximadamente 37% do total mundial exportado de café em 1961, ao passo que em 2002, este percentual não chega a 30%.

Figura 3 – Participação das exportações brasileiras nas exportações totais de café verde
Fonte: FAO (2003)

Tem-se observado, nos últimos anos, alguns países industrializados (como Itália, Alemanha e EUA, tradicionais importadores de cafés verdes) aumentando suas receitas com a transformação da matéria-prima em cafés torrado e moído com maior valor agregado. Estes países têm sido eficientes em aproveitar nichos de cafés especiais industrializados associados a programas de *marketing* sobre as marcas importadas. Tem sido observada, ainda, a reexportação de cafés verdes com aumentos nas margens de lucro nas operações de corretagem destes países.

A tabela 1 apresenta a participação dos principais mercados consumidores do café brasileiro em percentual. A tendência da participação de cada mercado consumidor ao longo do tempo será discutida separadamente para cada mercado analisado (itens 3.2 a 3.8). No entanto, o que se deseja ressaltar na tabela 1 é que, ao longo do tempo, as participações mudaram e outros mercados (não apresentados na tabela 1), que foram importantes em determinado momento, não foram representativos quando considerada toda a série estudada. Deve-se salientar, ainda, que hoje novos mercados têm-se

destacado como potenciais consumidores do café brasileiro (caso da China, por exemplo). No entanto, eles não foram expressivos ao longo do tempo.

Tabela 1. Participação dos principais mercados consumidores nas exportações brasileiras de café verde (em percentual)

	1961	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2001
EUA	50,6%	30,9%	21,4%	25,7%	33,7%	28,8%	14,5%	13,4%
Alemanha	4,3%	6,4%	6,2%	10,5%	11,4%	9,2%	5,6%	19,4%
Itália	5,1%	14,0%	9,0%	11,4%	10,5%	8,2%	10,4%	9,7%
França	3,1%	4,4%	5,0%	6,1%	8,5%	4,7%	2,8%	4,4%
Japão	0,2%	0,7%	1,9%	5,1%	9,4%	6,3%	7,3%	7,5%

Fonte: Brasil (2003)

3.2 EUA

Os EUA têm sido, de modo geral, o maior importador do café verde brasileiro, nas últimas quatro décadas. Contudo, este mercado tem sido, ao longo do tempo, cada vez menor, como pode ser observado na figura 4.

Figura 4 – Exportações brasileiras de café verde para os EUA

Fonte: FAO (2003)

As exportações brasileiras de café verde para o mercado norte-americano diminuíram de 1961 a 1977, flutuando a partir de 1978 ao redor de 3 milhões de sacas por ano. Observa-se que a redução da quantidade exportada pelo Brasil nos anos 1961 a 1977 coincide com a fase de alta de preços evidenciada na figura 1. É interessante ressaltar que a redução de preços vigente a partir de 1978 não permitiu a recuperação do volume exportado para os EUA.

A figura 5 apresenta o *market share* do café brasileiro nos EUA, Alemanha, Itália, França e Japão.

Figura 5 – Participação das exportações brasileiras nas importações totais de café verde (*market share*) em cinco mercados consumidores, em percentual

Fonte: FAO (2003); Brasil (2003)

É possível observar que a tendência do *market share* do café brasileiro nos EUA é decrescente ao longo do tempo. A participação do café brasileiro nas importações totais de café nos EUA, que era de aproximadamente 40% no início dos anos 60, cai

acentuadamente até 1979, chegando a 10%. Após este período, ocorreu uma flutuação na participação em torno de 10 e 25% até 2001.

Enquanto houve redução na importação norte-americana de café verde brasileiro, os demais países produtores têm contribuído para a formação dos *blends* americanos como o México, Colômbia e Guatemala, aumentando suas receitas cambiais e tornando-se importantes exportadores da *commodity*.

Segundo Saes & Farina (1999), a perda de participação brasileira no mercado norte-americano de café se deve principalmente a quatro fatores:

- i) A competição com outras bebidas como refrigerantes, que sofreram enormes investimentos em *marketing*;
- ii) Aumento do consumo de cafés especiais produzidos por países concorrentes, em detrimento dos cafés tradicionais¹⁴;
- iii) Incerteza do fluxo de oferta decorrente de problemas climáticos¹⁵ e;
- iv) Substituição de cafés escassos por cafés mais baratos, como robustas do Vietnã, Costa do Marfim e Indonésia.

Com relação à estrutura de mercado de café norte-americana, deve-se destacar a grande concentração da indústria torrefadora. As importações de café são absorvidas por poucas empresas ou grupos alimentícios, como a Nestlé, General Foods (Phillip Moris) e Folgers (Procter & Gamble). Essas empresas têm grande poder de mercado.

Ainda segundo Saes & Farina (1999), é possível encontrar inúmeras marcas de cafés torrados no varejo norte-americano, porém, processados por poucas indústrias torrefadoras. Devido ao alto poder de barganha dessas empresas, é intuitivo que elas exerçam alguma influência na formação de preços, por disporem de estratégias de importação de café verde de modo a aproveitar, na forma de estoques, os períodos de baixos preços do café no mercado internacional.

¹⁴ O aumento na demanda de cafés especiais nos EUA é favorável para o Brasil, devido a suas condições edáfo-climáticas de produção de grãos especiais. No entanto, essa vantagem comparativa não tem sido explorada, pois o Brasil ainda produz um volume pequeno de grãos selecionados e o que produz, não é acompanhado de ações estratégicas de *marketing* que dê destaque ao produto nacional. Ao se tratar de cafés especiais, países como a Colômbia ou Jamaica tem tido destaque como produtores, enquanto a produção brasileira está associada à quantidade e não à qualidade.

¹⁵ Isto faz com que o café brasileiro não seja utilizado normalmente como base dos *blends* nas torrefadoras.

Nos EUA, o café é consumido como bebida quente ou, alternativamente gelado, como sorvetes e mousses. O café solúvel conta com público fiel pela praticidade no preparo, tendo importância notável na preferência dos consumidores. O leque de novas bebidas que tem surgido à base de café, incluindo as geladas, têm sido crescente e tem ganhado a preferência dos jovens americanos. Isto, no entanto, não tem sido capaz de elevar o consumo per capita de café.

A tabela 2 apresenta o consumo global de café nos principais mercados consumidores a partir de 1990.

Tabela 2. Consumo de café nos principais mercados consumidores – ano safra (em milhões de sacas de 60 kg)

	EUA	Alemanha	Itália	França	Japão	Brasil
1990/91	18,9	10,6	4,5	5,7	5,4	8,2
1991/92	18,7	10,2	4,4	5,6	5,8	8,5
1992/93	18,5	10,7	4,8	5,4	5,6	8,9
1993/94	18,2	10,1	4,8	5,4	6,1	9,1
1994/95	17,0	10,6	4,7	5,1	6,0	9,3
1995/96	18,1	9,8	4,7	5,5	6,0	10,1
1996/97	17,8	9,8	4,9	5,6	6,4	11,0
1997/98	18,2	9,0	4,8	5,3	5,9	11,5
1998/99	19,1	10,5	5,0	5,3	6,3	12,2
1999/00	18,7	9,4	5,1	5,4	6,7	12,7
2000/01	19,4	9,7	5,2	5,4	6,8	13,2
2001/02	18,7	9,1	5,2	5,4	7,0	13,6

Fonte: United States Department of Agriculture (USDA) (2003); ABIC (2003)

É possível perceber que houve uma ligeira queda no consumo interno norte-americano na primeira metade da década de 90, passando de 18,9 milhões de sacas de 60 kg em 1990/91, para 17 milhões até o ano safra 1994/95. Esta queda no consumo dos EUA coincide com a tendência ascendente de preços do mesmo período, como pode ser

observado na figura 1. A partir de 1994/95, o consumo tem crescido a taxas pequenas, com a redução dos preços na segunda metade da década de 90.

Observando o consumo de café nos EUA em termos *per capita*, apresentado na tabela 3 (em kg de café verde/habitante/ano), é possível notar a estagnação do consumo em torno de 4 kg/habitante/ano desde 1994. Esta constatação pode estar associada à competição com outras bebidas como chás e refrigerantes, disputando a preferência do consumidor nos EUA.

Tabela 3. Consumo *per capita* de café nos principais mercados consumidores – ano safra (em kg de café verde/habitante/ano)

	EUA	Alemanha	Itália	França	Japão	Brasil
1990/91	4,5	8,0	4,8	6,0	2,6	3,4
1991/92	4,4	7,7	4,6	5,9	2,8	3,5
1992/93	4,3	8,0	5,1	5,7	2,7	3,6
1993/94	4,2	7,5	5,0	5,6	2,9	3,6
1994/95	3,8	7,8	4,9	5,3	2,9	3,7
1995/96	4,0	7,2	4,9	5,7	2,9	3,9
1996/97	3,9	7,2	5,1	5,8	3,0	4,2
1997/98	4,0	6,6	5,1	5,5	2,8	4,3
1998/99	4,1	7,7	5,2	5,5	3,0	4,5
1999/00	4,0	6,9	5,3	5,5	3,2	4,7
2000/01	4,1	7,1	5,4	5,4	3,2	4,8
2001/02	3,9	6,7	5,4	5,4	3,3	4,9

Fonte: elaborado a partir de USDA (2003); FAO (2003) e ABIC (2003)

3.3 Alemanha

Observando a figura 6, é possível perceber que, diferentemente dos EUA, a Alemanha vem ampliando suas importações de café brasileiro, suplantando em 1997, pela primeira vez, os EUA como maior importador de café brasileiro¹⁶. A partir de então, a Alemanha alterna com os EUA a posição de maior consumidor de café brasileiro. A Alemanha tem comprado café do Brasil e demais países produtores de cafés suaves, agregando valor (torrando e moendo), para reexportar café para a Europa, Ásia, África e América do Norte.

Figura 6 – Exportações brasileiras de café verde para a Alemanha

Fonte: FAO (2003)

Saes & Farina (1999) destacam que o incremento das exportações brasileiras de café para a Alemanha (tradicional consumidora de cafés de origens suaves) está associado à manutenção da qualidade do café importado. Este país tem ainda adotado uma estratégia para substituir a escassez de café arábica: a tecnologia de vaporização do café robusta; o mesmo equipamento utilizado na descafeinação, que permite reduzir a aspereza do paladar da matéria-prima e neutralizar o impacto nos *blends*.

¹⁶ No ano de 1997, a Alemanha importou 2,7 milhões de sacas de café verde do Brasil, contra 2,2 milhões de sacas de café exportadas do Brasil para o mercado norte-americano.

O *market share* do café brasileiro nas importações alemãs apresentou tendência decrescente entre 1961 e 1986, passando de quase 20% do total importado para 3% em 1986 (figura 5). É possível perceber, ainda, que após 1986 houve tendência de crescimento da participação brasileira nas importações totais de café realizadas pela Alemanha, chegando próximo a 30%, em 2001.

O consumo total de café na Alemanha tem diminuído, passando de 10,6 milhões de sacas em 1990/91 para 9,1 milhões de sacas em 2001/02 (tabela 2). O consumo *per capita* alemão reduziu de 8 kg/habitante/ano em 1990/91 para 6,7 kg/habitante/ano em 2001/02 (tabela 3). Apesar desta tendência decrescente, a Alemanha foi em 2001/02 o maior país consumidor *per capita* de café, entre os mercados estudados, como pode ser observado na tabela 3.

3.4 Itália

As exportações brasileiras de café verde para a Itália podem ser visualizadas na figura 7 a seguir. Essas exportações são afetadas pelo preço do café brasileiro. A elevação desses preços no período de 1971 a 1977 (figura 1) foi acompanhada da redução das importações italianas de café brasileiro (figura 7). O salto de preços de 1986 também foi marcado pela redução das importações italianas de café brasileiro neste ano.

Figura 7 – Exportações brasileiras de café verde para a Itália

Fonte: FAO (2003)

A Itália, juntamente com a Alemanha, são os maiores exportadores de café industrializado do mundo. Estes países adquirem cafés verdes e os processam e reexportam com maior valor agregado. Segundo estudos realizados pela *Coffee Business* (2003), em dados da Comtrade (FAO/ONU), a Itália consegue a cotação de US\$ 4,43/kg de café exportado¹⁷, contra US\$ 1,07/kg de café importado, apurado em média no Brasil. A maior ênfase das exportações italianas é o produto processado pronto para gerar café expresso. Assim, a Itália é conhecida como um dos países que vende cafés mais caros do mundo, utilizando o café brasileiro como componente principal para o *blend* italiano. O país é referência para os consumidores que buscam uma bebida diferenciada ou novas tecnologias no preparo dos cafés.

Na figura 5 é possível observar que o *market share* do Brasil no abastecimento da Itália com café aumentou entre 1961 e 1971, chegando a aproximadamente 90% das importações italianas da matéria-prima. A partir de 1971 houve tendência nítida de queda na participação brasileira, chegando a representar pouco mais de 30% do total de cafés importados pela Itália em 2001.

¹⁷ Média de preço de café exportado – verde, torrado e solúvel.

O consumo interno italiano nos últimos 12 anos tem aumentado (tabela 2), passando de 4,5 milhões de sacas consumidas no ano safra 1990/91 para 5,2 milhões em 2001/02, conforme estatísticas do USDA.

A indústria torrefadora italiana tem sido impulsionada pelo grande investimento em qualidade e *marketing* que tem sido feito nas marcas dos cafés italianos. Isto tem mantido a Itália como um potencial mercado para os países fornecedores (dada a demanda de matéria-prima) e tem levado os italianos a experimentarem cada vez mais os cafés processados por eles mesmos. O consumo *per capita* italiano aumentou de 4,8 kg/habitante/ano em 1990/91 para 5,4 kg em 2001/02 (tabela 3).

3.5 França

As exportações brasileiras para o mercado francês são caracterizadas por flutuações expressivas, como pode ser visto na figura 8, apresentada a seguir. Estas flutuações estão intimamente associadas à sensibilidade do mercado francês aos preços do café brasileiro.

Figura 8 – Exportações brasileiras de café verde para a França

Fonte: FAO (2003)

O volume crescente de cafés exportados para a França no período de 1961 a 1973 coincide com uma fase de preços baixos do café brasileiro (figura 1). A queda nítida das

importações francesas de café brasileiro de 1974 a 1979 reflete a forte elevação dos preços do café brasileiro nesse período. Entre 1980 e 1985 (período caracterizado por um novo ciclo de preços baixos) é possível observar (figura 8) expansão das exportações brasileiras de café para a França. A queda brusca das importações francesas de café do Brasil, em 1986, está ligada à quebra de safra brasileira¹⁸, quando o volume total ofertado foi bem menor. De modo geral, a flutuação com períodos de altos e baixos volumes de café exportados para a França após 1986, segue da mesma maneira os patamares de preços do café brasileiro. Portanto, há uma íntima ligação entre os volumes de café exportados do Brasil para a França e os níveis de preços do café brasileiro.

Analizando o *market share* do café brasileiro no mercado francês (figura 5), é possível observar que a participação das exportações brasileiras de café é bem flutuante ao longo do tempo e segue uma trajetória bem semelhante às exportações brasileiras de café verde para este mercado (figura 8). A participação brasileira no mercado francês, que era de aproximadamente 16% em 1961, atingiu cerca de 25% em 1973 e 1985, ficando ao redor de 18% em 2001.

O consumo interno de café na França diminuiu na primeira metade da década de 90, recuperando-se parcialmente a partir de 1995 (tabela 2). A França apresenta consumo *per capita* de café inferior ao da Alemanha e Holanda, com flutuações em torno de 5,5 kg/habitante/ano nos últimos anos (tabela 3).

3.6 Japão

O Japão tem mostrado crescimento expressivo e consistente nas importações de café brasileiro desde o início da década de 70 (figura 9).

¹⁸ No ano de 1986 o Brasil exportou somente cerca de 8 milhões de sacas de café verde contra aproximadamente 17 milhões de sacas nos anos de 1985 e 1987, reflexo da quebra de safra na produção brasileira.

Figura 9 – Exportações brasileiras de café verde para o Japão

Fonte: FAO (2003)

É possível observar que o Brasil exportou cerca de 600 mil de sacas de 60 kg para o mercado japonês em 1973 e, em 2001, chegou à marca de 1,6 milhão de sacas de café.

Estimativas da *Coffee Business* (2003), a partir de dados do MDIC, dão conta de que o Japão é o mercado que paga melhor pelo café brasileiro. O preço médio pago pelos japoneses na saca de café brasileira foi de US\$ 58,71, utilizando uma média de 12 meses, calculada entre abril de 2002 e março de 2003. O café nas mesmas condições foi vendido aos EUA por US\$ 44,41 e US\$ 51,03 para a Alemanha.

Voltando à figura 5 é possível observar que o café brasileiro cresceu seu *market share* no Japão até 1985, quando atingiu 32% do total de cafés importados pelo mercado japonês. Após 1985, a participação brasileira tem-se mantido em patamares próximos a 25% das importações totais de café verde no Japão.

O consumo interno de café no Japão tem apresentado uma forte tendência de crescimento (tabela 2), tendo passado de 5,4 milhões de sacas em 1990/91 para 7 milhões de sacas consumidas internamente em 2001/02. Em termos *per capita*, houve crescimento no consumo entre 1990/91 e 2001/02, tendo passado de 2,6 kg/habitante/ano para 3,3 kg, respectivamente (tabela 3).

O café no Japão disputa com vantagem a preferência dos jovens com relação aos refrigerantes. Estimativas relatadas por Saes & Farina (1999) sugerem que um terço do consumo de café é em lata, pronto para beber, frio ou quente (estimado em 330 milhões de latas/ano), vendidos em máquinas automáticas. O mercado é disputado por grandes empresas, em que quase 50% do *market share* é da Coca-Cola.

A infra-estrutura de distribuição da bebida no país também tem sido favorável à expansão do consumo. A facilidade do consumidor japonês até as máquinas de café expresso, e também às bebidas geladas enlatadas, tem ajudado a disseminação do consumo de café neste mercado.

3.7 Brasil

O mercado doméstico é um grande consumidor do café produzido no Brasil. Ainda que o café seja um produto tradicionalmente exportável, o consumo da bebida, especialmente na forma de infusão, faz parte do cotidiano do brasileiro, mesmo sob as condições tropicais de clima em que vive a maior parte da população brasileira.

Segundo dados do CECAFÉ (Conselho dos Exportadores de Café do Brasil) e da ABIC, no ano safra de 2001/2002 o Brasil produziu 31,3 milhões de sacas de café verde e exportou 23,3 milhões de sacas (referente ao café cru, solúvel e torrado). O consumo interno de café em 2002 foi de 14 milhões de sacas de café verde.

A figura 10 apresenta a evolução do consumo brasileiro de café, total e *per capita*, no período de 1960 a 2002. É possível definir três períodos distintos de consumo interno de café, como pode ser observado através das linhas pontilhadas.

Figura 10 – Consumo brasileiro de café verde (total e *per capita*)

Fonte: IBC (1989); ABIC (2003)

É possível notar um crescimento expressivo na quantidade consumida total no primeiro período destacado, entre 1960 e 1971. De 1972 a 1986 ocorreu uma estagnação do consumo total e queda nítida no consumo *per capita*. De 1987 a 2002 percebe-se um movimento crescente na retomada do consumo interno de café verde.

O aumento no consumo de café na década de 1960 (incluída no 1º período) deveu-se ao incentivo da política governamental (Campanha para o Aumento do Consumo Interno do Café). Durante este período, houve grande impulso à modernização da indústria de torrefação e moagem; momento em que o incentivo ao consumo era via subsídio à matéria-prima, em função da capacidade instalada. Juntamente com os programas de suporte ao setor industrial, estabeleceu-se um programa de estímulo ao consumo interno, objetivando diminuir a pressão do excesso de oferta de café verde sobre os preços.

O decréscimo do consumo total e *per capita* de café no Brasil no período de 1972 a 1986 (2º período) é explicado em grande parte por dois fatores: o aumento real de preços no mercado interno (com o fim do subsídio que existia) e as mudanças nos padrões alimentares (em parte devido ao crescimento no consumo de outras bebidas e em parte

associada à deterioração da qualidade do café consumido no mercado nacional). Todo o Sistema Agroindustrial (SAG) do café pagou um preço elevado pela imagem negativa da bebida, criada pelas práticas abusivas de mistura de palha, cevada, milho e outras impurezas na composição da matéria-prima da torrefação.

A partir da segunda metade da década de 1980, representantes do setor produtor juntamente com a ABIC e empresas associadas reverteram a tendência de queda no consumo interno de café após um grande esforço pró-qualidade e criação do selo de pureza para o café. Portanto, o aumento do consumo no terceiro período (1987 a 2001) é devido, em parte, às ações de fiscalização e melhoria da qualidade promovida pela ABIC, bem como o sucesso do Plano Real.

Pode-se observar, na figura 10, que a partir de 1986 a trajetória do consumo interno *per capita* torna-se ascendente, chegando a 4,9 kg/habitante/ano em 2001 contra 2,4 em 1986, refletindo uma conquista do setor cafeeiro, uma vez que as ações que denegriram a imagem do produto exigiram esforços conjuntos para esta mudança de contexto. A conquista do consumidor é um processo educativo continuado e, acima de tudo, trata-se de uma estratégia competitiva que envolve investimentos, cujo retorno vem em longo prazo e dependem da continuidade da estratégia.

A antiga estrutura do mercado interno possuía características de um oligopólio homogêneo com curva de demanda quebrada. Havia barreiras à entrada no mercado torrefador¹⁹, existiam várias empresas atuantes (a maioria de pequeno porte) e nenhuma delas afetava isoladamente os preços do mercado. As empresas apresentavam alta concentração por mercado local. Porém, não havia estímulos para a melhoria da qualidade do café torrado, uma vez que o produto era tratado como homogêneo pelo consumidor (não havia diferenciação de preços devido ao tabelamento praticado) e o IBC subsidiava a torrefação oferecendo a matéria-prima, muitas vezes de baixa qualidade.

Com o fim do controle do IBC sobre a entrada de novas empresas no setor e o fim do tabelamento de preços imposto pelo governo houve um rearranjo na indústria de

¹⁹ O IBC controlava o movimento de entrada e saída de empresas de torrefação. Havia estímulo para a indústria mas esta coordenação era feita pelo órgão de modo a garantir políticas de estabilização da oferta interna e externa sustentáveis. Desta forma, a indústria de torrefação foi incorporada ao sistema regulatório, pois o consumo interno depende do processamento.

torrefação marcado por uma notável redução das pequenas torrefadoras e maior inserção e concentração da atividade nas empresas multinacionais.

Segundo informações da ABIC, o Brasil possuía 1593 indústrias de torrefação no ano de 1998 e 1321 torrefações em 2002. Esta redução está associada à estratégia das grandes empresas multinacionais de expelir as empresas marginais do mercado, colocando preços supostamente menores do que o custo médio destas últimas, uma vez que os custos médios de produção das empresas líder são geralmente menores.

Atualmente, o mercado apresenta características de um oligopólio diferenciado com forte inserção de empresas de torrefação multinacionais, uma grande discriminação de preços (cada empresa compõe seu próprio *blend*) e barreiras naturais para as pequenas empresas industriais no mercado nacional. Existe uma demanda emergente pela diferenciação de cafés, denominações de origem e qualidade que acentua a discriminação de preços no varejo.

Devido às quebras de tendência evidenciadas na figura 10, os modelos 1 e 2 do Quadro 3 podem ser reestimados de modo a incluir variáveis dummies que captam essas mudanças. No Quadro 4 estão as novas regressões a serem estimadas juntamente com as regressões do Quadro 3.

Modelo 1	$Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pibpc + \beta_3 \cdot Cpcdef + \varepsilon$	(23)
Modelo 2	$\ln Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot \ln Pr + \beta_2 \cdot \ln Pibpc + \beta_3 \cdot \ln Cpcdef + \varepsilon$	(24)
Modelo 3	$Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot D_1 \cdot Pr + \beta_3 \cdot D_1 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot D_1 \cdot Cpcdef + D_2 + \beta_5 \cdot D_2 \cdot Pr +$	(32)
	$\beta_7 \cdot D_2 \cdot Pibpc + \beta_8 \cdot D_2 \cdot Cpcdef + D_3 + \beta_9 \cdot D_3 \cdot Pr + \beta_{11} \cdot D_3 \cdot Pibpc +$	
Modelo 4	$\beta_{12} \cdot D_3 \cdot Cpcdef + \varepsilon$	(33)
	$\ln Cpc = \alpha + \beta_1 \cdot D_1 \cdot \ln Pr + \beta_3 \cdot D_1 \cdot \ln Pibpc + \beta_4 \cdot D_1 \cdot \ln Cpcdef + D_2 +$	
Modelo 4	$\beta_5 \cdot D_2 \cdot \ln Pr + \beta_7 \cdot D_2 \cdot \ln Pibpc + \beta_8 \cdot D_2 \cdot \ln Cpcdef + D_3 + \beta_9 \cdot D_3 \cdot \ln Pr +$	
	$\beta_{11} \cdot D_3 \cdot \ln Pibpc + \beta_{12} \cdot D_3 \cdot \ln Cpcdef + \varepsilon$	

Quadro 4 – Modelos de regressão múltipla utilizados nas estimativas da demanda interna pelo café verde brasileiro, considerando quebras de tendência

Sendo:

Cpc = Consumo brasileiro de café verde em termos per capita;

Pr = Preço recebido pelo produtor paulista pela saca de café de 60 kg beneficiada;

$Pibpc$ = PIB brasileiro em termos per capita;

$Cpcdef$ = Consumo brasileiro de café verde defasado em 1 período em termos per capita;

$\ln$ = logaritmo neperiano;

D_1, D_2 e D_3 = variáveis binárias.

Os modelos 3 e 4 foram especificados incluindo variáveis binárias (dummies) de modo a isolar o efeito de duas quebras estruturais presentes na série temporal de consumo interno de café. Essas quebras estruturais definem as seguintes tendências na série:

- i) 1960 a 1971 – tendência crescente;
- ii) 1972 a 1986 – tendência decrescente;
- iii) 1987 a 2002 – tendência crescente.

3.8 Outros mercados

Deve-se destacar ainda a importância de outros mercados tradicionais como Espanha, Holanda e Reino Unido no consumo do café brasileiro. Naturalmente, em alguns momentos no tempo, houveram volumes exportados para outros países como Bélgica-Luxemburgo ou Grécia que foram superiores aos volumes importados pelos países consumidores em destaque neste trabalho. Os mercados selecionados para a discussão nesta dissertação foram escolhidos por terem sido os mais importantes nos últimos anos para o setor exportador cafeeiro e pela disponibilidade de dados confiáveis para toda a série histórica utilizada.

Em função do comportamento peculiar das séries de exportação inerentes a cada mercado estudado, faz-se necessário considerar diferentes modelos para as estimativas das demandas. Os períodos acidentados de maiores ou menores negócios são intrínsecos a cada série de exportação, por exemplo, o que acaba por exigir uma análise separada para cada mercado.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise da demanda externa

Cada país estrangeiro analisado foi submetido à análise de regressão múltipla de 22 modelos não logaritimizados e os mesmos 22 modelos com os dados tomados em logaritmos (ver Quadro 2 do capítulo 2). No anexo C estão as tabelas 17 a 37 que apresentam os resultados das regressões estimadas para todos os modelos estudados, bem como as elasticidades preço e renda encontradas para cada estimativa.

As elasticidades são obtidas diretamente nos modelos logaritimizados e são calculadas conforme as equações (30) e (31) - apresentadas no capítulo 2 - para os modelos estimados com dados não logaritimizados. Fez-se necessário selecionar o melhor modelo estimado entre as 44 estimativas de cada país em questão.

A partir do modelo selecionado como melhor ajuste²⁰ para o país estudado, no período de 1962 a 2002, foi re-estimado o mesmo modelo considerando dois outros períodos diferentes (1970 a 2002 e 1980 a 2002), de modo a observar possíveis mudanças nas elasticidades que possam estar ocorrendo ao longo do tempo. Portanto nas tabelas 17 a 37, em anexo, é possível observar também duas novas estimativas (1970 – 2002 e 1980 – 2002) apresentadas após o modelo selecionado.

Desta forma, neste capítulo será apresentado e discutido somente o modelo selecionado para cada país analisado bem como as re-estimativas considerando os períodos, face às várias regressões estimadas.

²⁰ Considerou-se neste trabalho como “melhor ajuste”, aquelas regressões que apresentaram maior nível de significância estatística nos parâmetros estimados (teste t), no teste F e o coeficiente de determinação mais elevado. As regressões tidas como melhores também se enquadram naquelas que não apresentaram autocorrelação serial nos resíduos.

Os resultados das regressões estimadas para os mercados estudados são coincidentes no que diz respeito à elasticidade-preço da demanda. A demanda por café verde brasileiro nos mercados estudados é sempre inelástica a preços.

No decorrer deste trabalho, os modelos propostos também foram estimados considerando a variável população como uma das variáveis explicativas. No entanto, optou-se por excluírem essas regressões do contexto do trabalho pelas seguintes razões:

- i) Não foram observados bons ajustes econométricos considerando a população nos modelos de regressão;
- ii) Constatou-se que não é aconselhável incluir a população como variável explicativa, pois há alta correlação entre população e PIB, o que costuma gerar problemas de multicolinearidade entre as variáveis nas regressões.
- iii) A demanda em condições normais é influenciada por indivíduos que têm renda e propensão a gastar e não pela população como um todo, que leva em consideração também os indivíduos que não têm disponibilidade de recursos.

O Quadro 5 apresenta resumidamente, as elasticidades preço e renda obtidas dos modelos estimados (período de 1962 a 2002) que apresentaram os melhores ajustes para cada mercado estrangeiro analisado.

Mercado	Modelo selecionado	Ep	Er
EUA	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	-0,29	-0,68
Alemanha	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	-0,22	0,40
Itália	$Y = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pcs + \beta_3 \cdot Pib + \beta_4 \cdot Ydef + \varepsilon$	-0,41	0,23
França	$\ln Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot \ln Pr + \beta_2 \cdot \ln Pcs + \beta_3 \cdot \ln Pibpc + \beta_4 \cdot \ln Ydefpc + \varepsilon$	-0,75	-0,15
Japão	$Ypc = \alpha + \beta_1 \cdot Pr + \beta_2 \cdot Pcs + \beta_3 \cdot Pibpc + \beta_4 \cdot Ydefpc + \varepsilon$	-0,46	1,01

Quadro 5 – Elasticidades preço e renda obtidas nos modelos selecionados como melhores estimativas para os mercados estrangeiros estudados (período de 1962 a 2002)

Fonte: dados da pesquisa e tabelas 17, 21, 25, 32 e 35, em anexo

Observando o Quadro 5, é possível perceber uma variação na magnitude das elasticidades preço calculadas para os mercados estrangeiros, variando de -0,22 na Alemanha a -0,75 na França. Elasticidade preço da ordem de -0,22 indica que uma variação em 1% no preço do café comercializado em tal mercado é acompanhada de uma variação da demanda no sentido contrário de 0,22%.

Nota-se que as elasticidades-preço calculadas nos modelos selecionados são mais elevadas em módulo que os valores obtidos nos trabalhos pioneiros como os de Kingston (1939) e Finageiv (1976), que embora tenham avaliado a demanda global, encontraram elasticidades-preço da ordem de -0,14 e -0,11, respectivamente.

A elasticidade-preço calculada para o modelo selecionado para o mercado italiano ($E_p = -0,41$), pouco divergiu da estimativa realizada por Viana et al. (2003) quando se obteve elasticidade-preço igual a -0,56, também analisando a demanda italiana. No entanto, o mesmo autor encontra a elasticidade-preço igual a -0,02 para o mercado norte-americano, destoando bastante da elasticidade-preço do modelo selecionado neste trabalho para a demanda por café brasileiro nos Estados Unidos.

No tocante às elasticidades-renda calculadas, observa-se grande variação entre os valores encontrados para os mercados estudados. Os valores encontrados definem o café verde brasileiro como um bem normal na Alemanha, Itália e Japão e como bem inferior nos Estados Unidos e França.

A maioria das elasticidades-renda apresentadas no Quadro 5 divergem dos resultados de Viana et al. (2003), que estudou a demanda por cafés de diversas origens, separadamente por mercado. No entanto, a elasticidade-renda calculada para o Japão ($E_r = 1,01$) é semelhante à estimativa realizada por este autor, que foi igual a 1,09.

Com exceção ao trabalho de Viana et al. (2003), todos os trabalhos apresentados resumidamente no Quadro 1 são comuns em ressaltar que o café é um bem normal nos EUA quando a demanda norte-americana é estimada incluindo os cafés de todas as origens, e é um bem inferior quando trata-se da demanda norte-americana pelo café brasileiro. A elasticidade-renda calculada para o modelo selecionado norte-americano ($E_r = -0,68$) é coerente com tais observações.

De modo a considerar a importância das re-exportações de café verde nas estimativas da demanda estrangeira pelo café brasileiro, optou-se por incluí-las como variável independente nos modelos selecionados. Estas estimativas foram realizadas somente para os Estados Unidos, Alemanha e França por apresentarem volumes relevantes de cafés verdes re-exportados, conforme os dados da FAO, apresentados em anexo na tabela 16.

Os resultados destas estimativas encontram-se no anexo C, sucedidos da letra R, juntamente com as demais regressões estimadas para cada mercado estudado. Tais regressões não melhoraram as estimativas anteriores. No caso norte-americano, a inclusão das re-exportações apresentou sinal negativo para esta variável (ver modelo 10.R na tabela 17 do anexo C), indicando relação inversa com a demanda norte-americana, dificultando a análise deste resultado. Para a Alemanha, a inclusão da variável re-exportações foi altamente significativa e com sinal positivo (esperado) – modelo 10.R na tabela 21 –, no entanto, houve comprometimento da significância estatística da variável preço. Para o mercado francês, a variável re-exportações não foi estatisticamente significativa (modelo 22.R na tabela 32).

Finalmente, todos os modelos selecionados para os mercados estrangeiros também foram submetidos a re-estimativas incluindo uma variável *dummy* especificamente para o ano de 1986. Este procedimento foi adotado devido a esta observação destoar demasiadamente das demais em todos os mercados. O ano de 1986 foi crítico na oferta de cafés brasileiros, como consequência da forte seca ocorrida. O impacto deste choque de oferta pode ser mais bem visualizado na figura 5 no capítulo 3. É possível perceber uma nítida queda no *market share* do Brasil no ano de 1986 em todos os mercados estudados, o que justificou a inclusão da binária para este ano nos modelos selecionados.

De maneira geral, a inclusão da *dummy* para o ano de 1986 como variável independente nos modelos selecionados não apresentou melhorias nas estimativas selecionadas para os mercados estudados²¹. Foi observado um baixo nível de significância da variável binária para 1986 e/ou comprometimento da significância estatística das demais variáveis explicativas nos mercados. Os resultados das regressões dos modelos selecionados que incluíram a binária para 1986 estão apresentados também no anexo C, nos modelos sucedidos da letra D.

²¹ Ver modelos 10.D na tabela 17, 10.D na tabela 21, 11.D na tabela 25, 22.D na tabela 32 e 22.D na tabela 35.

4.1.1 EUA²²

De maneira geral, os modelos utilizados para se estimar a demanda norte-americana pelo café brasileiro (apresentados em anexo nas tabelas 17 a 20) não apresentaram bons resultados quando se incluem os preços de outras bebidas, do suco de laranja e o preço de outros cafés como alternativa de bebida substituta²³. Os modelos com bebida alternativa que apresentaram melhores resultados econométricos e coeficientes com sinais esperados foram os modelos que incluem o preço do chá.

Alguns modelos estimados apresentaram sinais esperados nos coeficientes e bons resultados nas estimativas, como por exemplo, os modelos 3 a 7 e 9 (tabela 18) e 15 a 18 e 20 (tabela 20) com dados logaritimizados. No entanto, não foi obtido um elevado nível de significância para a bebida substituta nas estimativas norte-americanas.

Assim, o modelo 10 não logaritimizado (tabela 17) foi escolhido como o que melhor se ajustou na regressão por ter apresentado elevado nível de significância estatística em todas as variáveis explicativas.

A tabela 4 apresenta os resultados do melhor modelo estimado para a demanda norte-americana pelo café brasileiro (modelo 10) e as estimativas do mesmo modelo para os períodos de 1970 a 2001 (modelo 10.1) e 1980 a 2001 (modelo 10.2), também apresentados na tabela 17 em anexo.

²² Excepcionalmente nas regressões estimadas para os EUA, foram utilizados dados de 1962 a 2001 (40 observações) ao invés de 1962 a 2002 (41 observações) como realizado para os demais mercados, considerando a perda da observação de 1961 em todos os cálculos. A omissão desta observação deveu-se ao fato deste dado não estar disponível no momento em que as regressões para este mercado foram realizadas.

²³ Deve-se lembrar que a variável preço do café substituto (Pcs), adotada em alguns modelos também se trata de uma alternativa de bebida concorrente, doravante discutido entre os bens substitutos.

Tabela 4. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda norte-americana pelo café brasileiro

$Y = \alpha + \beta_1 Pr + \beta_3 Pib + \beta_4 Ydef + \varepsilon$										
		α	Pr	Pib	Ydef	Teste F Pr > F	R ²	h	Ep	Er
1962-2001 (modelo 10)	Coef.	6.361.360	-7.469,26	-39.920	0,4333	37,21	0,7562	0,04	-0,29	-0,68
	Teste t	4,43	-3,59	-3,75	3,67	<0,0001				
	Pr > t	<0,0001	0,0010	0,0006	0,0008					
1970-2001 (modelo 10.1)	Coef.	5.892.570	-6.080,62	-30.801	0,2714	8,12	0,4653	0,67	-0,28	-0,71
	Teste t	4,27	-3,09	-3,00	1,85	0,0005				
	Pr > t	0,0002	0,0045	0,0057	0,0754					
1980-2001 (modelo 10.2)	Coef.	6.312.845	-6.085,51	-30.190	0,1261	1,45	0,1949	Ic.	-0,21	-0,82
	Teste t	3,13	-1,45	-1,90	0,61	0,2608				
	Pr > t	0,0058	0,1651	0,0731	0,5473					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 17 em anexo

Ic = Inconclusivo

O modelo 10 com dados não logaritimizados é significativo ao nível de 1%, expresso pelo teste F. As variáveis estimadas preço (Pr), índice do PIB (Pib) e a importação de café verde brasileiro defasada (Ydef) são significativas a 1% pelo teste t e possuem os sinais esperados nos coeficientes estimados.

O coeficiente de determinação, observado na estimativa do modelo 10, sugere que 75,6% da variação na importação norte-americana de café verde brasileiro esteja sendo explicada pelas variáveis independentes do modelo.

Assim como no modelo 10, em todas as equações estimadas para a demanda norte-americana pelo café brasileiro, foi possível observar que o café brasileiro é um bem inferior²⁴, com bom nível de significância, como pode ser observado nos modelos 1 a 22 (logaritimizados e não logaritimizados), apresentados em anexo, nas tabelas 17 a 20. A elasticidade renda calculada para o modelo 10 foi de -0,68. Isto significa dizer que para

²⁴ Um bem é dito inferior ($Er < 0$) quando aumentos na renda levam a quedas no consumo desse bem. Seguindo o mesmo raciocínio, é dito bem normal ($0 < Er < 1$) quando aumentos na renda levam a aumentos no consumo e é dito bem de luxo ($Er > 1$) quando aumentos na renda levam a aumentos mais do que proporcionais no consumo.

um aumento de 10% na renda, a demanda norte-americana pelo café verde brasileiro reduz em 6,8%.

É possível observar nas tabelas 17 a 20, em anexo, que a demanda norte-americana pelo café brasileiro é sempre inelástica a preços, embora tenham sido observadas elasticidades de -0,11 (modelo 22 logaritimizado) até -0,42 (modelo 4 logaritimizado), sendo portanto inelásticas em diferentes dimensões.

Em nenhum modelo estimado para a demanda norte-americana pelo café verde brasileiro foram observados valores no teste h fora do intervalo descrito no capítulo 2 na equação (29), ou seja, não há indícios da presença de autocorrelação positiva ou negativa nos testes realizados.

Ao re-estimar o modelo 10 considerando períodos menores foi possível observar que:

- i) O nível de significância tanto do teste F, como do teste t para as variáveis estimadas diminui na medida em que se reduz o número de observações. No entanto, ainda foram observados elevados níveis de significância estatística nos testes;
- ii) O coeficiente de determinação diminui acentuadamente no procedimento;
- iii) A elasticidade-preço da demanda oscila pouco ao longo do tempo;
- iv) A elasticidade-renda aumenta em módulo, ou seja, o café verde brasileiro é cada vez mais inelástico a renda e é sempre um bem inferior nos EUA;
- v) As novas estimativas não apresentaram autocorrelação entre os resíduos.

As elasticidades preço (E_p) e renda (E_r) calculadas são concordantes com o trabalho de Abaelu & Manderscheid (1968), que encontrou $E_p = -0,21$ e $E_r = -0,89$ ao estimar a demanda norte-americana por café brasileiro. Os valores positivos para elasticidade-renda obtidos na literatura e apresentados no Quadro 1, tratam da demanda norte-americana por cafés de todas origens e não somente do Brasil.

O valor encontrado para a elasticidade-preço também é semelhante às estimativas de Delfim Netto (1955) e Daly (1958) como pode ser observado no Quadro 1.

No capítulo 3, foi discutido que o café brasileiro perdeu *market share* nos EUA ao longo do tempo (figura 5), evidenciado pela tendência de queda das importações norte-

americanas de café do Brasil ao longo do tempo. As elasticidades renda apresentadas na tabela 4 reforçam que a queda no desempenho do café brasileiro neste mercado está intimamente ligada ao fato do produto ter sido cada vez menos importante no consumo norte-americano.

4.1.2 Alemanha

Em anexo, encontram-se as tabelas 21 a 24 que apresentam as estimativas da demanda alemã pelo café verde brasileiro. A seguir, discutem-se os resultados encontrados que são comuns a todos os modelos especificados para este mercado.

As regressões estimadas para a demanda alemã pelo café verde brasileiro, de um modo geral, não foram boas sob o aspecto das bebidas substitutas. Somente as variáveis Pic (preço de importação de chá) e Pcs (preço do café substituto) apresentaram sinal (positivo) coerente com o esperado, em todas as estimativas que a incluíram, embora não tenham sido observados bons níveis de significância no teste t. Os modelos que incluem o preço de importação do chá e preço do café substituto são respectivamente os modelos 4 e 15 (não logaritimizados) e 11 e 22 (logaritimizados).

Diferentemente das estimativas norte-americanas, não foram observadas elasticidades-renda negativas. Contudo, houve modelos que apresentaram valores maiores que um, tratando-se de um bem de luxo (modelos 1, 2, 3, 12, 13 e 14 – não logaritimizados e logaritimizados). Nota-se uma grande variação na magnitude da elasticidade renda positiva dos modelos estimados para a Alemanha, variando de 0,31 (modelo 19 – logaritimizado) a 2,25 (modelo 14 – não logaritimizado).

Todas as elasticidades-preço encontradas atestam que a demanda por café verde brasileiro é inelástica a preços na Alemanha, ou seja, aumentos nos preços de importação do café verde pela Alemanha são acompanhados de variações no sentido contrário menos que proporcionais na demanda alemã. No entanto, a magnitude da elasticidade-preço nos modelos estimados é variável. Os valores calculados encontram-se entre -0,49 (modelo 19 – logaritimizado) e -0,13 (modelo 2 e 13 – não logaritimizados).

A estatística h de Durbin, que testa a presença de autocorrelação, apresentou valores notavelmente elevados em alguns modelos estimados em logaritmo (modelos 4, 9, 10, 11, 15, 20, 21 e 22), indicando a presença de autocorrelação positiva. Nos demais modelos da estimativa alemã, a estatística h ou encontrou-se dentro do intervalo que indica ausência de autocorrelação, ou não foi possível definir se há ou não sua presença.

Os melhores resultados obtidos nas estimativas para o mercado alemão podem ser visualizados na tabela 5 que apresenta os resultados da análise de regressão múltipla para o modelo 10 não logaritimizado, bem como os modelos 10.1 e 10.2 que re-estimaram a demanda alemã considerando períodos menores.

Tabela 5. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda alemã pelo café brasileiro

$Y = \alpha + \beta_1 Pr + \beta_3 Pib + \beta_4 Y_{def} + \varepsilon$										
		α	Pr	Pib	Ydef	Teste F Pr > F	R ²	h	Ep	Er
1962-2002	Coef.	214.105	-2.051,20	8.754	0,7441	29,12	0,7025	Ic.	-0,22	0,40
(modelo 10)	Teste t	0,49	-1,75	1,60	4,70	<0,0001				
	Pr > t	0,6286	0,0890	0,1183	<0,0001					
1970-2002	Coef.	-66.406	-1.747,19	11.522	0,7391	20,51	0,6796	Ic.	-0,17	0,53
(modelo 10.1)	Teste t	-0,10	-1,25	1,42	4,12	0,0005				
	Pr > t	0,9244	0,2213	0,1650	0,0003					
1980-2002	Coef.	373.833	-4.626,40	11.092	0,7130	12,31	0,6602	Ic.	-0,32	0,48
(modelo 10.2)	Teste t	0,30	-1,57	0,89	3,32	0,2608				
	Pr > t	0,7654	0,1338	0,3826	0,0036					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 21 em anexo

Ic = Inconclusivo

Pelo teste F, para o modelo 10 não logaritimizado, pode-se concluir que a significância conjunta dos coeficientes do modelo é de 1%. Este nível de significância diminui nas estimativas dos modelos 10.1 e 10.2. Na estimativa do período maior (modelo 10), o coeficiente das variáveis preço do café brasileiro (Pr), índice do PIB (Pib) e a variável dependente defasada em um período (lnYdef) foram significativos a 9, 12 e 1%, respectivamente, e apresentaram sinais esperados nos coeficientes.

É possível observar pelo R^2 calculado na regressão que 70,25% da variação na importação alemã de café verde brasileiro pode ser explicada pelas variáveis que o modelo 10 sugere, apresentadas na tabela 5.

A elasticidade renda obtida a partir do modelo 10 é de 0,40 (no período de 1962 a 2002), indicando que o café brasileiro importado pela Alemanha é um bem normal, sob tais condições. Ao longo do tempo, a elasticidade renda da demanda de café tem aumentado na Alemanha, passando a 0,53 no período de 1970 a 2002 e 0,48 no período de 1980 a 2002.

A recuperação do *market share* do café brasileiro no mercado alemão, após 1986 (figura 5, no capítulo 3), é condizente com as elasticidades renda calculadas para a Alemanha.

Com relação à elasticidade preço da demanda, é possível observar uma pequena variação nos valores calculados para os modelos 10, 10.1 e 10.2. Viana et al. (2003), ao estimar a demanda alemã por cafés de diversas origens, encontrou elasticidade-preço igual a -0,36, sendo levemente maior em módulo do que os resultados apresentados na tabela 5. A elasticidade renda calculada pelo mesmo autor é igual a -0,35 sendo, portanto, discordante da estimativa deste trabalho.

Não foi observada a presença de autocorrelação no modelo selecionado. A estatística h de Durbin calculada foi inconclusiva para os modelos selecionados.

4.1.3 Itália

As tabelas 25 a 28, apresentadas em anexo, contêm os resultados das estimativas realizadas para a Itália. Constata-se o seguinte:

- i) Todas as regressões realizadas para a Itália mostraram-se significativas a 1% no teste F;
- ii) Com relação às bebidas substitutas, nenhum modelo estimado apresentou sinal esperado para a variável preço da bebida substituta alternativa ao café, mostrando que, para a Itália, os preços do chá, suco de laranja e as outras

bebidas não ajudam a explicar as importações italianas de café verde brasileiro;

- iii) Os modelos que incluem a variável preço do café substituto (Pcs) mostraram-se coerentes com relação aos sinais esperados e apresentaram bons níveis de significância no teste t para variáveis explicativas;
- iv) Exceção feita aos modelos 4 e 15 logaritimizados, todas as estimativas realizadas indicaram que a elasticidade renda observada foi positiva e menor do que 1, permitindo dizer que o café brasileiro no mercado italiano é um bem normal;
- v) A demanda pelo café brasileiro é preço inelástica no mercado italiano, embora tenham sido observados diferentes valores para a elasticidade preço;
- vi) Não foi observada autocorrelação na maioria dos modelos estimados. O teste h de Durbin foi inconclusivo nos modelos 5, 6 e 17 logaritimizados e no modelo 11.2 não logaritimizado, como pode ser observado nas tabela 25 a 28 em anexo.

A tabela 6, apresentada a seguir, expressa os principais resultados do modelo de regressão considerado como a melhor estimativa da demanda italiana pelo café verde brasileiro (modelo 11 – não logaritimizado), bem como os modelos 11.1 e 11.2 que consideram os períodos separadamente.

Tabela 6. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda italiana pelo café brasileiro

$$Y = \alpha + \beta_1 Pr + \beta_2 Pcs + \beta_3 Pib + \beta_4 Ydef + \varepsilon$$

		α	Pr	Pcs	Pib	Ydef	Teste F Pr > F	R ²	h	Ep	Er
1962-2002	Coef.	335.073	-3.723,6	3.199,6	4.714,4	0,5252	21,40	0,70	0,01	-0,41	0,23
(modelo 11)	Teste t	1,28	-5,37	4,44	2,25	5,4	<0,0001	40			
	Pr > t	0,2084	<0,0001	<0,0001	0,0303	<0,0001					
1970-2002	Coef.	61.603	-2.904,6	2.590,8	5.568,4	0,6397	17,08	0,70	-0,04	-0,32	0,30
(modelo 11.1)	Teste t	0,10	-4,09	2,89	1,31	4,96	<0,0001	93			
	Pr > t	0,9224	0,0030	0,0073	0,1993	<0,0001					
1980-2002	Coef.	194.209	-4.268,0	2.633,0	10.044	0,3815	6,03	0,57	Ic.	-0,39	0,61
(modelo 11.2)	Teste t	0,18	-2,84	1,27	1,30	1,74	0,0029	25			
	Pr > t	0,8565	0,0108	0,2211	0,2097	0,0982					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 25 em anexo

Ic = Inconclusivo

Observando a tabela 6, é possível perceber que mesmo tomando um período menor nas estimativas da demanda italiana por café brasileiro, o coeficiente de determinação se mantém satisfatório no modelo 11.1 (33 observações). Ao estimar o modelo 11.2, com 23 observações nota-se uma redução no R².

A variável preço do café brasileiro (Pr) foi significativa a 1% nas três estimativas apresentadas na tabela 6. O preço do café substituto (Pcs) e a importação italiana de café brasileiro defasada (Ydef), foram significativos a 1% nos modelos 11 e 11.1 e o PIB (Pib) foi significativo a 3% somente no modelo 11 com dados não logaritimizdos.

Com relação à elasticidade preço calculada, nota-se pouca variação nos valores calculados ao longo do tempo.

Embora o *market share* do café brasileiro na Itália tenha sido reduzido ao longo do tempo (figura 5 no capítulo 3), isto não fez com que o café brasileiro fosse menos desejado neste mercado, no que diz respeito ao valor das elasticidades-renda calculadas (tabela 6). A elasticidade renda observada permite dizer que o café brasileiro no mercado

italiano é sempre um bem normal e seu valor aumenta ao longo do tempo, tornando-se cada vez mais elástico.

Pela estatística *h*, apresentada na tabela 6, é possível dizer que os modelos 11 e 11.1 com dados não logaritimizados não apresentam autocorrelação entre as variáveis envolvidas, ou seja, não se rejeita a hipótese nula de que não há autocorrelação de primeira ordem (positiva ou negativa), entre os resíduos da regressão. O teste *h* de Durbin é inconclusivo para o modelo 11.2.

4.1.4 França

As especificações dos modelos estimados bem como os resultados das regressões francesas podem ser observadas nas tabelas 29 a 32 em anexo.

Os modelos de regressão propostos que incluem a variável preço do suco de laranja concentrado como bebida substituta não puderam ser estimados para França e Japão, pois há uma lacuna na série temporal francesa de 15 anos (1961 a 1975) sem dados disponíveis na fonte utilizada (FAO) e a inexistência da mesma série para o Japão.

Nas estimativas do mercado francês, três considerações peculiares a este país podem ser observadas no tocante às bebidas substitutas estudadas:

- i) O coeficiente da variável preço de importação de chá (Pic) apresentou-se coerente com o sinal esperado (positivo), mas não foi significativo a 10%;
- ii) A variável preço do café substituto (Pcs) apresentou-se coerente com o sinal esperado (positivo) em todos os modelos que incluíram esta variável e foi significativa em até 6%;
- iii) Em nenhum outro modelo que sugere alternativa de bebida substituta, exceto chá e o café substituto, foi observado sinal esperado no coeficiente estimado.

Tais constatações são um indicativo de que cafés de outras origens e o chá na França competem com o café brasileiro na preferência do consumidor.

A variável PIB não apresentou elevado nível de significância em nenhuma das regressões estimadas para a demanda francesa pelo café verde brasileiro.

Em todos os modelos estimados para a França, foram observados baixos coeficientes de determinação (R^2), indicando pouca influência das variáveis explicativas escolhidas na demanda francesa pelo café brasileiro.

Com relação à elasticidade renda calculada, é possível observar grande variação nos valores calculados para os diferentes modelos. O valor da elasticidade renda variou de -1,50 (modelo 22.2 – logaritimizado) a 0,49 (modelo 12 – não logaritimizado).

Todas as estimativas da elasticidade preço dão conta de que o café brasileiro é inelástico a preços na França. As elasticidades preço calculadas estão compreendidas entre os limites -0,84 (modelo 11 – não logaritimizado) e -0,10 (modelos 1 e 12 – não logaritimizados e modelo 1 – logaritimizado).

A tabela 7, apresentada a seguir, contém os resultados da regressão do modelo francês que melhor se ajustou aos dados bem como as re-estimativas do modelo selecionado (modelo 22 – logaritimizado) para os períodos de 1970 a 2002 (modelo 22.1) e 1980 a 2002 (modelo 22.2).

Tabela 7. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda francesa pelo café brasileiro

$$\ln Y_{pc} = \alpha + \beta_1 \ln Pr + \beta_2 \ln Pcs + \beta_3 \ln Pibpc + \beta_4 \ln Y_{defpc} + \varepsilon$$

		α	$\ln Pr$	$\ln Pcs$	$\ln Pibpc$	$\ln Y_{defpc}$	Teste F Pr > F	R^2	h	Ep	Er
1962-2002	Coef.	0,6673	-0,7459	0,6922	-0,1460	0,4260	4,28	0,3224	-0,07	-0,75	-0,15
(modelo 22)	Teste t	0,67	-2,31	1,98	-0,91	3,03	0,0062				
	Pr > t	0,5103	0,0270	0,0555	0,3711	0,0045					
1970-2002	Coef.	3,6126	-0,7893	0,6307	-0,6914	0,3193	4,70	0,4016	Ic.	-0,79	-0,69
(modelo 22.1)	Teste t	1,59	-2,30	1,66	-1,71	1,91	0,0050				
	Pr > t	0,1238	0,0293	0,1082	0,0992	0,0660					
1980-2002	Coef.	7,8951	-0,7349	0,4571	-1,5020	0,2622	3,44	0,4332	Ic.	-0,73	-1,50
(modelo 22.2)	Teste t	1,15	-1,32	0,63	-1,20	1,23	0,0296				
	Pr > t	0,2646	0,2023	0,5353	0,2445	0,2347					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 32 em anexo

Ic = Inconclusivo

Pela tabela 7 é possível observar que as variáveis explicativas do modelo 22 (com dados logaritimizadas) estão explicando conjuntamente apenas 32,24% da variação na demanda francesa pelo café verde brasileiro. No entanto, é possível observar um aumento no coeficiente de determinação nas estimativas do modelo 22.1 e 22.2. Este valor do coeficiente de determinação, notavelmente baixo, indica que as importações francesas de café verde brasileiro podem estar sendo explicadas por outras variáveis não consideradas no modelo, e ainda, que o fraco ajuste obtido no modelo possa estar associado às fortes oscilações na série temporal deste país evidenciada pelas quebras estruturais ao longo do tempo (figura 8, no capítulo 3).

Os modelos 22 e 22.1 com dados logaritimizadas foram significativos a 1% pelo teste F e o modelo 22.2 foi significativo a 3%. Com relação aos coeficientes estimados, nota-se que as variáveis explicativas apresentaram os sinais esperados e bons níveis de significância, com exceção da variável PIB per capita ($\ln Pibpc$). Nota-se ainda, na tabela 7, que a significância estatística das variáveis diminui acentuadamente nas estimativas

dos modelos 22.1 e 22.2, sendo este último insatisfatório do ponto de vista da significância dos testes t das variáveis explicativas.

O valor absoluto da elasticidade renda calculada para os modelos apresentados na tabela 7 aumenta notavelmente ao longo do tempo, tornando a demanda francesa pelo café brasileiro do tipo renda-elástica ($E_r = -1,50$ no modelo 22.2). No entanto, o sinal das elasticidades renda calculadas indicam que o café brasileiro é um bem inferior na França.

As fortes oscilações na série temporal francesa de *market share* do café brasileiro (figura 5 no capítulo 3) dificultam as considerações que podem ser feitas entre os resultados econométricos observados e o perfil da demanda francesa. Esta dificuldade é acentuada pelos baixos coeficientes de determinação observados nas regressões deste mercado. No entanto, é fato que ocorreu uma redução do *market share* do café brasileiro na França ao longo do tempo e existe uma forte tendência de aumento em módulo da elasticidade-renda (tabela 7), tornando a demanda francesa pelo café verde brasileiro cada vez mais elástica à renda, ressaltando que a demanda por café brasileiro na França varia no sentido contrário à variação na renda.

Com relação às elasticidades preço calculadas, nota-se uma mínima variação nas estimativas dos modelos 22.1 e 22.2. com relação ao modelo 22. O valor da elasticidade preço observada no modelo 22 com dados logaritmizados ($E_p = -0,75$), é o maior valor em módulo encontrado nas estimativas dos modelos selecionados (ver Quadro 5). Este resultado equivale a dizer que aumentos da ordem de 10% no preço do café brasileiro reduzem a demanda francesa pelo café brasileiro em 7,5%, indicando a magnitude da inelasticidade neste mercado.

O teste h de Durbin apresentado na tabela 7 indica que não foi observada autocorrelação entre os resíduos da regressão.

De maneira geral, as estimativas realizadas para a França apresentaram baixo coeficiente de determinação, sugerindo cautela nas inferências a respeito deste mercado. Assim sendo, a discussão feita acerca do nível de significância dos parâmetros estimados nas regressões e do modelo como um todo tem limitações.

4.1.5 Japão

Os modelos especificados para se estimar a demanda japonesa pelo café verde brasileiro (tabelas 33 a 36) apresentaram elevado coeficiente de determinação nas estimativas, variando de 0,7074 (modelo 22.2 – não logaritimizado) a 0,9395 (modelo 11 – logaritimizado), diferente do observado com as regressões para a França.

Analisando as bebidas substitutas ao café brasileiro no Japão é possível observar nas tabelas 33 a 36, em anexo, que em todas as estimativas que envolveram a variável preço do café substituto (Pcs) apresentaram o sinal esperado e foram significativos em até 4%, exceto os modelos 22.1 e 22.2 (não logaritimizados) que serão discutidos a seguir. Este resultado é uma evidência notável de que existe forte competição entre cafés de diferentes origens no Japão.

Nas estimativas realizadas para o Japão foi possível observar que tanto a elasticidade renda quanto a elasticidade preço apresentaram grande variação em suas magnitudes. Enquanto os mínimos valores das elasticidades renda e preço, respectivamente, foram da ordem de 0,52 (modelo 22.2) e -0,84 (modelo 22 – logaritimizado), os máximos foram de 2,67 (modelos 16 e 22 – logaritimizados) e 0,02 (modelos 1, 2, 10, 12, 13 e 21 – logaritimizados).

Em todas as estimativas realizadas para o mercado japonês com dados não logaritimizados e logaritimizados em termos per capita, não foi observada autocorrelação pelo teste h de Durbin (tabelas anexas 35 e 36). Para os modelos estimados na tabela 34 em anexo (dados logaritimizados), o cálculo da estatística h foi inconclusiva em todas as situações.

A tabela 8, a seguir, exprime a melhor estimativa da demanda japonesa pelo café verde brasileiro (modelo 22 – não logaritimizado), bem como as estimativas do mesmo modelo considerando períodos menores (modelos 22.1 e 22.2).

Tabela 8. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda japonesa pelo café brasileiro

$$Y_{pc} = \alpha + \beta_1 Pr + \beta_2 Pcs + \beta_3 Pibpc + \beta_4 Ydefpc + \varepsilon$$

		α	Pr	Pcs	Pibpc	Ydefpc	Teste F Pr > F	R ²	h	Ep	Er
1962-2002	Coef.	-0,0709	-0,0009	0,0006	0,0052	0,3157	102,05	0,9190	-0,64	-0,46	1,01
(modelo 22)	Teste t	-1,07	-2,93	2,32	3,98	2,24	<0,0001				
	Pr > t	0,2934	0,0059	0,0259	0,0003	0,0313					
1970-2002	Coef.	-0,0539	-0,0009	0,0006	0,0050	0,3224	43,94	0,8626	-1,07	-0,40	0,91
(modelo 22.1)	Teste t	-0,44	-2,41	1,93	2,64	1,92	<0,0001				
	Pr > t	0,6608	0,0226	0,0640	0,0134	0,0656					
1980-2002	Coef.	0,0254	-0,0016	0,0013	0,0032	0,4665	10,88	0,7074	-0,26	-0,43	0,52
(modelo 22.2)	Teste t	0,09	-2,03	1,19	1,41	2,40	<0,0001				
	Pr > t	0,9292	0,0570	0,2497	0,1768	0,0276					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 35 em anexo

Ic = Inconclusivo

Pelo teste F, pode-se dizer que as variáveis explicativas dos modelos 22 (dados não logaritmizados), 22.1 e 22.2 estão fortemente associadas às importações japonesas de café verde brasileiro no período estudado.

Os coeficientes de determinação mostraram-se elevados nas regressões apresentadas na tabela 8, embora seja possível notar sua redução ao tomarmos menos observações nas estimativas. De maneira geral, os coeficientes de determinação (R²) observados nas regressões japonesas apresentaram os maiores valores quando comparados às regressões dos outros mercados estrangeiros.

Ao se analisar os coeficientes das variáveis separadamente no modelo 22 com dados não logaritmizados, é possível perceber que todos os coeficientes possuem sinal esperado. O preço do café brasileiro (Pr) e o PIB per capita (Pibpc) foram significativos a 1%, enquanto o preço do café substituto (Pcs) e a variável defasada da demanda japonesa em termos per capita (Ydefpc) foram significativos a 3 e 4%, respectivamente. Nos modelos 22.1 e 22.2 também são observados os sinais esperados, mas os níveis de significância estatística diminuem para as variáveis explicativas (tabela 8).

As elasticidades renda calculadas para o mercado japonês indicam que o café verde brasileiro é um bem normal no Japão. É possível observar ainda que, ao longo do tempo, o valor da elasticidade renda tem diminuído acentuadamente. No entanto, mesmo havendo esta tendência, deve-se ressaltar que as elasticidades-renda calculadas para o mercado japonês são elevadas e estão relacionadas ao aumento do *market share* do café brasileiro no Japão ao longo do tempo, como pode ser observado na figura 5 do capítulo 3.

A demanda japonesa pelo café verde brasileiro é preço-inelástica como pode ser observado ainda na tabela 8 e tem se alterado pouco no tempo, ficando ao redor de -0,4.

Não foi observada autocorrelação entre os resíduos das regressões apresentadas na tabela 8, pelo teste h de Durbin.

4.2 Análise da demanda doméstica

A tabela 37²⁵, em anexo, apresenta os resultados das regressões realizadas para a demanda doméstica brasileira de café verde (consumo interno). Os modelos estimados com variáveis binárias não apresentaram bons ajustes. Embora tenham sido incluídas as variáveis dummy nos modelos especificados, não foram observados sinais esperados na variável preço (D1Pr) como pode ser observado na tabela 37, em anexo.

O modelo 2 (logaritimizado, com dados per capita) foi o que melhor se ajustou aos dados na análise de regressão. Esse modelo sugere que a demanda doméstica brasileira (consumo interno) per capita de café verde seja explicada no período estudado (1961 a

²⁵ Nota para a tabela 37, em anexo: É possível perceber a presença das colunas σ e σ^2 que são respectivamente o desvio padrão (calculado na análise de regressão) e a variância da variável defasada (Cdef e Cpcdef). Essas variáveis são fundamentais no cálculo da estatística h de Durbin, que testa a presença de autocorrelação nos modelos estimados. Como os modelos 5 a 8 foram especificados incluindo variáveis binárias, faz-se necessário encontrar as variâncias da variável defasada em todas as dummies (D1Cdef, D2Cdef e D3Cdef), justificando assim a presença das colunas σ_1 , σ_1^2 , σ_2 , σ_2^2 , σ_3 e σ_3^2 . Nota-se, portanto, que a estatística h é calculada por período (h_1 , h_2 e h_3) nos modelos com dummies. As elasticidades (preço e renda) calculadas seguem o mesmo raciocínio para tais modelos.

2002) pelo preço (recebido pelo produtor paulista), o PIB per capita e a pela variável consumo per capita defasada. No entanto, o nível de significância estatística da variável $\ln\text{Pibpc}$ desse modelo (e de suas re-estimativas pra 1970 a 2002 e 1980 a 2002) são muito baixas. Assim, re-estimou-se esses modelos na forma semi-logaritmica, mantendo-se apenas Pibpc em logaritmo. Os resultados dos modelos 9, 10 e 11 comparados com os modelos 2, 3 e 4 apresentam melhores níveis da estatística t e valores próximos para E_r e E_p .

A tabela 9 apresenta os resultados dos modelos 9, 10 e 11, para os períodos de 1961 a 2002, 1970 a 2002 e 1980 a 2002, respectivamente.

Tabela 9. Resultado dos modelos de melhor ajuste nas regressões estimadas para a demanda doméstica pelo café brasileiro

$\ln\text{Cpc} = \alpha + \beta_1\text{Pr} + \beta_2\ln\text{Pibpc} + \beta_3\text{Cpcdef} + \varepsilon$										
		α	Pr	$\ln\text{Pibpc}$	Cpcdef	Teste F Pr > F	R^2	h	E_p	E_r
1961-2002 (modelo 9)	Coef.	1,618	-0,0013	-0,38	0,8291	137,18	0,9155	1,31	-0,04	-0,09
	Teste t	2,35	-2,34	-1,66	11,58	<0,0001				
	Pr > t	0,0241	0,0245	0,1056	<0,0001					
1970-2002 (modelo 10)	Coef.	-0,671	-0,0009	0,60	0,8954	59,74	0,8607	-0,01	-0,04	0,16
	Teste t	-0,60	-1,50	1,36	10,9	<0,0001				
	Pr > t	0,5558	0,1441	0,1832	<0,0001					
1980-2002 (modelo 11)	Coef.	-2,276	-0,0016	1,43	0,8840	103,93	0,9426	1,43	-0,06	0,39
	Teste t	-1,53	-3,12	1,89	12,94	<0,0001				
	Pr > t	0,1426	0,0056	0,0739	<0,0001					

Fonte: dados da pesquisa e tabela 37 em anexo

Ic = Inconclusivo

Os modelos 9, 10 e 11 são significativos a 1% pelo teste F. Nota-se ainda que os coeficientes R^2 calculados são elevados.

O coeficiente da variável preço ($\ln\text{Pr}$) estimada nos modelos apresentou o sinal negativo esperado e mostrou-se significativo a 3, 15 e 1% para os modelos 9, 10 e 11, respectivamente. O consumo per capita defasado ($\ln\text{Cpcdef}$) foi significativo a 1% nos

três modelos e o PIB per capita ($\ln Pibpc$) não apresentou elevados níveis de significância estatística em nenhuma das estimativas apresentadas na tabela 9.

A elasticidade preço calculada praticamente não oscilou ao longo do tempo e a magnitude dos valores encontrados expressa a tamanha inelasticidade preço da demanda do café verde consumido pelo mercado doméstico. A elasticidade preço calculada para o modelo 9 indica que havendo um aumento em 10% no preço do café verde (recebido pelo produtor no Estado de São Paulo), tem-se uma redução no consumo interno de café verde de apenas 0,4% (medido em termos per capita e consumido pela indústria de torrefação). As estimativas da elasticidade preço da demanda interna de café realizadas por Carvalho (1974), Marques (1984) e Costa & Silva (2003) foram respectivamente -0,09 a -0,18, -0,06 e -0,07. Essas estimativas são bem semelhantes às obtidas no presente trabalho.

No tocante à elasticidade renda, é possível observar que para a série completa de consumo interno (1961 a 2002) o café verde brasileiro consumido pela indústria de torrefação é um bem inferior ($E_r = -0,09$). No entanto, o café passa a ser um bem normal ao se estimar o mesmo modelo para o período de 1970 a 2002 e, finalmente, considerando o período de 1980 a 2002, o valor da elasticidade renda aumenta ainda mais ($E_r = 0,39$). Este resultado pode estar associado ao desempenho de recuperação do consumo per capita de café ocorrido após 1986 (evidenciado pela figura 10 no capítulo 3). Carvalho (1974) encontrou elasticidades renda iguais a 0,27 a 0,54 em suas estimativas para o período de 1964 a 1971. No trabalho de Costa & Silva (2003), excluiu-se a variável PIB per capita do modelo por ter apresentado elevada correlação com outras variáveis e os melhores ajustes também foram obtidos com os dados tomados na forma logarítmica.

Pela estatística h de Durbin, apresentada na tabela 9 para os modelos 9, 10 e 11, rejeita-se a hipótese de presença de autocorrelação serial entre os resíduos com 95% de confiança, uma vez que os valores encontrados de h situam-se dentro do intervalo $-1,96 \leq h \leq 1,96$, conforme descrito no capítulo 2 (equação 29).

5 CONCLUSÕES

Este trabalho analisou as demandas por café brasileiro nos mercados doméstico e externo no período de 1961 a 2002. A preocupação maior deste trabalho foi, primeiro, caracterizar os principais mercados consumidores de café brasileiro e, em seguida, estimar equações de demanda por esse produto nos mercados selecionados. Esses são os EUA, Alemanha, Itália, França, Japão e o próprio Brasil.

Constatou-se na literatura revisada que pouco se conhece sobre as elasticidades preço e renda da demanda de café em termos de mercados específicos e, além disso, os últimos trabalhos disponíveis indicam que a demanda externa global por café brasileiro tem aumentado sua elasticidade preço. No entanto, essas constatações devem ser referendadas considerando estimativas específicas para cada mercado, pois esses resultados poderão melhor fundamentar políticas e estratégias para aumentar a demanda por café brasileiro. Isto foi a principal motivação do presente trabalho.

O café sempre foi um produto importante na pauta de exportação brasileira, apesar de diminuir essa importância ao longo do tempo. Os EUA foram, até a década de 1990, o principal comprador externo do produto brasileiro. No entanto, os EUA têm perdido importância na compra de café brasileiro, bem como esse produto tem perdido *market share* no mercado norte-americano. Em 1961, os EUA absorveram 50,6% das exportações de café brasileiro e em 2001 apenas 13,4%. O Brasil foi responsável por 38,4% das importações norte-americanas de café verde em 1961, e em 2001 por 14,5%. Esse fraco desempenho das exportações brasileiras de café para os EUA justificam a presença de elasticidade-renda negativa na demanda norte-americana por café brasileiro. Para o período de 1962 a 2001, a elasticidade-renda encontrada foi de -0,68, caracterizando o produto brasileiro como bem inferior nos EUA. Ao longo do

tempo, a situação tem se deteriorado, pois nos períodos de 1970 a 2001 e 1980 a 2001 as elasticidades renda foram de -0,71 e -0,82, respectivamente. Tal situação poderia ser atribuída à diminuição da preferência norte-americana por café brasileiro em favor de outras bebidas. No entanto, nenhuma das regressões estimadas apresentou o sinal esperado (positivo) para a variável bebida alternativa. Esses resultados indicam que o mercado norte-americano não deve ser mais considerado como prioritário nas exportações de café verde e um novo produto deve ser considerado para exportar para esse país. Um exemplo desse novo produto são os chamados cafés especiais.

A Alemanha, recente país re-exportador de café verde, aumentou sua importância na absorção das exportações brasileiras de café, passando de 4,3% em 1961 para 19,4% em 2001. Atualmente, a Alemanha é o maior comprador de café brasileiro, e o produto brasileiro também têm aumentado o seu *market share* nas compras alemãs de café. Em 1961, o produto brasileiro representou 18,4% das importações alemãs de café e em 2001, 29,1%. Esses resultados estão coerentes com o fato da demanda alemã por café brasileiro apresentar elasticidade renda positiva e que tem aumentado ao longo do tempo. No período de 1962 a 2002, a elasticidade-renda da demanda alemã por café brasileiro foi de 0,40, passando a 0,53 no período de 1970 a 2002 e a 0,48 no período de 1980 a 2002.

A Itália é o terceiro maior país importador de café do Brasil. Apesar das exportações brasileiras de café terem aumentado para a Itália no período de 1961 a 2002, o *market share* do Brasil nas importações totais de café pela Itália tem diminuído. Em 1961, o Brasil respondeu por 49% das importações globais de café pela Itália e em 2001 por 32,8%. O café brasileiro é um bem normal na Itália, com elasticidade-renda positiva e crescente ao longo do tempo. No período de 1962 a 2002, a elasticidade-renda da demanda italiana por café brasileiro foi de 0,23, passando a 0,30 no período de 1970 a 2002 e a 0,61 no período de 1980 a 2002.

As exportações brasileiras de café para a França aumentaram de 1961 a 2002, mas o Brasil praticamente manteve seu *market share* nesse mercado. Em 1961, o Brasil respondeu por 15,9% das importações globais de café da França e em 2001, por 17,5%. O produto brasileiro na França tem se caracterizado como um bem inferior, ou seja, com elasticidade-renda negativa. No período de 1962 a 2002, a elasticidade-renda da demanda

francesa por café brasileiro foi de -0,15, passando a -0,69 no período de 1970 a 2002 e a -1,50 no período de 1980 a 2002. Portanto, a França, assim como os EUA, não é um mercado promissor para as exportações brasileiras de café verde, devendo os produtores brasileiros procurarem um novo produto a ser exportado para o mercado francês.

O Japão aumentou expressivamente as importações de café brasileiro no período de 1961 a 2000, absorvendo, em 2001, cerca de 7,5% das exportações brasileiras desse produto. Ao mesmo tempo, o Brasil ampliou o seu *market share* no mercado japonês, respondendo por 15,8% das importações japonesas de café em 1961 e por 24,7% em 2001. No Japão, o café brasileiro é um bem normal. No período de 1962 a 2002, a elasticidade-renda da demanda japonesa por café brasileiro foi de 1,01, passando a 0,91 no período de 1970 a 2002 e a 0,52 no período de 1980 a 2002.

O mercado doméstico é, atualmente, o segundo maior consumidor do produto brasileiro. De 1965 a 1986, a demanda doméstica per capita de café diminuiu, mas a mesma vem aumentando desde 1987. Ao mesmo tempo, o produto passou de bem inferior a bem normal para o consumidor brasileiro. No período de 1961 a 2002, a elasticidade-renda da demanda doméstica por café brasileiro foi de -0,09, passando a 0,16 no período de 1970 a 2002 e a 0,39 no período de 1980 a 2002.

Os resultados acima indicam que na Alemanha, Itália, Japão e no mercado doméstico ainda é possível esperar novos aumentos da demanda de café verde na medida que essas economias cresçam.

De modo geral, em todos os períodos considerados no presente trabalho (de 1961 a 2002, de 1970 a 2002 e de 1980 a 2002) e para todos os mercados, o café é um produto de demanda inelástica a variações de preço e essa inelasticidade pouco tem se alterado ao longo do tempo. Assim, resultados que indicam diminuição da inelasticidade da demanda global por café exportado pelo Brasil (como os trabalhos de Almeida, 1993 e Alvim et al. 2003) se explicam pelo incremento das exportações brasileiras de café para novos mercados, não considerados no presente trabalho.

Como a demanda por café brasileiro nos principais países consumidores (explorado neste trabalho) não tem se tornado menos inelástica, é possível que novos mercados (não considerados neste trabalho), como a China, por exemplo, estejam apresentando demanda

mais elástica pelo café brasileiro. Assim sendo, as considerações sobre elasticidades da demanda global por café são distintas das estimativas realizadas por mercado separadamente, onde se inserem as contribuições deste trabalho.

Há que se destacar que os novos mercados conquistados pelo café brasileiro ainda apresentam séries de dados anuais curtas, o que inviabiliza análises semelhantes às que foram realizadas para os mercados tradicionais neste trabalho.

De modo a complementar os estudos já existentes e enriquecer as discussões sobre este setor, sugerem-se, para trabalhos futuros, estudos exploratórios dos mercados emergentes e potenciais consumidores de café brasileiro, uma vez que pouco se conhece acerca do perfil da demanda destes mercados e sua importância tem aumentado sistematicamente.

A análise do problema da não estacionariedade das séries, bem como o teste de co-integração, não realizado no presente trabalho, também poderiam trazer maiores contribuições para a interpretação dos resultados das estimativas, por se tratar de uma alternativa eficiente para se lidar com as séries não estacionárias.

ANEXOS

ANEXO A

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Kingston (1939)	Estimar a demanda mundial pelo café brasileiro.	1927-1937	$D = a + bP + cT$ (linear) $D = A \cdot P^a \cdot e^{bT}$ (marshalliano). D = demanda mundial pelo café brasileiro P = preço T = tempo	Séries temporais anuais (DNC)	Demanda de café é inelástica a preço ($E_p = -0,14$) e cada vez maior. A evolução da demanda por café tende para uma progressiva redução da elasticidade-preço.	$R^2 = 67,4$ e $60,1\%$ (mod. linear e marshalliano)/reduzido n° de dados e período conturbado no mercado de café. Observa correlação positiva entre preço do café brasileiro e estoques de cafés nos países consumidores, o que é inconsistente com o esperado.
Delfim Netto (1962)	Determinar a elasticidade de substituição com relação ao café colombiano. Variação da importação americana do Brasil e da Colômbia quando os preços dos dois cafés se alteram.	1922-1939	$X_1 = b_{11} + b_{12}X_2 + b_{13}X_3$, sendo: $X_1 = Q_b/Q_c$ (razão de quantidade) Q_b = quantidade importada de café brasileiro; Q_c = quantidade importada de café colombiano; $X_2 = P_b/P_c$ (razão de preços); P_b = preço café brasileiro; P_c = preço café colombiano; X_3 = tempo medido em anos onde $1922 = 1$ (variável tempo).	Séries temporais anuais. Dados de importações dos EUA de cafés brasileiros e colombianos coletados do Anuário Estatístico da Superintendência dos Serviços do Café (Secretaria da Faz. de SP).	Calcularam-se elasticidades para todos os anos. A elasticidade de substituição do café brasileiro pelo colombiano foi constantemente menor do que 1. Os coeficientes mostram que uma variação de cerca de 1% na relação de preços conduzia em média a uma alteração de 0,5% na relação de quantidades.	$R^2 = 85\%$. F significativo a 5%. A introdução da variável tempo no modelo é devido à alteração dos hábitos de consumo. O autor refere-se que o estudo do efeito renda e efeito substituição mostram, entretanto, que variações na renda nacional praticamente não produzem nenhuma alteração sensível nas preferências dos consumidores no sentido de induzi-los a consumir uma mistura de melhor qualidade média. O autor não faz uso de variáveis <i>dummy</i> e ressalta não ser possível estender a análise para períodos posteriores a 1939 devido às modificações na comercialização introduzidas pela guerra.

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados																		
Delfim Netto (1955)	Estimar a demanda norte-americana por café verde oriundo de várias origens (demanda em nível de varejo).	1925-1952	$X_1 = \alpha + \beta_1 X_2 + \beta_2 X_3$, sendo: X_1 = consumo <i>per capita</i> de café verde nos EUA X_2 = preço corrigido no varejo X_3 = renda nacional corrigida <i>per capita</i> .	Séries temporais anuais. Boletim de Estatística de la Federación Nacional de Cafeteros; Bogotá e Department of Commerce USA.	$X_1 = 10,16 - 0,0709X_2 + 0,0082X_3$. ($R^2 = 0,87$) Mantido o preço constante, uma modificação de 100 dólares no nível da renda nacional conduz a um acréscimo de 0,8 libras no consumo <i>per capita</i> e que uma modificação de 10 cents no preço do café no varejo produz uma modificação de 0,7 libras. A demanda do consumidor é consideravelmente inelástica, variando (na época) dentro do intervalo relevante da seguinte forma: <table><tr><td>preço</td><td>renda</td><td>E_p</td></tr><tr><td>30</td><td>1500</td><td>- 0,10</td></tr><tr><td>80</td><td>1500</td><td>- 0,38</td></tr></table> Da mesma forma pode-se observar a E_r : <table><tr><td>preço</td><td>renda</td><td>E_r</td></tr><tr><td>60</td><td>1500</td><td>0,68</td></tr><tr><td>60</td><td>500</td><td>0,41</td></tr></table> Assim sendo, dentro da faixa que na época interessava, o consumo de café era acentuadamente inelástico tanto com relação à renda, tanto com relação aos preços, sendo a E_r consideravelmente maior do que a E_p , isto é, para uma mesma modificação percentual, as modificações do consumo são mais sensíveis às modificações na renda do que dos preços.	preço	renda	E_p	30	1500	- 0,10	80	1500	- 0,38	preço	renda	E_r	60	1500	0,68	60	500	0,41	Os dados têm qualidade duvidosa segundo o autor, o que impede a utilização de modelos mais sofisticados ou de elasticidade constante. Além do que, do ponto de vista prático, as interpretações seriam mais complicadas. A utilização de métodos de estimação mais refinados ou modelos mais complicados implica uma série de hipóteses restritivas que só podem ser levantadas à custa de uma considerável complicação de cálculo, cuja justificação é duvidosa face à qualidade dos dados. O consumo é calculado através das importações, reexportações e variações do estoque, sendo, portanto, estimativas.
preço	renda	E_p																						
30	1500	- 0,10																						
80	1500	- 0,38																						
preço	renda	E_r																						
60	1500	0,68																						
60	500	0,41																						

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Daly (1958)	Estimar a demanda norte-americana por café.	1922-1941 e 1947-1957 (exceto 1950 e 1951)	$\log q = k + b \log p + c \log l$ sendo q = consumo de café (equivalente café verde) por pessoa acima de 15 anos; p = preço no varejo deflacionado; l = renda real <i>per capita</i> .	Séries temporais anuais. Fonte: USDA.	As variáveis são expressas em logaritmos para representar mudanças proporcionais entre as variáveis. $R^2 = 0,88$ (1922 – 1941): $E_p = -0,26$ e $E_r = 0,23$ (1947 – 1957): $E_p = -0,30$ e $E_r = 0,10$ (não significativo)	Ao incluir uma variável de tendência, o autor observou sinal negativo para a elasticidade-renda o que é inconsistente com resultados esperados. Ele resalta que a magnitude das variações estatísticas dependem muito do método e do período utilizado. Os anos de 1950 e 1951 foram excluídos da análise por terem sido marcados pela guerra da Coreia. Os preços de café aumentaram com severidade nos períodos de guerra. A E_r no segundo período estudado não foi estatisticamente significativa
Paniago (1963)	Estimar a curva de demanda de café, a curto prazo, para o mercado de café nos EUA.	1918-1961	$\log Y = \alpha + \beta_1 \log X_1 + \beta_2 \log X_2 + \beta_3 \log X_3 + e$, sendo: Y = consumo americano <i>per capita</i> ; X_1 = preço médio; X_2 = renda média <i>per capita</i> ; X_3 = tempo.	Séries temporais anuais.	E_p da demanda = $-0,11$ e $E_r = 0,27$ Após eliminar o efeito das variações em renda, um aumento de 10% no preço do café resultou numa redução de seu consumo de pouco mais de 1%. Aumentos de renda resultaram em aumentos no consumo de café no período estudado, porém, este efeito parece ter sido moderado no final da série.	Um modelo semelhante incluindo preço médio de chá não mostrou resultados estatisticamente significativos. O autor analisa preços dos EUA porque os preços americanos indicam preços mundiais de café, ajustados pelo IPC. Para se estimar a discrepância no ciclo preço-produção de café, tanto uma análise individual como as de várias combinações do segundo ao oitavo ano precedentes foram feitas, antes de estimar o modelo de demanda, sendo que a melhor estimativa é dada pelo modelo: $Y_t = \alpha + \beta_1 X_{t-5} + \beta_2 X_{t-6} + e$, sendo Y_t (produção de café exportável) e X (preço médio ajustado em t-5 e t-6 anos).

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Delfim Netto & Pinto (1965)	Estimar a demanda norte-americana total de café (modelo 1) e a demanda norte-americana pelo café brasileiro (modelo 2).	1954-1965	<p>Modelo 1. $Q_t = F(P_t, X_t)$, sendo: Q_t = Importação total de café pelos EUA; P_t = preço de importação médio; X_t = variável <i>dummy</i> (1=inverno e 0=verão);</p> <p>Modelo 2. $Q_b = m(Q_t)^{a_1} \left(\frac{P_b}{P_t} \right)^{a_2} X_1^{a_3} X_2^{a_4}$ Q_b = Importações norte-americanas de café brasileiro; P_b/P_t = preço do <i>blend</i>/preço do café brasileiro; X_2 = % café verde que se transforma em solúvel.</p>	Séries temporais semestrais inverno (Abril-Set) e verão (Out-Mar).	<p>Modelo 1. $E_p = -0,4$, ou seja, uma redução de 1% nos preços provoca um aumento de 0,4% no volume importado pelos EUA. $\frac{1}{4}$ das variações são descritas em termos de apenas duas variáveis: preço e tempo. Modelo 2: Altíssimo coeficiente de elasticidade-preço cruzada ($\neq E_p$ da demanda) com relação aos preços relativos (≈ 6), ou seja, quando o preço do <i>blend</i> (0,7 suaves + 0,3 robustas) cresce 1% com relação ao preço do café brasileiro, as importações americanas de café brasileiro crescem 6%. 4/5 das variações podem ser explicadas pelo conhecimento de 4 variáveis estudadas (Q_b, P_b/P_t, X_1 e X_2).</p>	<p>O poder explicativo das variáveis no modelo 1 atinge 75%. O curto período utilizado não permite entender a <i>E_r</i> devido à pequena variação da população e renda. O poder explicativo das variáveis no modelo 2 atinge 79% e todas as variáveis são significativas a 5%. Embora, em níveis globais, a demanda de café possa ser considerada inelástica, a demanda para cada tipo de café (brasileiro, suave e/ou africano) depende fundamentalmente dos diferenciais de preço entre eles. Um aspecto intrigante dessa análise de regressão reside no fato de que toda a tendência crescente da série das importações (cerca de 1% ao ano) é descrita pela tendência decrescente dos preços, isto é, a rápida expansão da população e o crescimento da renda <i>per capita</i> parecem pouco ter a ver com o fenômeno. Isto se deve provavelmente ao curto período considerado e à pequena variação da população e da renda <i>per capita</i> quando comparada com a dos preços. Não se pode concluir, portanto, que a elasticidade-renda é nula, afirmação que tem constado em alguns documentos oficiais.</p>

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados																				
Bacha (1968)	Estimar a demanda de café em pó e solúvel em nível do consumidor no mercado norte-americano.	1951-1965 Estimou por MQO e MQ Dois Estágios	Café em pó: $Q_{1t} = \alpha_{10} + \alpha_{11} \frac{P_t}{P_t} + \alpha_{12} \frac{P_{2t}}{P_t} \beta_1 \frac{1}{y_t^*} + \gamma$ $D + \psi_{1t}$, sendo: Q_{1t} = consumo de café comum nos EUA, em mil sacas de café torrado; P_{1t} = preço ao consumidor de café comum nos EUA, em centavos de dólar por libra torrada; P_t = índice de preços de alimentos aos consumidores nos EUA; P_{2t} = preço ao consumidor de café solúvel nos EUA, em mil sacas de café torrado; y_t^* = renda pessoal disp.nos EUA D = variável <i>dummy</i> (sendo 0 =51/53 e 1=54/65)	Séries temporais anuais	Elasticidade com respeito a: <table><tr><th>Método</th><th>Pr. pó</th><th>Pr. sol.</th><th>renda</th></tr><tr><td>Pó (MQO)</td><td>-0,154</td><td>0,107</td><td>0,354</td></tr><tr><td>Pó (MQ2E)</td><td>-0,591</td><td>0,518</td><td>0,572</td></tr><tr><td>Sol. (MQO)</td><td>0,391</td><td>-1,128</td><td>n.s.</td></tr><tr><td>Sol. (MQ2E)</td><td>0,366</td><td>-1,059</td><td>n.s.</td></tr></table> Sabe-se que a demanda de café verde é igual à soma das quantidades demandadas para a produção de café solúvel e comum. Determinando-se a elasticidade-preço da demanda de café verde no ponto médio da amostra, obteve-se -0,17, mostrando que a demanda nos EUA é bastante inelástica em relação ao preço.	Método	Pr. pó	Pr. sol.	renda	Pó (MQO)	-0,154	0,107	0,354	Pó (MQ2E)	-0,591	0,518	0,572	Sol. (MQO)	0,391	-1,128	n.s.	Sol. (MQ2E)	0,366	-1,059	n.s.	As estimativas das elasticidades-preço do café comum em relação ao próprio preço, ao preço do café solúvel e à renda, obtidos pelos dois métodos de estimação são bastante diferentes, devido ao problema de simultaneidade. Verificou-se que o café não é um bem inferior, sendo que, para o café em pó, o valor obtido para Er via MQO foi de 0,354 e para MQ2estágios a Er foi de 0,572, ou seja, um bem normal. A multicolinearidade entre os preços nos modelos utilizados foi um problema que deve ter surgido na estimação dos parâmetros. De modo a corrigir isto, o autor estimou os parâmetros sem impor nenhuma restrição, obtendo-se então certas proporções entre os coeficientes das variáveis preços. Estas proporções foram impostas como restrições, numa segunda estimativa das mesmas equações. Por exemplo, se na 1ª estimativa o valor encontrado para $\hat{\alpha}_{11} + 6,0 \hat{\alpha}_{12}$ foi igual a zero, o modelo passou então a ser dado por: $Q_{1t} = \alpha_{10} - \alpha_{12} \left(6,0 \frac{P_t}{P_t} - \frac{P_{2t}}{P_t} \right) + \beta_1 \frac{1}{y_t^*} + \gamma_1 D + \psi_{1t}$ Após a correção do problema de multic. todos os coeficientes estimados tiveram os sinais esperados.
Método	Pr. pó	Pr. sol.	renda																							
Pó (MQO)	-0,154	0,107	0,354																							
Pó (MQ2E)	-0,591	0,518	0,572																							
Sol. (MQO)	0,391	-1,128	n.s.																							
Sol. (MQ2E)	0,366	-1,059	n.s.																							

Quadro 6 — Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Abaelu & Manderscheid (1968)	Estimar a demanda norte-americana de café verde por variedade: <i>milds</i> (Colômbia), <i>brazils</i> (Santos 4-NY) e <i>robustas</i> (africanos).	1953-1961	Modelo para estimativa do café brasileiro: (Sistema de 3 equações simultâneas) $Y_3 = \lambda_4 + \alpha_4 Y_2 + \alpha_5 Y_7 + \alpha_6 Y_7 + \beta_8 X_1 + \beta_9 X_2 + U_4 \text{ (Eq. 4)}$ $Y_7 = \lambda_5 + \beta_{10} Y_7 + \beta_{11} X_8 + U_5 \text{ (Eq. 5)}$ $Y_7 = \lambda_6 + \beta_{12} X_5 + \beta_{13} X_7 + \beta_{14} X_9 + U_6 \text{ (Eq. 6)}$ $Y_3 = \text{preço café brasileiro deflacionado,}$ $Y_2 = \text{preço café mild (Colômbia)}$ $Y_7 = \text{importação americana de café do Brasil per capita;}$ $Y_7 = \text{estoque de café Brasil nos EUA;}$ $X_1 = \text{Produção dos EUA de café processado per capita defasado;}$ $X_2 = \text{renda disponível nos EUA deflacionada;}$ $X_5 = \text{Produção dos EUA de café processado per capita;}$ $X_7 = \text{expectativa de preço café brasileiro (média de 2 anos);}$ $X_8 = \text{estoque per capita Brasil;}$ $X_9 = \text{Exportação do Brasil para os EUA.}$	Séries temporais trimestrais. Fontes: Annual Coffee Statistics (Pan American Coffee Bureau), US Department of Commerce Publications of Coffee Inventory and roasting, Sugar and Tropical Products Division of the USA.	<p><u>Estimativa do café brasileiro (Santos 4 NY).</u> Eq. 4: $R^2 = 0,93$, Eq. 5: $R^2 = 0,07$, Eq. 6: $R^2 = 0,08$, ou seja, as equações 5 e 6 não tiveram bons ajustes.</p> <p>Price-flexibility* = -0,21 (Ep) Income-flexibility* = -0,89 (Er) (bem inferior). * Ele cita a diferença entre price e income-flexibility e Ep e Er da demanda.</p> <p><u>Estimativa dos milds (café colombiano).</u> Er = 0,39 e Ep = -0,18</p> <p><u>Estimativa dos robustas (café africanos).</u> Er = -1,89 e Ep = -0,36</p> <p>Contribuição: o autor separa os 3 principais tipos de cafés importados pelos EUA (<i>milds</i>, <i>brazils</i> e <i>robustas</i>) para se estimar Ep e Er e verificar se os cafés podem ser tratados como produto homogêneo. Observou-se que os três tipos de cafés são substitutos entre si. O coeficiente da variável preço do café <i>mild</i> na estimativa do café brasileiro foi positivo e significativo e assim sucessivamente para as relações de preço entre os outros cafés.</p>	Segundo o autor, a fórmula utilizada para calcular o R^2 (padrão para Modelo Clássico de Regressão Linear) não se aplica a sistemas de equações simultâneas e foi usada somente para comparar os diferentes estimadores. As estimativas das equações 5 e 6 desapontaram como pode ser visto nos R^2 's. O autor ressalva que a equação 6 precisa de uma revisão dos parâmetros e pode conter erros de especificação do modelo. Os dados utilizados podem não ser confiáveis, segundo o autor, e uma base de dados sobre café (por tipo) tal como estudado não está disponível. As relações observadas na demanda americana de café e a variável renda não são interessantes, uma vez que classifica os cafés brasileiros e robustas como bens inferiores, contrastando com a maioria das estimativas feitas até o momento.

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Viacava (1973)	Determina níveis de preços que mantêm o café brasileiro no mercado norte americano conforme a cota da OIC.	1965-1970	<p>1º modelo</p> $Q_2 = a_0 + a_1(p_1/p_2) + a_2(p_2/p_2) + a_3Q_T$ <p>2º modelo</p> $Q_2 = a_0 + a_1(p_1/p_2) + a_2(p_2/p_2) + a_3D + a_4(p_1/p_2)D + a_5(p_2/p_2)D + a_6Q_T$ <p>sendo:</p> <p>Q_2 = Importações de café brasileiro pelos EUA;</p> <p>P_1 = preço dos cafés robusta</p> <p>P_2 = preço do café brasileiro</p> <p>P_3 = média aritmética dos preços dos cafés "suaves colombianos" e "outros suaves"</p> <p>Q_T = quantidade total de café importada pelos EUA (mensal)</p>	Séries temporais mensais (IBC/DEC)	<p>Não estima elasticidades apesar de estimar equações de demanda americana pelo café brasileiro.</p> <p>(1º modelo) ($R^2 = 0,674$)</p> <p>(2º modelo) ($R^2 = 0,744$)</p>	<p>Os melhores resultados para o 1º modelo são encontrados utilizando-se de faixas t-3 para (p_1/p_2) e t-2 para (p_2/p_2).</p> <p>Divide a série em 2 períodos e testa o modelo 1</p> <p>Usa o 2º modelo com <i>dummies</i> de modo a neutralizar os problemas estruturais regredindo a série inteira.</p>

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Finageiv (1976)	Estimar as elasticidades de demanda de exportação de café brasileiro no mercado mundial e suas relações com a parcela de mercado do produto nacional no mercado mundial.	1952-1973	<p><u>Modelo de demanda:</u></p> $\log Y_d = \log \alpha + \beta_1 \log X_1 + \beta_2 \log X_2 + \beta_3 \log X_3 + U_t$ <p>sendo:</p> $Y_d = \text{quantidade total exportada de todas origens}$ $X_1 = \text{preço médio café}$ $X_2 = q_{-1} \text{ (quantidade com retardamento de 1 ano)}$ $X_3 = \text{variável de tendência.}$ <p><u>Modelo de oferta:</u></p> $\log Y_s = \log \gamma + \pi_1 \log Z_1 + \pi_2 \log Z_2 + \pi_3 \log Z_3 + U_t \text{, sendo:}$ $Y_s = \text{quantidade exportada de café do resto do mundo;}$ $Z_1 = \text{preço médio do café não brasileiro no ano } t-6;$ $Z_2 = Y_s \text{ com retardamento de 6 anos;}$ $Z_3 = \text{variável de tendência.}$ <p>A Ep da demanda de exportação do Brasil é calculada a partir da equação:</p> $Ep = \frac{\beta_1}{K_i} - \frac{\pi_1 k}{K_i} \text{, sendo:}$ $K_i = \text{parcela de mercado do país;}$ $k = \text{parcela de mercado do resto do mundo, ou seja, } 1-K_i;$ $\beta_1 = Ep \text{ da demanda mundial de café exportado de todas as origens;}$ $\pi_1 = Ep \text{ da oferta dos países competidores (estimado no modelo de oferta).}$	Séries temporais anuais (Anuário Estatístico do Café - NY, Escritório Pan-Americano do Superintendenci a do Serviço do Café - SP).	<p>$R^2 = 0,92$</p> <p>Ep da demanda de exportação de café brasileiro = -0,46, para $K_i = 0,37$ ou 37% (parcela de mercado do país).</p> <p>A parcela de mercado (K_i) e a Ep da demanda de exportação são de natureza inversa, ou seja, a medida em que se aumenta a parcela de mercado de dado país, se reduz a Ep da demanda. Assim sendo, os resultados indicam que se tornando cada vez menor a parcela brasileira no mercado mundial, a elasticidade-preço da exportação do café brasileiro torna-se maior. Desta forma, a diminuição da parcela brasileira no mercado mundial torna a demanda do seu produto mais elástica.</p>	<p>Não aplicou o DW porque a variável endógena defasada utilizada no modelo torna este teste inapropriado na opinião do autor. Foi utilizada a estatística de Theil-Nagar assumindo ($\rho^2 = 0,23$) para a equação de demanda. Observaram-se baixos níveis de correlação serial. Não ocorreram processos autoregressivos de 1ª ordem, de Markov, uma vez que não houve significância desejável na regressão do erro em t sobre o erro em t-1, sendo a ocorrência do esquema autoregressivo de 1ª ordem condição indispensável para aplicar-se o DW.</p>

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados																					
Tamaki & Larson (1982)	Estima a demanda em nível do consumidor pelo café brasileiro (em pó e solúvel) em sete países selecionados: EUA, Suíça, Canadá, Japão, Finlândia, Inglaterra e Alemanha.	Suíça (68-77) Canadá (61-77) Japão (68-77) Finlândia (70-77) Reino Unido (73-77) Alemanha (72-77)	$C_i^j = a_i + \sum b_j X_i^j + d_i R_i$, onde: i = país consumidor j e k = tipo de café (em pó e solúvel) C = consumo em kg <i>per capita</i> ; X = preço ao nível do consumidor; R = renda pessoal disponível <i>per capita</i> ; Resumidamente: $C = a + bX + dR$	Séries temporais curtas (mas suficientes para estimação por MQO).	<p>Para o café em pó, observou-se que a demanda torna-se menos elástica à medida que seu consumo <i>per capita</i> aumenta, como pode ser visto para a Finlândia, onde se verifica no período um dos maiores consumos <i>per capita</i> de café em pó. Ressalta-se a alta Ep do Japão que apresenta consumo baixo entre os consumidores.</p> <p>Os resultados da Er revelam que se pode afirmar com segurança que o café solúvel é um produto normal, tendo valores relativamente altos de Er. Já para o café em pó, os resultados reforçam a suspeita de que o seu consumo esteja próximo da saturação, confirmando os resultados obtidos para os EUA.</p> <table><tr><th></th><th>Ep</th><th>Er</th></tr><tr><td>Suíça*</td><td>-0,103</td><td>-0,054</td></tr><tr><td>Canadá*</td><td>-0,391</td><td>-0,026</td></tr><tr><td>Japão*</td><td>-0,81</td><td>2,590</td></tr><tr><td>Finlândia*</td><td>-0,094</td><td>-0,161</td></tr><tr><td>RU**</td><td>-0,635</td><td>5,830</td></tr><tr><td>Alemanha **</td><td>-0,805</td><td>0,060</td></tr></table> <p>*Elasticidades para café em pó. **Elasticidades para café solúvel.</p> <p>A variável renda é usada em alguns casos em seu inverso, baseado na pressuposição de que o consumo de café tenha atingido níveis próximos aos de saturação. Portanto, assim pensando, espera-se um sinal negativo para o coeficiente da variável renda, o que traduz em elasticidade positiva, portanto revelando-se ser um produto normal. Para a renda utilizada em valores normais, espera-se um coeficiente positivo, pois se assume que é um produto normal.</p>		Ep	Er	Suíça*	-0,103	-0,054	Canadá*	-0,391	-0,026	Japão*	-0,81	2,590	Finlândia*	-0,094	-0,161	RU**	-0,635	5,830	Alemanha **	-0,805	0,060	<p>As séries temporais utilizadas no trabalho são de certa forma pequenas, o que parece dificultar generalizações. O período das estimativas varia conforme o país analisado, chegando a ser somente de 5 anos a série como no caso do Reino Unido. Diante das estimativas apresentadas, pode-se observar que o teste F foi significativo somente a 5% para Finlândia, Reino Unido e Alemanha quando analisado o mercado de café solúvel. Para estes três mercados não houve resultados significativos até 5% de probabilidade nas estimativas t de Student. Para Suíça, Canadá e Japão raramente se observou significância ao nível de 1% de probabilidade, e em alguns casos não houve resultados significativos para o teste t, como na estimativa do parâmetro preço.</p> <p>Os dados disponíveis impõem certas limitações no modelo. As séries têm diferentes tamanhos para os países estudados. Não são apresentados todos os resultados das regressões – os omitidos concordam com outros trabalhos.</p>
	Ep	Er																									
Suíça*	-0,103	-0,054																									
Canadá*	-0,391	-0,026																									
Japão*	-0,81	2,590																									
Finlândia*	-0,094	-0,161																									
RU**	-0,635	5,830																									
Alemanha **	-0,805	0,060																									

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Almeida (1993)	Identificar os efeitos da política de minidesvalorizações cambiais brasileira sobre a receita de exportações de café. Para tanto, foram realizadas estimativas da demanda de exportação de café do Brasil.	1970 - 1989	$\ln X_t^p = b_0 + b_1 \ln PX_t + b_2 \ln T + b_3 \ln RW_t + v_t$ <p>sendo que:</p> $X_t^p = \text{Índice de quantidade demandada de café do Brasil no mercado mundial (1985=100), no ano } t;$ $PX_t = \text{Índice de preço médio real de café do Brasil no mercado mundial (1985=100), no ano } t;$ $RW_t = \text{Índice de preço médio real de café no mercado mundial (1985=100), no ano } t;$ $T = \text{é a variável tempo ou tendência, que tenta captar mudanças na preferência dos consumidores (1970=1, 1971=2, ..., 1989=20);}$ $RW_t = \text{Índice de renda a preços constantes dos países industrializados (1985=100), no ano } t;$ $v_t = \text{erro aleatório.}$	Séries temporais anuais. Estimativa por MQO. Fontes: FGV, IBGE e IMF (International Financial Statistics).	$R^2 = 0,5093$. Todos os coeficientes apresentaram sinais esperados, sendo os mesmos estatisticamente significativos a 1%. $E_p = -1,5494$, ou seja, a demanda externa de café do Brasil é elástica em relação a preço. $E_r = 2,438$, o que caracteriza uma demanda externa como sendo do tipo renda-elástica.	A matriz de correlação linear entre as variáveis incluídas na equação estrutural de demanda indicou a presença de multicolinearidade alta entre as variáveis RW_t e T . Mesmo se tendo conhecimento de que a multicolinearidade aumenta a variância dos estimadores, preferiu-se manter a equação em sua forma original, tendo em vista que a literatura especializada informa que a omissão de uma variável importante introduz tendenciosidade nos parâmetros estimados. Os resultados encontrados neste estudo evidenciam que outras variáveis, além do preço, são de suma importância na determinação das quantidades de café transacionadas pelo Brasil no mercado internacional, e que, por esta razão, não devem ser negligenciadas, o que seria feito se admitisse a hipótese de demanda perfeitamente elástica.

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Alvim et al. (2003)	Estimar uma equação de demanda global de exportações brasileiras de café em grãos.	1980 - 2001	$Dexp = \alpha + \beta_1 PCaf\acute{e} Bras. + \beta_2 PCaf\acute{e} Colomb + \beta_3 Emundial$ Sendo que: Dexp = exportações brasileiras de café verde, em sacas de 60 kg; PCafé Brás = preço do café brasileiro no mercado internacional, em US\$/sacas de 60 kg; PCafé Colomb = preço do café colombiano no mercado internacional em US\$/sacas de 60 kg; Emundial = exportações mundiais de café, em sacas de 60 kg. O modelo também foi estimado com dados tomados em logaritmos neperianos.	Séries temporais anuais. Estimativa por MQO. Fontes: ABECAPÉ (Associação Brasileira dos Exportadores de Café) e FAO (Food and Agricultural Organization of the United Nations).	$R^2_{ajust.} = 0,66$. Todos os coeficientes apresentaram sinais esperados. Ep = -0,953 (dados normais) e -1,16 (dados logaritimizos) – a demanda externa de café brasileiro tem se tornado mais elástica. Er = 0,42 (dados logaritizados) e 0,52 (dados normais) o que permite dizer que o café exportado pelo Brasil é um bem normal.	A variável Emundial foi significativa a 10% (modelo logaritizado), sendo os demais parâmetros todos significativos a 5% e a 1% (modelo normal e logaritizado). As elasticidades encontradas próximas de um, estão associadas ao fato do período em análise ser caracterizado por preços decrescentes do café e por políticas agressivas dos países produtores em exportar o produto.

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Silva & Maia (2003)	Verificar o impacto de choques na renda externa, na taxa de câmbio real efetiva e no preço de exportação do café em grãos sobre as exportações de café.	1961 - 2001	<p>Modelo empírico: (sistema de equações)</p> $\begin{aligned} \dot{y} &= b_{10} + b_{11}y_{-1k} + b_{12}TCR_{-1t} + b_{13}P^*_{-1t} + b_{14}X_{-1t} + \varepsilon_{1t} \\ TCR_t &= b_{20} + b_{21}y_{-1t} + b_{22}TCR_{-1t} + b_{23}P^*_{-1t} + b_{24}X_{-1t} + \varepsilon_{2t} \\ P^*_{-1t} &= b_{30} + b_{31}y_{-1t} + b_{32}TCR_{-1t} + b_{33}P^*_{-1k} + b_{34}X_{-1k} + \varepsilon_{3t} \\ X_t &= b_{40} + b_{41}y_{-1t} + b_{42}TCR_{-1t} + b_{43}P^*_{-1t} + b_{44}X_{-1k} + \varepsilon_{4t} \end{aligned}$ <p>Sendo:</p> $y^* = \text{renda externa (importações mundiais);}$ $P^* = \text{preço de exportação do café em grão;}$ $X_t = \text{valor das exportações de café em milhões de dólares.}$	<p>Séries temporais anuais. Dados do IPEA, IBGE e FAO. Dados transformados em logaritmos.</p> <p>O sistema não pode ser estimado por MQO, pois os choques podem ter efeitos contemporâneos diretos e indiretos sobre as variáveis. O sistema foi transformado em um vetor auto-regressivo.</p>	<p>Não foram estimadas elasticidades-preço e renda da demanda.</p> <p>Visto que as variáveis são co-integradas ou apresentam relação de equilíbrio no longo prazo, estimou-se um modelo VAR (1) submetido a correção de erros e observou-se os gráficos de impulso-resposta para analisar a resposta das exportações de café a choques na renda externa, taxa de câmbio real efetiva e no preço de exportação do café em grãos. Foi realizado o teste de raiz unitária (<i>Augmented Dickey-Fuller</i>) e teste de co-integração (<i>Johansen-Juselius</i>).</p>	<p>Este trabalho utiliza uma metodologia adequada para lidar com o problema da estacionariedade das séries temporais econômicas. Porém, o modelo empírico estimado agrega o valor das exportações mundiais não sendo objetivo do trabalho fazer inferências isoladas dos mercados consumidores.</p>

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados																														
Viana et al. (2003)	Analisar a sensibilidade da demanda internacional pelos diferentes tipos de café, nos diferentes mercados, às alterações de preços, considerando uma diferenciação do produto conforme o país ou região exportadora.	1975 - 2000	Modelos empíricos: $\ln Q_t = \ln b_0 + \ln P_t + \ln(\varepsilon_t)$ $\ln Q_t = \ln b_0 + \ln P_t + \ln Y_t + \ln(\varepsilon_t)$ $\ln Q_t = \ln b_0 + \ln P_t + \ln(Q_t)_{t-1} + \ln(\varepsilon_t)$ $\ln Q_t = \ln b_0 + \ln P_t + \ln Y_t + \ln(Q_t)_{t-1} + \ln(\varepsilon_t)$ sendo que: Q_t = demanda para café para um país i ; P_t = índice de preço no país i ; Y_t = renda no país i ; Z_t = variável <i>dummy</i> do deslocador no país i ;	Séries temporais anuais. Dados da OIC, FAO, FGV, IFS (<i>International Financial Statistics</i>) e IMS (<i>International Monetary Fund</i>) Estimativa por MQO.	O trabalho estima elasticidades de substituição (elasticidades-preços diretas e cruzadas) propostas por Armington e equações de demanda total de importações (a partir de onde são obtidas elasticidades-preço diretamente – pela especificação duplo-logarítmica dos modelos). Foi observada pouca substituição entre cafés das diferentes origens quando há alterações de preços relativos. Os países importadores levam em consideração a região ou o país de procedência e ao invés de substitutos perfeitos, os cafés com origem nas diferentes regiões, são complementares nesses mercados. <table><tr><td>País</td><td>Ep</td><td>Er</td></tr><tr><td>EUA</td><td>-0,017</td><td>0,149</td></tr><tr><td>Alemanha</td><td>-0,356</td><td>-0,354</td></tr><tr><td>Japão</td><td>0,189</td><td>1,095</td></tr><tr><td>França</td><td>-0,152</td><td>0,717</td></tr><tr><td>Itália</td><td>-0,562</td><td>0,413</td></tr><tr><td>Espanha</td><td>-0,345</td><td>0,044</td></tr><tr><td>Holanda</td><td>1,382</td><td>-0,018</td></tr><tr><td>Inglaterra</td><td>-0,104</td><td>1,481</td></tr><tr><td>Canadá</td><td>-0,273</td><td>0,182</td></tr></table>	País	Ep	Er	EUA	-0,017	0,149	Alemanha	-0,356	-0,354	Japão	0,189	1,095	França	-0,152	0,717	Itália	-0,562	0,413	Espanha	-0,345	0,044	Holanda	1,382	-0,018	Inglaterra	-0,104	1,481	Canadá	-0,273	0,182	Para corrigir a autocorrelação nos modelos estimados (determinada pelo teste de Durbin-Watson e teste h de Durbin – mais adequado para modelos com variável dependente defasada como variável explicativa) foi utilizado o procedimento de Cochrane-Orcutt. O uso da variável defasada foi contrário à teoria somente na estimativa para a Itália, permitindo dizer que a demanda não se ajusta de modo instantâneo, em face de variações de preços de importação do café e níveis de renda.
País	Ep	Er																																		
EUA	-0,017	0,149																																		
Alemanha	-0,356	-0,354																																		
Japão	0,189	1,095																																		
França	-0,152	0,717																																		
Itália	-0,562	0,413																																		
Espanha	-0,345	0,044																																		
Holanda	1,382	-0,018																																		
Inglaterra	-0,104	1,481																																		
Canadá	-0,273	0,182																																		

Quadro 6 – Trabalhos que estimaram equações de demanda externa por café brasileiro

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados																																								
Carvalho (1974)	Estima funções de demanda interna de café.	1964-1971	$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} + \dots + \alpha_9 Z_{9t}$ $Y_t = \text{consumo de café per capita}$ $Z_{1t} = \text{preço corrigido do café;}$ $Z_{2t} = \text{salário mensal corrigido;}$ $Z_{3t} = \text{preço do leite corrigido;}$ $Z_{4t} = \text{preço corrigido do açúcar}$ $Z_{5t} = Y_{t-1};$ $Z_{6t} = \text{variável artificial indicadora de estacionalidade;}$ $Z_{7t} = \text{temperatura média do ambiente;}$ $Z_{8t} = \text{variável artificial indicadora de direção da variação em preço do café;}$ $Z_{9t} = \text{variável artificial indicadora de tendência.}$	Séries temporais anuais <i>per capita</i> . Fontes: Anuário Estatístico do IBC e FGV para o IPC.	Demanda interna é preço-inelástica e renda-inelástica. Melhor ajuste: *** $Y_t = 3,193 - 1,123 Z_{1t} + 0,016 Z_{2t} - 1,165 Z_{3t} +$ $0,152 Z_{4t} + 0,139 Z_{5t} - 0,001 Z_{6t} - 0,089 Z_{8t} +$ $0,081 Z_{9t}, \text{ sendo que:}$ <p>* = significativo a 10 % ** = significativo a 5 % *** = significativo a 1 %.</p> $R^2=64\%/F \text{ sign. } 1\%/DW=1,495/$ <p>A variável Z_{4t} foi excluída do modelo por não ter sido significativa em nenhuma das equações e por ainda se ter criado multicolinearidade.</p>	O preço do leite, preço do açúcar e consumo em t-1 foram não significativos. O salário foi usado como indicador de renda <i>per capita</i> corrigida. Os resultados estáticos com a variável salário foram melhores do que utilizando renda <i>per capita</i> corrigida. O coeficiente de regressão parcial da variável preço do açúcar (Z_{4t}) não foi significativo em nenhuma das equações ajustada exceto em uma onde se criou o problema de multicolinearidade. Esta variável foi eliminada do modelo, por tais razões. Por razões estatísticas (melhores ajustes) usou-se o salário mínimo corrigido como um indicador da renda real dos consumidores, muito embora saibamos que apenas parte da população e da força de trabalho tenha renda equivalente ao salário mínimo. A elasticidade de longo prazo significa que se o consumidor tivesse prazo suficientemente dilatado para fazer ajustamento completo em seus hábitos de consumo, o efeito total de uma variação de 10% no preço do café corresponderia a uma variação no sentido inverso da ordem de x% no nível do consumo anual <i>per capita</i> de café.																																								
					<table><thead><tr><th colspan="4">Modelo Utilizado</th></tr><tr><th></th><th>Linear</th><th>Log</th><th>Semi-log</th></tr></thead><tbody><tr><td colspan="4">Curto prazo</td></tr><tr><td>ϵ_p</td><td>-0,13</td><td>-0,09</td><td>-0,08</td></tr><tr><td>ϵ_r</td><td>0,26</td><td>0,27</td><td>0,08</td></tr><tr><td>ϵ cruzada</td><td>-0,06</td><td>0,08</td><td>0,05</td></tr><tr><td colspan="4">Longo prazo</td></tr><tr><td>ϵ_p</td><td>-0,15</td><td>-0,18</td><td>-0,22</td></tr><tr><td>ϵ_r</td><td>0,31</td><td>0,54</td><td>0,22</td></tr><tr><td>ϵ cruzada</td><td>0,07</td><td>0,16</td><td>0,14</td></tr></tbody></table>	Modelo Utilizado					Linear	Log	Semi-log	Curto prazo				ϵ_p	-0,13	-0,09	-0,08	ϵ_r	0,26	0,27	0,08	ϵ cruzada	-0,06	0,08	0,05	Longo prazo				ϵ_p	-0,15	-0,18	-0,22	ϵ_r	0,31	0,54	0,22	ϵ cruzada	0,07	0,16	0,14	
Modelo Utilizado																																														
	Linear	Log	Semi-log																																											
Curto prazo																																														
ϵ_p	-0,13	-0,09	-0,08																																											
ϵ_r	0,26	0,27	0,08																																											
ϵ cruzada	-0,06	0,08	0,05																																											
Longo prazo																																														
ϵ_p	-0,15	-0,18	-0,22																																											
ϵ_r	0,31	0,54	0,22																																											
ϵ cruzada	0,07	0,16	0,14																																											

Quadro 7 – Trabalhos que estimaram equações de demanda interna de café no Brasil

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Marques (1984)	Estima equações de demanda interna de café torrado e moído.	1960-1981	$Cpc = b_1 + b_2Prt + b_3Prs + b_4Prts + b_5Y + b_6U + b_8T + b_9D_1 + b_{10}D_2 + b_{11}D_3 + u$ <p> Cpc = consumo per capita de café torrado e moído; Prt = preço real do café torrado; Prs = preço real do café solúvel; $Prts$ = relação de preços entre café torrado e solúvel; Y = renda real per capita; U = grau de urbanização; T = tendência; $D1$ = dummy de intercepto para política do governo; $D2$ = dummy para declividade do preço real do café; $D3$ = dummy para preços relativos. </p>	<p>Séries temporais anuais <i>per capita</i></p> <p>Fonte: IBC, ABIC, FGV, IBGE.</p> <p>As estimativas foram realizadas com dados logaritmizados utilizando o método de MQO e pelo Método Iterativo de Cochrane-Orcutt (CORC).</p>	<p>$R^2 = 90\%$ e F significativo a 1%.</p> <p>A Ep da demanda é estatisticamente diferente nos dois períodos analisados:</p> <p>1) 1960 a 1971 – $Ep = -0,035$</p> <p>2) 1972 a 1981 – $Ep = -0,128$</p> <p>Ep média dos dois períodos = $-0,059$, sendo a diferenciação do consumo feita no intercepto da função.</p> <p>O autor encontra coeficientes negativos e significativos da variável renda real ($-0,404$ e $-0,633$), mas questiona seus resultados com problemas de multicolinearidade.</p>	<p>Algumas estimativas que apresentaram autocorrelação entre os resíduos foram submetidas ao procedimento de Cochrane-Orcutt.</p> <p>A variável preço do café solúvel apresentou-se com baixo poder explicativo provavelmente por ser pequena a participação do consumo do café solúvel em relação ao café torrado.</p> <p>A variável renda real não apresentou bons resultados.</p>

Quadro 7 – Trabalhos que estimaram equações de demanda interna de café no Brasil

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Costa & Silva (2003)	Estima equações de demanda interna de café torrado e solúvel.	1970-2000	$D_p = b_1 + b_2 P_t + b_3 P_s + b_4 PIB_{pc} + b_5 Mu + b_6 D_{t-1} + b_7 D_1 + b_8 D_2 + u$ <p>sendo:</p> $D_p = \text{demanda de café arábica verde per capita pela indústria de torrefação};$ $P_t = \text{preço do café torrado};$ $P_s = \text{preço do café solúvel};$ $PIB_{pc} = \text{PIB per capita};$ $Mu = \text{participação da mulher na força bruta de trabalho (\%/ano)};$ $D_{t-1} = \text{demanda defasada de 1 período};$ $D_1 = \text{dummy para implantação do selo ABIC};$ $D_2 = \text{dummy para Plano Real};$	<p>Séries temporais anuais <i>per capita</i></p> <p>Fonte: ABIC, IPEA, IBGE, FAO.</p> <p>As estimativas foram realizadas na forma duplo-logaritmica por MQO.</p>	<p>O autor utiliza um modelo semelhante para estimar a demanda interna da indústria de solúvel pelo café conillon.</p> <p>$R^2 = 90\%$ e F significativo a 1%.</p> <p>A E_p estimada para a demanda de café torrado (-0,069) foi significativa a 10% de probabilidade.</p>	<p>A variável PIBpc foi excluída do modelo por ter apresentado uma alta correlação com outras variáveis. O autor ressalta que as inferências sobre o impacto do Plano Real (captados pela variável <i>dummy</i> 2) são limitadas.</p> <p>As estimativas na forma logaritmica foram melhores e ainda indicam diretamente as elasticidades.</p>

Quadro 7 – Trabalhos que estimaram equações de demanda interna de café no Brasil

Autores	Objetivo	Período analisado	Modelo	Dados e fonte	Principais conclusões a respeito de elasticidade-preço e renda da demanda	Principais limitações do trabalho a respeito dos níveis de significância dos parâmetros estimados
Hopp & Foote (1955)	Estimar os fatores que afetam o preço do café verde mundial.	1882-1949	$X_1 = \alpha + \beta_1 X_2 + \beta_2 X_3 + \beta_3 X_6$ $X_1 =$ <p>Valor médio das importações , renda per capita</p> $X_2 =$ <p>Estoque mundial no ano , importação média (5 anos)</p> <p>com razão multiplicado por 10 em logaritmo;</p> $X_3 =$ <p>Produção exportável do Brasil , média brasileira exportada (5 anos)</p> <p>com razão multiplicado por 10 em logaritmo;</p> $X_6 =$ <p>Tempo (ano corrente – 1882)</p>	Séries temporais. Fonte: Historical Statistics of the United States, 1789-1945.	OBS: a variável X_1 estimada pode ser interpretada como um indicativo de quanto caro é o café, depois de considerar a quantidade de dólares que as pessoas têm para gastar com todos itens. Não estima E_p e E_r . Os coeficientes estimados não podem ser interpretados como <i>price flexibilities</i> , devido aos deflatores utilizados nas variáveis dependentes e independentes. $R^2 = 0,70$ $X_1 = 1,99 - 0,36X_2 - 0,42X_3 - 0,0045X_6$ Os sinais de X_2 e X_3 são coerentes com os esperados e são significativamente diferentes de zero.	
Mesquita (2000)	Testa a influência das variáveis oferta e demanda mundiais na determinação do preço pago ao produtor brasileiro, ao mesmo tempo em que se avaliou a existência de causalidade na transmissão de preços entre a bolsa de NY e o produtor brasileiro.	1970-1996	$P_t = f(Q_t^S, Q_t^D, D_t^C, D_t^P, T_t, U_t)$ <p>Sendo que:</p> $P_t =$ preço pago ao produtor brasileiro; $Q_t^P =$ consumo mundial no tempo t ; $Q_t^S =$ produção mundial no tempo t ; $D_t^C =$ variável <i>dummy</i> referente ao clima; $D_t^P =$ variável <i>dummy</i> referente a mecanismos de regulação de preços; $T =$ variável tendência; $U_t =$ erro aleatório.	Séries temporais anuais. Foi utilizado o método dos mínimos quadrados ordinários na estimação.	Não estima a E_p da demanda, somente elasticidades na transmissão de preços. Conclusões: A oferta e a demanda são importantes na determinação do preço, não tendo sido constatada causalidade no sentido Bolsa de <i>New York</i> para o mercado brasileiro. Assim sendo, nenhuma forma de manipulação de preços foi observada. $R^2 = 0,643$. O teste F indicou que as variáveis independentes utilizadas são importantes para explicar a variável independente. O teste de DW não detectou presença de perturbações auto-regressivas.	A variável <i>dummy</i> referente aos mecanismos de regulação mostrou-se não significativa. O sinal positivo observado para a variável <i>dummy</i> tendência indica que está havendo crescimento de preços, considerando o período como um todo. Essa variável visa captar os efeitos de fatores diversos que não foram incluídos no modelo, como renda e hábito de consumidores, tecnologia, etc.

Quadro 8 – Trabalhos que estimaram equações de determinação de preço de café

ANEXO B

As legendas descritas a seguir referem-se às abreviações das variáveis associadas aos dados apresentados nas tabelas 10 a 15, a seguir:

Y = Importações de café verde do país i provenientes do Brasil (em sacas);

Y_{pc} = Importações de café verde do país i provenientes do Brasil, em termos per capita (kg café verde/habitante/ano);

P_r = Preço do café verde brasileiro exportado para o país i (US\$/saca);

P_{ib} = Índice real do PIB;

P_{ibpc} = Índice real do PIB em termos per capita;

P_{cs} = Preço do café substituto ao café brasileiro no país i (US\$/saca);

P_{io} = Preço de importação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i (US\$/kg);

P_{eo} = Preço de exportação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i (US\$/kg);

P_{ic} = Preço de importação de chá pelo país i (US\$/kg);

P_{ec} = Preço de exportação de chá pelo país i (US\$/kg);

P_{is} = Preço de importação de suco de laranja pelo país i (US\$/kg);

P_{es} = Preço de exportação de suco de laranja pelo país i (US\$/kg);

M_o = Média aritmética dos preços de importação e exportação de outras bebidas não alcoólicas pelo país i (US\$/kg);

M_c = Média aritmética dos preços de importação e exportação de chá pelo país i (US\$/kg);

M_s = Média aritmética dos preços de importação e exportação de suco de laranja pelo país i (US\$/kg);

C_{pc} = Consumo brasileiro de café verde em termos per capita;

P_r = Preço recebido pelo produtor paulista pela saca de café de 60 kg beneficiada (R\$ deflacionados pelo IGP-DI, agosto de 1994 = 100);

P_{ibpc} = PIB brasileiro em termos per capita;

Os valores de P_{cs} , P_{io} , P_{eo} , P_{ic} , P_{ec} , P_{is} , P_{es} , M_o , M_c e M_s foram deflacionados pelo IPA – EUA (base 1995 = 100),

Tabela 10. Dados utilizados nas regressões da demanda dos EUA por café brasileiro

Ano	Y	Ypc	Pr	PIB	PIBpc	Pcs	Pio	Peo	Mo	Pic	Pec	Mc	Pis	Pes	Ms
1961	8.592.000	2,73	169,36	31,87	45,50	169,70	0,33	0,23	0,28	1,10	4,97	3,03	0,00	0,78	0,39
1962	8.158.000	2,55	158,05	33,81	47,55	159,14	0,35	0,21	0,28	1,03	5,18	3,10	0,00	0,64	0,32
1963	8.817.000	2,72	153,53	35,29	48,92	161,18	0,30	0,22	0,26	1,02	7,24	4,13	0,44	0,90	0,67
1964	6.349.000	1,93	208,10	37,33	51,07	206,34	0,31	0,23	0,27	0,99	5,51	3,25	0,67	0,94	0,81
1965	6.013.674	1,81	202,87	39,73	53,68	188,03	0,31	0,29	0,30	0,97	2,52	1,74	0,40	0,78	0,59
1966	6.767.384	2,01	176,06	42,32	56,53	183,33	0,29	0,10	0,20	0,95	1,72	1,33	0,21	0,75	0,48
1967	6.524.156	1,92	164,69	43,39	57,36	170,45	0,00	0,26	0,13	0,90	2,55	1,72	0,28	0,60	0,44
1968	7.967.780	2,32	157,04	45,48	59,54	166,58	0,00	0,25	0,13	0,86	2,08	1,47	0,28	0,69	0,49
1969	6.027.068	1,74	155,94	46,88	60,79	154,48	0,00	0,25	0,13	0,83	2,73	1,78	0,38	0,77	0,57
1970	4.952.169	1,41	213,35	46,96	60,33	194,08	0,00	0,24	0,12	0,84	2,08	1,46	0,58	0,63	0,60
1971	5.847.341	1,65	145,22	48,54	61,79	187,91	0,00	0,24	0,12	0,90	2,90	1,90	0,32	0,71	0,52
1972	6.011.262	1,69	174,58	51,11	64,46	180,10	0,00	0,24	0,12	0,91	3,27	2,09	0,36	0,77	0,56
1973	4.838.624	1,34	186,41	54,05	67,54	202,82	0,00	0,23	0,11	0,88	3,40	2,14	0,35	0,74	0,54
1974	2.715.466	0,75	169,81	53,78	66,57	184,41	0,00	0,29	0,15	0,98	2,31	1,64	0,37	0,78	0,57
1975	3.431.063	0,94	123,37	53,68	65,82	172,76	0,00	0,41	0,21	1,22	2,45	1,83	0,30	0,84	0,57
1976	3.559.372	0,96	339,78	56,54	68,65	256,63	0,00	0,41	0,20	1,16	3,56	2,36	0,29	0,82	0,55
1977	1.737.597	0,46	516,29	59,15	71,12	499,45	0,00	0,47	0,24	1,90	3,73	2,82	0,56	1,01	0,78
1978	2.842.935	0,75	332,86	62,44	74,32	373,17	0,00	0,55	0,27	1,66	3,79	2,73	0,65	1,82	1,23
1979	2.011.933	0,53	332,28	64,41	75,90	309,86	0,00	4,14	2,07	1,58	4,05	2,81	0,62	1,82	1,22
1980	3.390.448	0,88	254,38	64,27	74,97	306,03	0,00	0,30	0,15	1,55	4,38	2,97	0,60	1,36	0,98
1981	2.955.261	0,76	134,30	65,89	76,08	216,30	0,00	0,11	0,06	1,54	5,12	3,33	0,70	1,33	1,02
1982	3.559.496	0,90	160,59	64,61	73,84	203,34	0,00	0,50	0,25	1,55	5,50	3,53	0,73	1,47	1,10
1983	3.370.637	0,85	177,85	67,53	76,39	211,26	0,63	0,52	0,57	1,91	5,63	3,77	0,78	1,34	1,06
1984	3.916.918	0,97	198,75	72,38	81,05	223,32	0,67	0,49	0,58	2,52	6,31	4,41	1,05	1,57	1,31
1985	4.442.141	1,09	165,58	75,37	83,56	226,56	0,51	0,54	0,53	2,32	6,49	4,40	1,11	1,59	1,35
1986	1.669.056	0,41	287,48	77,99	85,62	282,49	0,76	0,59	0,68	1,68	5,39	3,53	0,68	1,28	0,98
1987	4.079.141	0,99	139,18	80,62	87,66	182,45	0,72	0,58	0,65	1,58	5,63	3,60	0,83	1,33	1,08
1988	3.968.427	0,95	150,17	83,95	90,41	194,09	0,74	0,51	0,63	1,63	6,10	3,86	1,28	1,59	1,44
1989	3.810.209	0,90	104,91	86,92	92,69	145,66	0,81	0,31	0,56	1,68	5,27	3,48	1,05	1,58	1,31
1990	4.094.958	0,96	64,40	88,56	93,49	115,54	0,87	0,38	0,62	1,84	4,91	3,37	1,27	1,46	1,37
1991	4.797.611	1,11	64,25	88,41	92,36	119,83	0,86	0,38	0,62	1,65	4,96	3,30	0,80	1,43	1,12
1992	3.708.327	0,85	63,87	91,35	94,41	87,46	0,83	0,35	0,59	1,60	4,50	3,05	0,82	1,43	1,13
1993	3.443.806	0,78	62,95	93,79	95,88	91,80	0,86	0,36	0,61	1,63	4,30	2,96	0,72	1,50	1,11
1994	2.610.695	0,59	62,15	97,56	98,64	185,05	0,81	0,35	0,58	1,58	5,17	3,37	0,72	2,19	1,46
1995	2.056.132	0,46	60,00	100,00	100,00	212,86	0,76	0,34	0,55	1,61	4,68	3,14	0,83	2,25	1,54
1996	2.009.876	0,44	58,63	103,70	102,57	150,49	0,75	0,39	0,57	1,63	4,62	3,12	0,95	2,13	1,54
1997	2.228.056	0,48	58,66	108,36	106,01	207,60	0,70	0,43	0,56	1,82	3,66	2,74	0,78	1,83	1,31
1998	2.851.545	0,61	60,16	112,89	109,25	184,84	0,69	0,46	0,57	1,88	3,56	2,72	0,85	1,89	1,37
1999	4.696.196	1,00	59,66	117,91	112,88	146,95	0,74	0,45	0,59	1,78	3,44	2,61	0,79	1,94	1,37
2000	2.297.820	0,48	56,40	122,23	115,77	112,29	0,76	0,44	0,60	1,83	4,08	2,96	0,73	1,91	1,32
2001	2.796.650	0,58	55,78	122,85	115,14	72,38	0,78	0,50	0,64	1,79	3,97	2,88	0,69	1,95	1,32
2002	4.951.463	1,02	57,09	125,54	116,44	70,70	0,72	0,54	0,63	0,00	4,16	2,08	0,00	1,62	0,81

Fontes: Brasil (2003), IPEA (2003) e FAO (2003)

Tabela 11. Dados utilizados nas regressões da demanda da Alemanha por café brasileiro

Ano	Y	Ypc	Pr	PIB	PIBpc	Pcs	Pio	Peo	Mo	Pic	Pec	Mc	Pis	Pes	Ms
1961	736.000	0,60	174,36	34,81	38,71	238,73	0,09	0,06	0,08	1,25	1,72	1,48	0,00	0,00	0,00
1962	799.000	0,65	162,33	36,45	40,19	221,44	0,24	0,18	0,21	1,17	1,65	1,41	0,00	0,00	0,00
1963	1.180.000	0,95	158,32	37,52	41,00	217,31	0,18	0,23	0,21	0,90	1,61	1,25	0,00	0,00	0,00
1964	827.000	0,66	211,88	39,94	43,28	227,52	0,18	0,23	0,21	0,89	1,60	1,25	0,00	0,00	0,00
1965	975.000	0,77	211,27	42,03	45,18	239,68	0,22	0,28	0,25	0,89	1,71	1,30	0,00	0,00	0,00
1966	949.429	0,74	186,69	43,25	46,16	228,04	0,22	0,29	0,25	0,87	1,74	1,30	0,81	1,61	1,21
1967	928.429	0,72	170,15	43,14	45,74	208,26	0,21	0,27	0,24	0,89	1,83	1,36	0,67	1,00	0,84
1968	1.087.723	0,84	160,94	45,53	47,99	206,83	0,19	0,23	0,21	0,91	1,72	1,31	0,80	1,29	1,04
1969	1.144.828	0,88	162,44	48,95	51,34	197,41	0,22	0,22	0,22	1,01	1,79	1,40	0,79	0,36	0,57
1970	1.031.232	0,79	211,29	51,37	53,66	238,61	0,23	0,28	0,26	0,92	1,49	1,20	0,46	0,91	0,69
1971	1.053.163	0,81	153,80	52,88	55,08	219,79	0,22	0,29	0,26	0,88	1,96	1,42	0,43	1,18	0,80
1972	1.296.479	0,99	179,76	55,16	57,34	226,38	0,21	0,32	0,27	0,83	2,41	1,62	0,71	2,10	1,40
1973	1.412.770	1,08	192,17	57,82	60,04	251,66	0,22	0,40	0,31	0,77	2,48	1,63	0,65	1,95	1,30
1974	723.229	0,55	156,42	58,00	60,20	225,02	0,22	0,41	0,32	0,77	2,38	1,58	0,77	1,22	0,99
1975	996.225	0,76	133,77	57,27	59,44	190,90	0,26	0,42	0,34	0,81	2,77	1,79	0,70	0,48	0,59
1976	1.321.304	1,01	311,49	60,08	62,38	311,66	0,27	0,42	0,34	0,82	2,68	1,75	0,55	0,27	0,41
1977	942.813	0,72	500,47	61,90	64,31	568,29	0,34	0,56	0,45	0,80	3,65	2,22	0,72	0,35	0,53
1978	974.076	0,74	323,27	63,79	66,33	424,97	0,43	0,58	0,50	0,87	4,40	2,63	1,07	0,38	0,73
1979	1.041.992	0,80	296,08	66,51	69,25	352,72	0,47	0,57	0,52	0,92	4,04	2,48	1,03	0,40	0,72
1980	1.379.842	1,06	237,06	67,16	70,05	323,49	0,52	0,60	0,56	0,93	4,54	2,73	1,01	0,38	0,69
1981	1.431.684	1,10	127,51	67,25	70,30	227,82	0,45	0,53	0,49	0,92	3,67	2,29	0,65	0,30	0,48
1982	2.139.880	1,65	138,16	66,55	69,75	242,74	0,42	0,53	0,48	0,90	3,50	2,20	1,11	0,29	0,70
1983	1.872.228	1,44	147,10	67,71	71,12	222,91	0,39	0,53	0,46	0,86	3,98	2,42	1,06	0,34	0,70
1984	1.511.688	1,17	192,07	69,62	73,21	225,01	0,35	0,47	0,41	0,87	4,47	2,67	1,08	0,55	0,82
1985	1.507.559	1,16	167,61	71,21	74,85	228,91	0,32	0,44	0,38	0,87	5,57	3,22	1,33	0,56	0,95
1986	321.660	0,25	316,77	72,86	76,42	311,75	0,43	0,56	0,50	0,88	5,47	3,17	1,03	0,67	0,85
1987	1.154.017	0,89	145,93	73,86	77,18	214,74	0,47	0,68	0,58	0,84	5,98	3,41	1,54	0,67	1,10
1988	1.578.554	1,21	161,11	76,52	79,57	210,98	0,48	0,72	0,60	0,84	6,02	3,43	1,94	0,81	1,38
1989	1.600.144	1,22	110,42	79,33	82,03	187,49	0,54	0,66	0,60	0,91	5,28	3,10	1,50	0,95	1,23
1990	1.306.871	0,99	88,19	83,89	86,24	122,23	0,67	0,77	0,72	0,93	5,66	3,30	1,57	1,71	1,64
1991	1.903.412	1,43	88,44	94,98	97,06	125,02	0,63	0,76	0,70	0,91	5,88	3,40	1,17	1,53	1,35
1992	1.705.273	1,27	66,08	97,10	98,61	107,89	0,71	0,82	0,77	0,93	6,16	3,55	1,42	1,14	1,28
1993	1.643.599	1,22	75,00	96,05	96,97	96,84	0,64	0,75	0,69	0,93	4,86	2,89	1,10	0,57	0,84
1994	1.433.483	1,06	170,74	98,30	98,72	146,70	0,77	0,70	0,74	1,05	4,71	2,88	1,27	0,54	0,90
1995	801.286	0,59	164,71	100,00	100,00	221,96	0,72	0,75	0,74	0,98	5,03	3,00	1,45	0,62	1,04
1996	1.626.978	1,19	129,26	100,76	100,45	151,40	0,75	0,75	0,75	1,00	4,93	2,97	1,50	1,06	1,28
1997	2.705.382	1,98	193,17	102,22	101,71	186,08	0,62	0,65	0,64	0,97	4,42	2,69	1,08	0,76	0,92
1998	2.614.529	1,91	142,03	104,07	103,44	182,68	0,54	0,61	0,58	0,94	4,38	2,66	1,07	0,84	0,96
1999	4.002.813	2,92	110,79	106,30	105,58	129,58	0,50	0,52	0,51	0,98	4,58	2,78	1,50	1,18	1,34
2000	2.693.819	1,96	93,52	109,34	108,51	102,35	0,68	0,58	0,63	1,09	4,19	2,64	1,13	0,96	1,04
2001	4.044.205	2,95	54,96	110,27	109,35	73,42	0,44	0,47	0,46	0,97	4,18	2,58	0,85	1,02	0,93
2002	5.397.423	3,93	46,90	110,46	109,45	67,85	0,54	0,46	0,50	1,08	4,86	2,97	0,00	0,50	0,25

Fontes: Brasil (2003), IPEA (2003) e FAO (2003)

Tabela 12. Dados utilizados nas regressões da demanda da Itália por café brasileiro

Ano	Y	Ypc	Pr	PIB	PIBpc	Pcs	Pio	Peo	Mo	Pic	Pec	Mc	Pis	Pes	Ms
1961	860.000	1,02	156,10	30,81	34,92	139,39	0,33	0,25	0,29	1,40	6,00	3,70	0,57	0,62	0,60
1962	590.000	0,69	139,10	32,71	36,79	142,21	0,29	0,26	0,28	1,31	2,50	1,91	0,38	0,66	0,52
1963	1.268.000	1,48	131,88	34,53	38,54	172,77	0,25	0,25	0,25	1,29	2,75	2,02	0,23	0,67	0,45
1964	1.078.000	1,25	161,41	35,44	39,25	182,29	0,19	0,27	0,23	1,31	4,75	3,03	0,33	0,67	0,50
1965	568.000	0,65	191,53	36,56	40,20	181,80	0,26	0,29	0,27	1,30	3,25	2,28	0,29	0,70	0,49
1966	1.391.507	1,59	140,55	41,52	45,34	246,43	0,25	0,31	0,28	1,36	4,00	2,68	0,23	0,60	0,41
1967	1.855.901	2,11	128,06	44,50	48,28	300,17	0,20	0,32	0,26	1,41	2,75	2,08	0,43	0,57	0,50
1968	1.511.158	1,71	127,11	47,42	51,12	205,78	0,09	0,31	0,20	1,25	2,50	1,88	0,00	0,65	0,32
1969	2.219.602	2,49	133,07	50,31	53,90	284,88	0,14	0,28	0,21	1,31	1,92	1,62	0,35	0,42	0,38
1970	2.245.983	2,50	137,73	52,98	56,40	328,05	0,19	0,30	0,24	1,25	2,24	1,74	0,21	0,15	0,18
1971	2.646.847	2,93	135,27	53,98	57,11	418,33	0,25	0,32	0,28	1,44	2,86	2,15	0,43	0,59	0,51
1972	2.446.751	2,69	157,37	55,56	58,41	245,17	0,32	0,35	0,33	1,59	2,61	2,10	0,61	0,74	0,68
1973	2.083.899	2,28	173,41	59,20	61,86	202,51	0,44	0,39	0,41	1,49	2,73	2,11	0,33	0,24	0,29
1974	1.299.661	1,41	174,79	61,97	64,38	188,56	0,45	0,45	0,45	1,66	2,03	1,84	0,44	1,11	0,77
1975	1.436.313	1,55	138,41	60,64	62,67	202,27	0,50	0,50	0,50	1,98	3,76	2,87	0,41	0,96	0,69
1976	1.094.335	1,18	327,06	64,59	66,44	195,61	0,41	0,43	0,42	1,88	3,32	2,60	0,86	1,11	0,98
1977	1.185.653	1,27	508,30	66,45	68,07	436,03	0,41	0,47	0,44	3,13	4,79	3,96	0,71	0,89	0,80
1978	987.987	1,06	342,21	68,93	70,35	392,14	0,53	0,60	0,57	3,56	5,23	4,40	1,30	1,26	1,28
1979	968.305	1,03	325,65	72,84	74,12	340,99	0,61	0,63	0,62	3,75	5,41	4,58	0,48	1,31	0,89
1980	1.500.348	1,60	264,69	75,41	76,57	346,99	0,62	0,75	0,69	3,91	5,96	4,93	0,51	1,21	0,86
1981	1.339.673	1,42	144,50	75,77	76,82	238,86	0,56	0,65	0,60	3,35	4,52	3,94	1,55	1,35	1,45
1982	1.416.607	1,50	157,79	76,12	77,11	205,90	0,58	0,60	0,59	3,12	4,84	3,98	1,41	0,90	1,16
1983	1.488.241	1,58	167,32	77,06	78,04	210,59	0,47	0,63	0,55	2,90	4,18	3,54	1,44	0,94	1,19
1984	1.781.586	1,89	170,02	79,18	80,18	248,77	0,45	0,55	0,50	4,16	5,65	4,90	1,10	0,95	1,02
1985	1.382.334	1,47	173,50	81,54	82,56	227,03	0,46	0,59	0,53	3,92	5,23	4,58	2,21	1,21	1,71
1986	795.347	0,84	314,37	83,60	84,64	276,78	0,73	0,80	0,77	4,09	5,36	4,73	1,12	0,89	1,01
1987	1.381.845	1,46	126,19	86,09	87,15	244,44	0,96	0,90	0,93	4,78	7,25	6,02	1,04	1,19	1,11
1988	1.132.233	1,20	159,44	89,49	90,56	191,72	1,01	0,84	0,92	4,83	7,14	5,99	0,97	1,57	1,27
1989	1.369.790	1,45	116,02	92,06	93,11	182,06	0,88	0,66	0,77	4,63	8,22	6,42	1,72	1,46	1,59
1990	1.160.760	1,23	90,92	93,88	94,84	118,08	1,01	0,65	0,83	6,39	8,25	7,32	1,94	1,75	1,85
1991	1.847.690	1,95	87,21	95,18	96,00	119,32	1,07	0,64	0,86	7,04	10,00	8,52	1,19	1,13	1,16
1992	1.870.588	1,97	65,64	95,91	96,54	106,46	1,21	0,71	0,96	7,64	8,81	8,23	1,44	1,44	1,44
1993	1.912.038	2,01	76,27	95,06	95,46	90,62	0,84	0,51	0,68	5,69	5,06	5,37	0,72	1,07	0,89
1994	1.540.269	1,62	163,38	97,16	97,35	125,43	1,06	0,53	0,79	6,33	5,71	6,02	0,56	1,29	0,92
1995	1.480.085	1,55	171,88	100,00	100,00	216,79	1,16	0,63	0,90	5,97	7,05	6,51	1,04	1,61	1,32
1996	1.367.896	1,43	139,41	101,09	100,93	153,00	1,21	0,64	0,93	6,17	7,81	6,99	0,71	1,51	1,11
1997	1.406.286	1,47	197,75	103,14	102,86	139,85	1,06	0,63	0,84	6,17	7,19	6,68	0,60	1,43	1,01
1998	1.650.431	1,72	156,06	105,01	104,64	156,18	0,92	0,69	0,81	6,65	6,05	6,35	0,50	1,30	0,90
1999	1.658.077	1,73	115,51	106,74	106,32	121,87	0,84	0,58	0,71	6,18	4,07	5,13	0,87	1,17	1,02
2000	1.664.207	1,74	98,22	110,09	109,64	93,26	0,74	0,52	0,63	6,03	2,92	4,48	0,60	1,08	0,84
2001	2.017.370	2,10	62,28	112,08	111,65	72,01	0,71	0,43	0,57	6,06	4,18	5,12	0,63	0,93	0,78
2002	2.303.330	2,40	48,25	112,50	112,15	58,03	0,71	0,57	0,64	0,00	3,81	1,91	0,00	0,85	0,43

Fontes: Brasil (2003), IPEA (2003) e FAO (2003)

Tabela 13. Dados utilizados nas regressões da demanda da França por café brasileiro

Ano	Y	Ypc	Pr	PIB	PIBpc	Pcs	Pio	Peo	Mo	Pic	Pec	Mc	Pis	Pes	Ms
1961	526.000	0,68	143,99	32,89	41,32	166,79	0,17	0,27	0,22	1,64	4,86	3,25	0,00	0,00	0,00
1962	540.000	0,69	142,30	35,09	43,48	166,25	0,11	0,15	0,13	1,62	5,50	3,56	0,00	0,00	0,00
1963	639.000	0,81	144,48	36,95	45,16	158,87	0,10	0,14	0,12	1,65	9,00	5,32	0,00	0,00	0,00
1964	423.000	0,53	190,31	39,37	47,49	197,00	0,14	0,15	0,14	1,72	10,50	6,11	0,00	0,00	0,00
1965	488.000	0,60	192,05	41,25	49,19	169,83	0,16	0,22	0,19	1,83	6,00	3,91	0,00	0,00	0,00
1966	569.366	0,69	166,59	43,40	51,24	180,14	0,24	2,80	1,52	1,78	5,57	3,67	0,00	0,00	0,00
1967	578.917	0,70	158,01	45,43	53,19	177,22	0,28	0,27	0,28	1,80	7,40	4,60	0,00	0,00	0,00
1968	623.333	0,75	152,96	47,37	55,04	170,14	0,28	0,23	0,26	1,79	5,33	3,56	0,00	0,00	0,00
1969	902.568	1,07	164,08	50,68	58,47	168,32	0,29	0,21	0,25	1,87	3,68	2,77	0,00	0,00	0,00
1970	706.396	0,83	222,98	54,33	62,21	195,10	0,31	0,21	0,26	1,87	3,42	2,65	0,00	0,00	0,00
1971	570.891	0,67	155,36	56,93	64,68	180,98	0,34	0,23	0,29	2,07	3,08	2,58	0,00	0,00	0,00
1972	694.624	0,81	186,75	59,46	67,02	186,71	0,28	0,16	0,22	2,16	4,45	3,30	0,00	0,00	0,00
1973	1.104.478	1,27	194,51	62,69	70,11	198,58	0,32	0,19	0,26	2,38	3,52	2,95	0,00	0,00	0,00
1974	772.079	0,88	168,97	64,64	71,76	182,37	0,30	0,22	0,26	2,44	2,83	2,64	0,00	0,00	0,00
1975	806.709	0,92	132,79	64,46	71,11	170,90	0,29	0,29	0,29	2,94	3,68	3,31	0,00	0,00	0,00
1976	566.754	0,64	320,09	67,19	73,73	261,79	0,32	0,32	0,32	2,58	5,25	3,92	0,92	0,51	0,71
1977	560.630	0,63	503,37	69,36	75,77	542,70	0,39	0,49	0,44	3,78	5,82	4,80	0,59	0,75	0,67
1978	543.667	0,61	335,89	71,68	77,99	375,39	0,48	0,52	0,50	4,59	7,91	6,25	1,04	0,76	0,90
1979	504.223	0,56	324,81	74,00	80,19	322,66	0,48	0,57	0,53	4,80	8,17	6,48	0,86	0,95	0,91
1980	806.389	0,90	264,63	75,21	81,16	297,14	0,47	0,65	0,56	4,97	8,19	6,58	0,92	0,97	0,95
1981	777.138	0,86	137,47	76,09	81,72	186,64	0,40	0,55	0,47	4,47	8,06	6,27	0,51	0,84	0,68
1982	906.562	1,00	157,56	78,03	83,38	188,28	0,37	0,51	0,44	4,31	7,49	5,90	0,64	0,75	0,69
1983	863.349	0,95	167,84	78,57	83,51	195,68	0,40	0,62	0,51	3,98	5,14	4,56	0,96	0,75	0,86
1984	1.106.708	1,21	188,30	79,60	84,16	215,07	0,36	0,52	0,44	4,46	6,62	5,54	1,04	0,80	0,92
1985	1.125.101	1,22	167,61	81,10	85,29	214,98	0,33	0,45	0,39	4,13	8,55	6,34	1,09	1,00	1,04
1986	384.798	0,42	306,81	83,14	86,98	270,97	0,50	0,52	0,51	4,47	11,53	8,00	0,93	1,08	1,01
1987	841.891	0,90	143,36	85,01	88,47	192,96	0,57	0,59	0,58	5,02	12,19	8,61	1,11	0,85	0,98
1988	698.609	0,75	161,83	88,84	91,98	171,51	0,59	0,64	0,61	5,09	13,08	9,08	2,04	0,77	1,40
1989	837.716	0,89	119,75	92,71	95,49	149,21	0,56	0,56	0,56	4,63	11,99	8,31	1,86	1,11	1,49
1990	667.096	0,71	89,28	95,05	97,40	101,43	0,54	0,76	0,65	5,50	13,97	9,74	1,90	1,09	1,50
1991	709.981	0,75	88,68	96,09	97,96	94,38	0,55	0,70	0,62	4,86	12,74	8,80	1,12	0,93	1,02
1992	544.096	0,57	61,02	97,28	98,67	82,03	0,63	0,72	0,68	4,97	15,06	10,01	1,17	1,27	1,22
1993	589.934	0,61	73,17	96,42	97,31	81,29	0,59	0,67	0,63	4,19	14,58	9,39	1,01	0,88	0,95
1994	467.140	0,48	148,90	98,15	98,59	146,57	0,60	0,68	0,64	4,00	11,30	7,65	0,75	0,72	0,73
1995	397.326	0,41	161,96	100,00	100,00	199,98	0,65	0,77	0,71	4,37	11,94	8,15	0,87	0,61	0,74
1996	391.980	0,40	125,20	101,07	100,65	140,14	0,62	0,74	0,68	3,62	12,89	8,25	0,87	0,83	0,85
1997	480.302	0,49	197,93	102,98	102,16	162,38	0,66	0,64	0,65	3,80	12,00	7,90	0,68	0,82	0,75
1998	506.634	0,52	145,09	106,56	105,32	154,88	0,47	0,67	0,57	4,87	11,81	8,34	0,60	0,74	0,67
1999	731.144	0,74	109,67	109,86	108,16	111,52	0,46	0,61	0,54	5,53	10,27	7,90	0,62	0,74	0,68
2000	612.328	0,62	93,60	114,03	111,81	88,82	0,87	1,45	1,16	4,16	7,50	5,83	0,59	0,60	0,60
2001	910.036	0,92	56,14	116,42	113,63	63,06	0,43	0,54	0,48	4,33	9,66	6,99	0,60	0,59	0,59
2002	949.083	0,95	47,75	117,83	114,46	57,84	0,49	0,56	0,52	4,83	9,09	6,96	0,59	0,86	0,72

Fontes: Brasil (2003), IPEA (2003) e FAO (2003)

Tabela 14. Dados utilizados nas regressões da demanda do Japão por café brasileiro

Ano	Y	Ypc	Pr	PIB	PIBpc	Pcs	Pio	Peo	Mo	Pic	Pec	Mc	Pis	Pes	Ms
1961	40.000	0,03	177,09	19,21	25,38	165,29	0,25	0,14	0,20	1,40	0,59	1,00	0,00	0,00	0,00
1962	35.000	0,02	165,76	20,91	27,35	153,84	0,40	0,13	0,26	1,22	0,61	0,92	0,00	0,00	0,00
1963	131.000	0,08	127,79	22,67	29,36	181,89	0,33	0,13	0,23	1,19	0,72	0,96	0,00	0,00	0,00
1964	30.000	0,02	211,65	25,26	32,38	161,18	0,43	0,14	0,28	1,34	0,64	0,99	0,00	0,00	0,00
1965	53.000	0,03	211,29	23,98	30,43	166,26	1,31	0,17	0,74	1,36	0,62	0,99	0,00	0,00	0,00
1966	65.748	0,04	188,02	26,48	33,26	137,58	0,36	0,24	0,30	1,13	0,61	0,87	0,00	0,00	0,00
1967	81.169	0,05	179,62	29,23	36,35	140,38	0,40	0,53	0,47	1,37	0,67	1,02	0,00	0,00	0,00
1968	100.155	0,06	169,08	32,91	40,51	128,52	0,43	0,25	0,34	1,52	0,64	1,08	0,00	0,00	0,00
1969	154.577	0,09	193,42	36,88	44,89	113,58	0,33	0,23	0,28	1,06	0,76	0,91	0,00	0,00	0,00
1970	111.799	0,06	240,48	40,35	48,53	130,53	0,39	0,23	0,31	1,13	0,71	0,92	0,00	0,00	0,00
1971	82.019	0,05	177,32	42,06	49,93	119,68	0,45	0,21	0,33	1,09	0,78	0,93	0,00	0,00	0,00
1972	154.510	0,09	210,65	45,58	53,36	113,32	0,51	0,30	0,40	1,40	0,66	1,03	0,00	0,00	0,00
1973	562.893	0,31	181,17	49,17	56,76	142,78	0,33	0,25	0,29	1,57	0,61	1,09	0,00	0,00	0,00
1974	218.722	0,12	195,99	48,58	55,33	206,85	0,92	0,33	0,63	1,97	0,56	1,27	0,00	0,00	0,00
1975	306.314	0,16	168,22	49,84	56,07	179,46	1,29	0,63	0,96	1,84	0,56	1,20	0,00	0,00	0,00
1976	610.244	0,32	322,03	52,22	58,11	268,06	1,01	0,60	0,81	1,66	0,66	1,16	0,00	0,00	0,00
1977	467.540	0,25	515,36	54,98	60,58	584,49	0,88	0,66	0,77	2,86	0,87	1,86	0,00	0,00	0,00
1978	409.163	0,21	326,31	57,79	63,10	400,96	0,50	0,69	0,59	3,36	0,84	2,10	0,00	0,00	0,00
1979	446.484	0,23	344,96	60,79	65,82	337,07	0,62	0,72	0,67	3,54	0,88	2,21	0,00	0,00	0,00
1980	667.275	0,34	284,03	63,00	67,67	329,02	0,61	0,69	0,65	3,86	0,98	2,42	0,00	0,00	0,00
1981	710.317	0,36	150,26	64,88	69,16	218,49	0,60	0,74	0,67	3,60	1,14	2,37	0,00	0,00	0,00
1982	857.811	0,43	161,88	66,68	70,56	230,25	0,61	0,70	0,66	3,36	1,12	2,24	0,00	0,00	0,00
1983	1.058.501	0,53	170,43	67,78	71,24	221,75	0,63	0,70	0,67	3,42	1,11	2,27	0,00	0,00	0,00
1984	1.112.544	0,56	189,43	69,86	72,96	236,28	0,61	0,73	0,67	3,87	1,21	2,54	0,00	0,00	0,00
1985	1.238.949	0,62	167,73	73,40	76,22	235,96	0,62	0,75	0,69	3,73	1,43	2,58	0,00	0,00	0,00
1986	694.170	0,34	354,29	75,61	78,10	309,46	0,65	0,84	0,74	4,03	2,31	3,17	0,00	0,00	0,00
1987	1.029.003	0,51	149,04	78,43	80,63	208,60	0,68	0,77	0,73	3,99	2,39	3,19	0,00	0,00	0,00
1988	978.144	0,48	164,08	83,78	85,75	206,90	0,72	0,91	0,81	4,16	2,63	3,40	0,00	0,00	0,00
1989	1.212.679	0,59	123,43	88,21	89,93	200,04	0,73	1,05	0,89	3,85	4,23	4,04	0,00	0,00	0,00
1990	900.516	0,44	88,96	92,85	94,30	123,68	0,70	1,10	0,90	3,99	9,34	6,67	0,00	0,00	0,00
1991	1.146.389	0,55	98,72	95,95	97,11	130,38	0,72	1,43	1,08	3,78	12,66	8,22	0,00	0,00	0,00
1992	1.149.226	0,55	72,09	96,86	97,72	111,98	0,73	1,99	1,36	3,86	13,40	8,63	0,00	0,00	0,00
1993	1.340.106	0,64	76,86	97,06	97,62	112,59	0,71	1,74	1,22	3,91	15,23	9,57	0,00	0,00	0,00
1994	1.311.038	0,63	165,17	98,15	98,43	171,29	0,63	2,47	1,55	3,96	15,95	9,96	0,00	0,00	0,00
1995	1.040.192	0,50	184,95	100,00	100,00	227,77	0,61	3,19	1,90	4,05	15,82	9,93	0,00	0,00	0,00
1996	1.219.528	0,58	140,70	103,57	103,29	167,61	0,67	2,43	1,55	4,14	15,09	9,61	0,00	0,00	0,00
1997	1.217.161	0,58	199,30	105,42	104,85	191,95	0,65	2,24	1,45	3,73	14,05	8,89	0,00	0,00	0,00
1998	1.394.019	0,66	162,74	104,16	103,34	192,82	0,68	1,99	1,33	3,98	12,55	8,26	0,00	0,00	0,00
1999	1.558.494	0,74	116,58	104,33	103,26	143,94	0,78	1,98	1,38	3,61	14,42	9,01	0,00	0,00	0,00
2000	1.432.794	0,68	100,72	107,26	105,94	120,29	1,15	2,55	1,85	3,59	15,88	9,73	0,00	0,00	0,00
2001	1.573.272	0,74	61,98	107,69	106,17	85,21	1,15	2,55	1,85	3,46	15,96	9,71	0,00	0,00	0,00
2002	1.627.198	0,77	54,20	107,32	105,63	81,85	1,06	2,27	1,67	0,00	14,69	7,34	0,00	0,00	0,00

Fontes: Brasil (2003), IPEA (2003) e FAO (2003)

Tabela 15. Dados utilizados nas regressões da demanda doméstica por café brasileiro

Ano	Cpc	Pr	Pibpc
1961	4,81	80,37	3,50
1962	5,03	86,15	3,63
1963	5,30	82,44	3,55
1964	5,74	144,54	3,56
1965	6,05	100,10	3,55
1966	5,87	70,82	3,68
1967	6,07	63,90	3,73
1968	5,99	79,00	3,98
1969	5,83	99,45	4,24
1970	5,76	143,28	4,55
1971	5,58	110,09	4,92
1972	4,12	127,83	5,35
1973	4,06	163,99	5,93
1974	4,39	161,12	6,23
1975	3,98	173,59	6,38
1976	3,62	342,49	6,84
1977	3,86	433,15	7,00
1978	3,62	262,18	7,16
1979	3,47	229,14	7,46
1980	3,73	224,04	7,96
1981	3,77	146,72	7,46
1982	3,57	152,52	7,36
1983	3,43	136,28	6,99
1984	3,12	151,26	7,22
1985	2,83	240,43	7,64
1986	2,43	461,53	8,05
1987	2,53	127,19	8,18
1988	2,44	100,45	8,04
1989	2,64	107,92	8,15
1990	3,39	78,15	7,67
1991	3,47	70,79	7,63
1992	3,58	62,51	7,47
1993	3,62	75,74	7,72
1994	3,65	130,56	8,06
1995	3,88	112,96	8,28
1996	4,18	93,35	8,38
1997	4,31	131,58	8,54
1998	4,52	104,87	8,44
1999	4,65	103,74	8,39
2000	4,78	86,13	8,64
2001	4,87	51,79	8,64
2002	4,83	45,67	8,69

Fontes: IBC (1989), IEA (2001), ABIC (2003) e IPEA (2003)

Tabela 16. Dados de re-exportações de café verde (em sacas), utilizados nas regressões que incluíram as re-exportações de café como variável independente

Ano	EUA	Alemanha	Itália	França	Japão
1961	449.067	6.267	33	2.900	0
1962	609.300	9.017	0	5.150	1.000
1963	544.800	9.333	350	6.117	6.000
1964	675.200	9.283	2.533	8.283	1.667
1965	531.467	16.550	1.850	8.117	3.333
1966	488.583	31.033	3.417	8.550	317
1967	412.817	30.167	2.150	4.700	0
1968	443.767	51.983	1.783	15.417	0
1969	371.517	60.817	2.267	33.333	50
1970	388.400	64.667	2.150	58.400	83
1971	346.233	54.733	7.833	55.300	0
1972	483.667	84.750	8.750	104.933	0
1973	1.093.467	149.617	7.717	153.233	0
1974	1.315.733	102.183	4.167	178.100	117
1975	760.450	142.500	867	134.367	17
1976	1.024.817	126.133	767	155.033	0
1977	1.575.000	80.800	350	95.567	0
1978	862.833	205.800	5.633	70.417	100
1979	1.198.950	374.250	1.533	142.833	100
1980	1.136.517	411.733	5.800	204.433	0
1981	970.583	465.483	6.133	205.100	0
1982	845.333	476.733	11.467	276.883	0
1983	613.683	467.333	8.983	292.133	0
1984	917.650	596.617	2.717	275.133	0
1985	716.133	635.833	217	378.650	0
1986	1.129.133	709.733	850	364.533	0
1987	875.300	1.001.683	10.700	471.850	0
1988	1.051.633	1.219.250	6.850	544.283	0
1989	644.617	1.499.800	17.017	637.133	0
1990	454.333	1.558.550	51.533	668.333	17
1991	556.617	1.364.250	6.617	675.267	0
1992	701.050	1.311.250	16.767	605.317	0
1993	1.040.733	1.112.317	41.233	500.083	0
1994	1.716.650	1.160.667	55.567	669.233	0
1995	1.018.883	1.174.017	36.983	599.900	0
1996	894.350	1.474.667	54.183	648.250	0
1997	1.054.267	1.777.783	63.783	609.800	0
1998	1.149.483	1.943.550	66.100	660.783	0
1999	701.750	1.872.667	84.300	638.633	17
2000	678.433	2.784.500	123.850	623.667	100
2001	784.517	2.585.400	127.500	566.283	33
2002	797.250	3.243.317	75.867	493.267	1.850

Fonte: FAO (2003)

Tabela 18. Resumo das regressões para os Estados Unidos - dados logaritimizadas

40 observações														Pr: 1,985 ns (1,98) = 0,95																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																							
Modelo	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140	141	142	143	144	145	146	147	148	149	150	151	152	153	154	155	156	157	158	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175	176	177	178	179	180	181	182	183	184	185	186	187	188	189	190	191	192	193	194	195	196	197	198	199	200	201	202	203	204	205	206	207	208	209	210	211	212	213	214	215	216	217	218	219	220	221	222	223	224	225	226	227	228	229	230	231	232	233	234	235	236	237	238	239	240	241	242	243	244	245	246	247	248	249	250	251	252	253	254	255	256	257	258	259	260	261	262	263	264	265	266	267	268	269	270	271	272	273	274	275	276	277	278	279	280	281	282	283	284	285	286	287	288	289	290	291	292	293	294	295	296	297	298	299	300	301	302	303	304	305	306	307	308	309	310	311	312	313	314	315	316	317	318	319	320	321	322	323	324	325	326	327	328	329	330	331	332	333	334	335	336	337	338	339	340	341	342	343	344	345	346	347	348	349	350	351	352	353	354	355	356	357	358	359	360	361	362	363	364	365	366	367	368	369	370	371	372	373	374	375	376	377	378	379	380	381	382	383	384	385	386	387	388	389	390	391	392	393	394	395	396	397	398	399	400	401	402	403	404	405	406	407	408	409	410	411	412	413	414	415	416	417	418	419	420	421	422	423	424	425	426	427	428	429	430	431	432	433	434	435	436	437	438	439	440	441	442	443	444	445	446	447	448	449	450	451	452	453	454	455	456	457	458	459	460	461	462	463	464	465	466	467	468	469	470	471	472	473	474	475	476	477	478	479	480	481	482	483	484	485	486	487	488	489	490	491	492	493	494	495	496	497	498	499	500	501	502	503	504	505	506	507	508	509	510	511	512	513	514	515	516	517	518	519	520	521	522	523	524	525	526	527	528	529	530	531	532	533	534	535	536	537	538	539	540	541	542	543	544	545	546	547	548	549	550	551	552	553	554	555	556	557	558	559	560	561	562	563	564	565	566	567	568	569	570	571	572	573	574	575	576	577	578	579	580	581	582	583	584	585	586	587	588	589	590	591	592	593	594	595	596	597	598	599	600	601	602	603	604	605	606	607	608	609	610	611	612	613	614	615	616	617	618	619	620	621	622	623	624	625	626	627	628	629	630	631	632	633	634	635	636	637	638	639	640	641	642	643	644	645	646	647	648	649	650	651	652	653	654	655	656	657	658	659	660	661	662	663	664	665	666	667	668	669	670	671	672	673	674	675	676	677	678	679	680	681	682	683	684	685	686	687	688	689	690	691	692	693	694	695	696	697	698	699	700	701	702	703	704	705	706	707	708	709	710	711	712	713	714	715	716	717	718	719	720	721	722	723	724	725	726	727	728	729	730	731	732	733	734	735	736	737	738	739	740	741	742	743	744	745	746	747	748	749	750	751	752	753	754	755	756	757	758	759	760	761	762	763	764	765	766	767	768	769	770	771	772	773	774	775	776	777	778	779	780	781	782	783	784	785	786	787	788	789	790	791	792	793	794	795	796	797	798	799	800	801	802	803	804	805	806	807	808	809	810	811	812	813	814	815	816	817	818	819	820	821	822	823	824	825	826	827	828	829	830	831	832	833	834	835	836	837	838	839	840	841	842	843	844	845	846	847	848	849	850	851	852	853	854	855	856	857	858	859	860	861	862	863	864	865	866	867	868	869	870	871	872	873	874	875	876	877	878	879	880	881	882	883	884	885	886	887	888	889	890	891	892	893	894	895	896	897	898	899	900	901	902	903	904	905	906	907	908	909	910	911	912	913	914	915	916	917	918	919	920	921	922	923	924	925	926	927	928	929	930	931	932	933	934	935	936	937	938	939	940	941	942	943	944	945	946	947	948	949	950	951	952	953	954	955	956	957	958	959	960	961	962	963	964	965	966	967	968	969	970	971	972	973	974	975	976	977	978	979	980	981	982	983	984	985	986	987	988	989	990	991	992	993	994	995	996	997	998	999	1000	1001	1002	1003	1004	1005	1006	1007	1008	1009	1010	1011	1012	1013	1014	1015	1016	1017	1018	1019	1020	1021	1022	1023	1024	1025	1026	1027	1028	1029	1030	1031	1032	1033	1034	1035	1036	1037	1038	1039	1040	1041	1042	1043	1044	1045	1046	1047	1048	1049	1050	1051	1052	1053	1054	1055	1056	1057	1058	1059	1060	1061	1062	1063	1064	1065	1066	1067	1068	1069	1070	1071	1072	1073	1074	1075	1076	1077	1078	1079	1080	1081	1082	1083	1084	1085	1086	1087	1088	1089	1090	1091	1092	1093	1094	1095	1096	1097	1098	1099	1100	1101	1102	1103	1104	1105	1106	1107	1108	1109	1110	1111	1112	1113	1114	1115	1116	1117	1118	1119	1120	1121	1122	1123	1124	1125	1126	1127	1128	1129	1130	1131	1132	1133	1134	1135	1136	1137	1138	1139	1140	1141	1142	1143	1144	1145	1146	1147	1148	1149	1150	1151	1152	1153	1154	1155	1156	1157	1158	1159	1160	1161	1162	1163	1164	1165	1166	1167	1168	1169	1170	1171	1172	1173	1174	1175	1176	1177	1178	1179	1180	1181	1182	1183	1184	1185	1186	1187	1188	1189	1190	1191	1192	1193	1194	1195	1196	1197	1198	1199	1200	1201	1202	1203	1204	1205	1206	1207	1208	1209	1210	1211	1212	1213	1214	1215	1216	1217	1218	1219	1220	1221	1222	1223	1224	1225	1226	1227	1228	1229	1230	1231	1232	1233	1234	1235	1236	1237	1238	1239	1240	1241	1242	1243	1244	1245	1246	1247	1248	1249	1250	1251	1252	1253	1254	1255	1256	1257	1258	1259	1260	1261	1262	1263	1264	1265	1266	1267	1268	1269	1270	1271	1272	1273	1274	1275	1276	1277	1278	1279	1280	1281	1282	1283	1284	1285	1286	1287	1288	1289	1290	1291	1292	1293	1294	1295	1296	1297	1298	1299	1300	1301	1302	1303	1304	1305	1306	1307	1308	1309	1310	1311	1312	1313	1314	1315	1316	1317	1318	1319	1320	1321	1322	1323	1324	1325	1326	1327	1328	1329	1330	1331	1332	1333	1334	1335	1336	1337	1338	1339	1340	1341	1342	1343	1344	1345	1346	1347	1348	1349	1350	1351	1352	1353	1354	1355	1356	1357	1358	1359	1360	1361	1362	1363	1364	1365	1366	1367	1368	1369	1370	1371	1372	1373	1374	1375	1376	1377	1378	1379	1380	1381	1382	1383	1384	1385	1386	1387	1388	1389	1390	1391	1392	1393	1394	1395	1396	1397	1398	1399	1400	1401	1402	1403	1404	1405	1406	1407	1408	1409	1410	1411	1412	1413	1414	1415	1416	1417	1418	1419	1420	1421	1422	1423	1424	1425	1426	1427	1428	1429	1430	1431	1432	1433	1434	1435	1436	1437	1438	1439	1440	1441	1442	1443	1444	1445	1446	1447	1448	1449	1450	1451	1452	1453	1454	1455	1456	1457	1458	1459	1460	1461	1462	1463	1464	1465	1466	1467	1468	1469	1470	1471	1472	1473	1474	1475	1476	1477	1478	1479	1480	1481	1482	1483	1484	1485	1486	1487	1488	1489	1490	1491	1492	149

α = logaritmo natural
 I_t = Importação de café verde brasileiro por este mercado
 P_t = Preço do café brasileiro exportado por este mercado
 R_t = Índice real do PIB
 Q_{DM} = Variação Real do DM em 1 período
 P_{70} = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
 P_{80} = Preço de exportação de outras bebidas por este mercado
 P_{90} = Preço de importação de chá por este mercado
 P_{95} = Preço de exportação de chá por este mercado
 P_{96} = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado
 P_{97} = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado
 P_{98} = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado
 P_{99} = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado
 M_t = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado
 MC_t = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado
 PC_t = Preço do café azulão do Brasil para o café brasileiro neste mercado
 SNS = Não Significativo (estatística de autocorrelação)
 C = inconclusivo
 D = presença de autocorrelação

Tabela 19. Resumo das regressões para os Estados Unidos - dados não logaritimizados

40 observações		(ao) Intercept	Pr (a1)	Pcs (a2)	Pic (a2)	Pno (a2)	Pic (a2)	Pec (a2)	Mt (a2)	Pes (a2)	Q (a2)	Q (a2)	R-square	Adj-R-square	F-value	Pr > F	d(DWI)	h	Pr(-1.96 ≤ h ≤ 1.96) = 0.95	Ep	Er
Modelo 12	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.27596 3.90	-0.0018 -3.21	0.1324 0.6217								0.120	0.014	0.8449	0.8272	47.86	< 0.0001	2.01	-0.05	ns -0.26 -1.28
		Pr-2: II	0.0004	0.0028									0.0031								
Modelo 13	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.07066 3.99	0.0018 -3.10	-0.0243 -0.33								0.112	0.013	0.8437	0.8258	47.73	< 0.0001	1.99	0.05	ns 0.26 -1.11
		Pr-2: II	0.0003	0.0039									0.0010	0.0001							
Modelo 14	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.06469 3.90	-0.0019 -3.24	-0.0168 -0.12								0.112	0.013	0.8433	0.8253	47.07	< 0.0001	2.01	-0.04	ns -0.27 -1.10
		Pr-2: II	0.0004	0.0026									0.0021	< 0.0001							
Modelo 15	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.04918 3.86	-0.0020 -3.46	0.1153 0.75								0.114	0.013	0.8457	0.8281	47.95	< 0.0001	2.05	-0.25	ns -0.29 -1.24
		Pr-2: II	0.0003	0.0014									0.0011	< 0.0001							
Modelo 16	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.05312 3.94	-0.0019 -3.41	0.0137 0.44								0.112	0.013	0.8441	0.8292	47.36	< 0.0001	2.01	-0.05	ns -0.27 -1.14
		Pr-2: II	0.0004	0.0017									0.0008	< 0.0001							
Modelo 17	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.04925 3.94	-0.0019 -3.43	0.0281 0.52								0.112	0.012	0.8444	0.8286	47.49	< 0.0001	2.02	-0.07	ns -0.27 -1.16
		Pr-2: II	0.0004	0.0016									0.0009	< 0.0001							
Modelo 18	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.07605 4.00	-0.0019 -3.37	-0.0408 -0.21								0.112	0.013	0.8434	0.8255	47.12	< 0.0001	2.01	-0.05	ns -0.27 -1.09
		Pr-2: II	0.0003	0.0018									0.0024	< 0.0001							
Modelo 19	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.07615 3.89	-0.0019 -3.37	-0.0072 -0.04								0.114	0.013	0.8432	0.8253	47.05	< 0.0001	2.02	-0.09	ns -0.27 -1.11
		Pr-2: II	0.0003	0.0019									0.0073	0.0001							
Modelo 20	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.07513 3.89	-0.0019 -3.37	-0.0290 -0.13								0.114	0.013	0.8433	0.8254	47.08	< 0.0001	2.02	-0.07	ns -0.27 -1.09
		Pr-2: II	0.0003	0.0019									0.0073	0.0001							
Modelo 21	Ypc = ao + a1*Pr + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.10895 4.08	-0.002 -3.45	-0.0160 -3.7								0.111	0.012	0.8443	0.8313	65.05	< 0.0001	2.02	-0.05	ns -0.27 -1.14
		Pr-2: II	0.0002	0.0015									0.0007	< 0.0001							
Modelo 22	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pio + a3*Pno + a4*Ydelpc	(parâmetro) (estatística t)	2.21043 3.87	-0.00148 -1.30	-0.0004 -0.39								0.124	0.015	0.8287	0.8091	42.32	< 0.0001	2.02	-0.07	ns -0.21 -1.15
		Pr-2: II	0.0003	0.0031									0.0009	0.0008							

Sendo: Ypc = Importação de café verde brasileiro em termos per capita

Pr = Preço do café brasileiro exportado para este mercado

Pio = Índice real do PIB em termos per capita

Ydelpc = Variável Y defasada em 1 período em termos per capita

Pno = Preço de importação de outras bebidas por este mercado

Pio = Preço de importação de outras bebidas por este mercado

Pio = Preço de importação de outras bebidas por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Pio = Preço de importação de chá por este mercado

Tabela 21. Resumo das regressões para a Alemanha - dados não logaritimizados

[illegible]

Tabela 23. Resumo das regressões para a Alemanha - dados não logaritimizados

41 observações	(a) Intercept	Pr (a1)	Pes (a2)	Pes (a2)	Mo (a2)	Pes (a2)	Mc (a2)	Pes (a2)	Ms (a2)	Phps (a3)	Ydelpc (a4)	σ^2 (a5)	R square	Adj R square	F value	Pr > F	σ (DW)	h	Pr (-1.96 ≤ h ≤ 1.96) = 0.95	Er
Modelo 12	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0015 -1.98	Pes (a2) -2.6351 -3.46	Pes (a2) -2.6351 -3.46	Mo (a2) -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0310 3.88	Ydelpc (a4) 0.4538 2.82	σ^2 (a5) 0.161 0.026	R square 0.7804	Adj R square 0.7338	F value 28.56	Pr > F <0.0001	σ (DW) 1.61	#NUM!	ic -0.22	1.91
Modelo 13	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0009 -1.16	Pes (a2) -0.0014 -3.43	Pes (a2) -0.0014 -3.43	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0300 3.85	Ydelpc (a4) 0.3348 1.85	σ^2 (a5) 0.161 0.033	R square 0.7595	Adj R square 0.7227	F value 28.41	Pr > F <0.0001	σ (DW) 1.67	#NUM!	ic -0.13	1.86
Modelo 14	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0011 -1.32	Pes (a2) -0.0015 -3.46	Pes (a2) -0.0015 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0304 4.42	Ydelpc (a4) 0.3068 1.8	σ^2 (a5) 0.170 0.029	R square 0.7800	Adj R square 0.7355	F value 31.98	Pr > F <0.0001	σ (DW) 1.56	#NUM!	ic -0.16	2.25
Modelo 15	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0015 -1.89	Pes (a2) -0.0015 -3.46	Pes (a2) -0.0015 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0063 1.49	Ydelpc (a4) 0.7235 4.39	σ^2 (a5) 0.166 0.027	R square 0.6811	Adj R square 0.6456	F value 19.22	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.02	#NUM!	ic -0.22	0.36
Modelo 16	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0014 -1.58	Pes (a2) -0.0014 -3.46	Pes (a2) -0.0014 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0148 2.07	Ydelpc (a4) 0.6258 3.62	σ^2 (a5) 0.173 0.030	R square 0.6860	Adj R square 0.6545	F value 20.80	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.00	#NUM!	ic -0.20	0.81
Modelo 17	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0014 -1.82	Pes (a2) -0.0014 -3.46	Pes (a2) -0.0014 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0151 2.08	Ydelpc (a4) 0.6273 3.64	σ^2 (a5) 0.172 0.030	R square 0.6863	Adj R square 0.6548	F value 20.83	Pr > F <0.0001	σ (DW) 1.98	#NUM!	ic -0.20	0.53
Modelo 18	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0016 -1.87	Pes (a2) -0.0016 -3.46	Pes (a2) -0.0016 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0156 2.78	Ydelpc (a4) 0.5216 2.85	σ^2 (a5) 0.177 0.031	R square 0.7206	Adj R square 0.6895	F value 23.21	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.08	#NUM!	ic -0.22	0.97
Modelo 19	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0017 -1.90	Pes (a2) -0.0017 -3.46	Pes (a2) -0.0017 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0067 1.59	Ydelpc (a4) 0.7197 4.47	σ^2 (a5) 0.161 0.026	R square 0.6843	Adj R square 0.6493	F value 19.51	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.02	#NUM!	ic -0.25	0.42
Modelo 20	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0018 -2.10	Pes (a2) -0.0018 -3.46	Pes (a2) -0.0018 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.1204 -0.0001	Ydelpc (a4) 0.6380 3.84	σ^2 (a5) 0.167 0.028	R square 0.7010	Adj R square 0.6678	F value 21.10	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.06	#NUM!	ic -0.26	0.63
Modelo 21	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.002 -1.81	Pes (a2) -0.002 -3.46	Pes (a2) -0.002 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0064 1.54	Ydelpc (a4) 0.7302 4.59	σ^2 (a5) 0.159 0.025	R square 0.6807	Adj R square 0.6548	F value 26.30	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.00	#NUM!	ic -0.23	0.40
Modelo 22	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.00228 -0.91	Pes (a2) -0.00228 -3.46	Pes (a2) -0.00228 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0067 1.55	Ydelpc (a4) 0.7365 4.54	σ^2 (a5) 0.162 0.026	R square 0.6815	Adj R square 0.6481	F value 19.26	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.02	#NUM!	ic -0.33	0.41
Modelo 23	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Phps + a4*Ydelpc (parâmetro) (estatística t)	-0.0023 -1.81	Pes (a2) -0.0023 -3.46	Pes (a2) -0.0023 -3.46	Mo (a2) -3.1066 -4.03	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Mc (a2) 0.1777 0.8475	Pes (a2) 0.1777 0.8475	Ms (a2) 0.1777 0.8475	Phps (a3) 0.0064 1.54	Ydelpc (a4) 0.7302 4.59	σ^2 (a5) 0.159 0.025	R square 0.6807	Adj R square 0.6548	F value 26.30	Pr > F <0.0001	σ (DW) 2.00	#NUM!	ic -0.23	0.40

sendo:

- Pr = Preço do café brasileiro exportado para este mercado
- Phps = Índice real do PIB em termos per capita
- Ydelpc = Variável Y deflacionada em 1 período em termos per capita
- Pis = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
- Pes = Preço de importação de chá por este mercado
- Pes = Preço de importação de chá por este mercado
- Pis = Preço de importação de suco de laranja por este mercado
- Mo = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado
- Mc = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado
- Ms = Média dos preços de importação e exportação de suco de laranja por este mercado
- Pis = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado
- ic = não significativo (estatística de autocorrelação)
- ** = presença de autocorrelação

Tabela 24. Resumo das regressões para a Alemanha - dados logaritimizados

[illegible]

endo: In a logarithmic natural

CYC = Importação de café verde brasileiro em termos por capita	
PCC = Preço do café brasileiro exportado para este mercado	
PIBcap = Índice real do PIB em termos per capita	
TRDcap = Índice relativo à demanda em um período em termos per capita	
PO = Preço de importação de outras bebidas por este mercado	
PCO = Preço de exportação de outras bebidas por este mercado	
PCP = Preço de importação de chá por este mercado	
PPC = Preço de exportação de chá por este mercado	
PS = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	
PPS = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado	
M = Matriz dos preços de importação e exportação de outros produtos	
M _{café} = Matriz dos preços de importação e exportação de café por este mercado	
M _{suco} = Matriz dos preços de importação e exportação de suco de laranja por este mercado	
S _{café} = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado	
S _{suco} = Preço do suco substituído do suco brasileiro neste mercado	
α_i = não significativo (teste de autocorrelação)	

... a natureza da submissão

Tabela 26. Resumo das regressões para a Itália - dados logaritimizados

41. observações																							Fit(1.98 x 10 ¹⁰) = 0.96		
	(no) intercept	W ² (s1)	W ² (s2)	W ² (s3)	W ² (s4)	W ² (s5)	W ² (s6)	W ² (s7)	W ² (s8)	W ² (s9)	W ² (s10)	W ² (s11)	W ² (s12)	W ² (s13)	W ² (s14)	σ ² total	R-square	Adj R-square	F-value	P > F	d (DW)	h	Ep		
Modelo 1	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.29525	-0.239	-0.398	-0.287	-0.398	-0.287	-0.398	-0.287	-0.398	-0.287	-0.398	-0.287	-0.398	-0.287	0.137	0.019	0.5400	10.78	<0.0001	2.08	-0.90	ns	-0.26	0.05
	Pr > Z	-0.0001	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	
Modelo 2	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.1983	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	-0.31827	0.141	0.020	0.4881	8.56	<0.0001	1.86	0.76	ns	-0.20	0.43
	Pr > Z	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 3	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2110	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	0.138	0.019	0.5631	11.90	<0.0001	1.98	0.08	ns	-0.21	0.88
	Pr > Z	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 4	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	-0.3113	0.154	0.024	0.5548	11.21	<0.0001	2.00	0.04	ns	-0.31	1.16
	Pr > Z	-0.0001	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	0.0006	
Modelo 5	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	-0.2507	0.157	0.025	0.4745	8.13	<0.0001	2.07	0.04	ns	-0.26	0.22
	Pr > Z	-0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 6	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	-0.2746	0.163	0.027	0.5043	9.18	<0.0001	2.09	0.04	ns	-0.27	0.53
	Pr > Z	-0.0001	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	0.0008	
Modelo 7	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	-0.2403	0.125	0.016	0.5032	9.11	<0.0001	1.95	0.26	ns	-0.25	0.23
	Pr > Z	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 8	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	-0.2728	0.132	0.017	0.5077	11.82	<0.0001	2.12	-0.71	ns	-0.22	0.42
	Pr > Z	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 9	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	-0.2154	0.126	0.017	0.5522	11.10	<0.0001	2.10	-0.56	ns	-0.22	0.43
	Pr > Z	-0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 10	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	-0.27	0.128	0.012	0.4564	10.36	<0.0001	2.05	-0.20	ns	-0.27	0.06
	Pr > Z	-0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	
Modelo 11	lnY = 30 + a1*lnPr + a2*W*Po + a3*W*Po + a4*lnDef (parâmetro)	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	-0.82	0.107	0.012	0.6363	15.95	<0.0001	2.05	-0.23	ns	-0.82	0.26
	Pr > Z	-0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	

Mo = Média dos preços de importação e exportação de azúcares bebidas por este mercado
 Mc = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado
 pCS = Preço do café substituto do café brasileiro neste mercado
 ns = não significativo (ausência de autocorrelação)

 $\rho =$ presença de autocorrelação

Tabela 27. Resumo das regressões para a Itália - dados não logaritimizados

[illegible]

Tabela 28. Resumo das regressões para a Itália - dados logaritimizados

41	Observations		(a) intercept	lnP ₁ (a1)	lnP ₂ (a2)	lnP ₃ (a3)	lnP ₄ (a4)	lnP ₅ (a5)	lnP ₆ (a6)	lnP ₇ (a7)	lnP ₈ (a8)	lnP ₉ (a9)	lnP ₁₀ (a10)	lnP ₁₁ (a11)	lnP ₁₂ (a12)	lnP ₁₃ (a13)	lnP ₁₄ (a14)	lnP ₁₅ (a15)	lnP ₁₆ (a16)	lnP ₁₇ (a17)	lnP ₁₈ (a18)	lnP ₁₉ (a19)	lnP ₂₀ (a20)	lnP ₂₁ (a21)	lnP ₂₂ (a22)	lnP ₂₃ (a23)	lnP ₂₄ (a24)	lnP ₂₅ (a25)	lnP ₂₆ (a26)	lnP ₂₇ (a27)	lnP ₂₈ (a28)	lnP ₂₉ (a29)	lnP ₃₀ (a30)	lnP ₃₁ (a31)	lnP ₃₂ (a32)	lnP ₃₃ (a33)	lnP ₃₄ (a34)	lnP ₃₅ (a35)	lnP ₃₆ (a36)	lnP ₃₇ (a37)	lnP ₃₈ (a38)	lnP ₃₉ (a39)	lnP ₄₀ (a40)	lnP ₄₁ (a41)	lnP ₄₂ (a42)	lnP ₄₃ (a43)	lnP ₄₄ (a44)	lnP ₄₅ (a45)	lnP ₄₆ (a46)	lnP ₄₇ (a47)	lnP ₄₈ (a48)	lnP ₄₉ (a49)	lnP ₅₀ (a50)	lnP ₅₁ (a51)	lnP ₅₂ (a52)	lnP ₅₃ (a53)	lnP ₅₄ (a54)	lnP ₅₅ (a55)	lnP ₅₆ (a56)	lnP ₅₇ (a57)	lnP ₅₈ (a58)	lnP ₅₉ (a59)	lnP ₆₀ (a60)	lnP ₆₁ (a61)	lnP ₆₂ (a62)	lnP ₆₃ (a63)	lnP ₆₄ (a64)	lnP ₆₅ (a65)	lnP ₆₆ (a66)	lnP ₆₇ (a67)	lnP ₆₈ (a68)	lnP ₆₉ (a69)	lnP ₇₀ (a70)	lnP ₇₁ (a71)	lnP ₇₂ (a72)	lnP ₇₃ (a73)	lnP ₇₄ (a74)	lnP ₇₅ (a75)	lnP ₇₆ (a76)	lnP ₇₇ (a77)	lnP ₇₈ (a78)	lnP ₇₉ (a79)	lnP ₈₀ (a80)	lnP ₈₁ (a81)	lnP ₈₂ (a82)	lnP ₈₃ (a83)	lnP ₈₄ (a84)	lnP ₈₅ (a85)	lnP ₈₆ (a86)	lnP ₈₇ (a87)	lnP ₈₈ (a88)	lnP ₈₉ (a89)	lnP ₉₀ (a90)	lnP ₉₁ (a91)	lnP ₉₂ (a92)	lnP ₉₃ (a93)	lnP ₉₄ (a94)	lnP ₉₅ (a95)	lnP ₉₆ (a96)	lnP ₉₇ (a97)	lnP ₉₈ (a98)	lnP ₉₉ (a99)	lnP ₁₀₀ (a100)	lnP ₁₀₁ (a101)	lnP ₁₀₂ (a102)	lnP ₁₀₃ (a103)	lnP ₁₀₄ (a104)	lnP ₁₀₅ (a105)	lnP ₁₀₆ (a106)	lnP ₁₀₇ (a107)	lnP ₁₀₈ (a108)	lnP ₁₀₉ (a109)	lnP ₁₁₀ (a110)	lnP ₁₁₁ (a111)	lnP ₁₁₂ (a112)	lnP ₁₁₃ (a113)	lnP ₁₁₄ (a114)	lnP ₁₁₅ (a115)	lnP ₁₁₆ (a116)	lnP ₁₁₇ (a117)	lnP ₁₁₈ (a118)	lnP ₁₁₉ (a119)	lnP ₁₂₀ (a120)	lnP ₁₂₁ (a121)	lnP ₁₂₂ (a122)	lnP ₁₂₃ (a123)	lnP ₁₂₄ (a124)	lnP ₁₂₅ (a125)	lnP ₁₂₆ (a126)	lnP ₁₂₇ (a127)	lnP ₁₂₈ (a128)	lnP ₁₂₉ (a129)	lnP ₁₃₀ (a130)	lnP ₁₃₁ (a131)	lnP ₁₃₂ (a132)	lnP ₁₃₃ (a133)	lnP ₁₃₄ (a134)	lnP ₁₃₅ (a135)	lnP ₁₃₆ (a136)	lnP ₁₃₇ (a137)	lnP ₁₃₈ (a138)	lnP ₁₃₉ (a139)	lnP ₁₄₀ (a140)	lnP ₁₄₁ (a141)	lnP ₁₄₂ (a142)	lnP ₁₄₃ (a143)	lnP ₁₄₄ (a144)	lnP ₁₄₅ (a145)	lnP ₁₄₆ (a146)	lnP ₁₄₇ (a147)	lnP ₁₄₈ (a148)	lnP ₁₄₉ (a149)	lnP ₁₅₀ (a150)	lnP ₁₅₁ (a151)	lnP ₁₅₂ (a152)	lnP ₁₅₃ (a153)	lnP ₁₅₄ (a154)	lnP ₁₅₅ (a155)	lnP ₁₅₆ (a156)	lnP ₁₅₇ (a157)	lnP ₁₅₈ (a158)	lnP ₁₅₉ (a159)	lnP ₁₆₀ (a160)	lnP ₁₆₁ (a161)	lnP ₁₆₂ (a162)	lnP ₁₆₃ (a163)	lnP ₁₆₄ (a164)	lnP ₁₆₅ (a165)	lnP ₁₆₆ (a166)	lnP ₁₆₇ (a167)	lnP ₁₆₈ (a168)	lnP ₁₆₉ (a169)	lnP ₁₇₀ (a170)	lnP ₁₇₁ (a171)	lnP ₁₇₂ (a172)	lnP ₁₇₃ (a173)	lnP ₁₇₄ (a174)	lnP ₁₇₅ (a175)	lnP ₁₇₆ (a176)	lnP ₁₇₇ (a177)	lnP ₁₇₈ (a178)	lnP ₁₇₉ (a179)	lnP ₁₈₀ (a180)	lnP ₁₈₁ (a181)	lnP ₁₈₂ (a182)	lnP ₁₈₃ (a183)	lnP ₁₈₄ (a184)	lnP ₁₈₅ (a185)	lnP ₁₈₆ (a186)	lnP ₁₈₇ (a187)	lnP ₁₈₈ (a188)	lnP ₁₈₉ (a189)	lnP ₁₉₀ (a190)	lnP ₁₉₁ (a191)	lnP ₁₉₂ (a192)	lnP ₁₉₃ (a193)	lnP ₁₉₄ (a194)	lnP ₁₉₅ (a195)	lnP ₁₉₆ (a196)	lnP ₁₉₇ (a197)	lnP ₁₉₈ (a198)	lnP ₁₉₉ (a199)	lnP ₂₀₀ (a200)	lnP ₂₀₁ (a201)	lnP ₂₀₂ (a202)	lnP ₂₀₃ (a203)	lnP ₂₀₄ (a204)</
----	--------------	--	---------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-----------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	-------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	---------------------------	-----------------------------

P = preço de importação de café verde brasileiro em termos por caixa
P_C = Preço do café brasileiro exportado para este mercado
V_C = Volume real do PAB em termos por caixa
V_D = Índice real do PIB em termos por caixa
P_F = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
P_B = Preço de importação de culturas bebidas por este mercado
P_S = Preço de importação de chá por este mercado
P_M = Preço de importação de suco de laranja por este mercado
P_A = Preço de importação de suco de manga por este mercado
M₀ = Média dos preços de importação e exportação de outros bens
M_C = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado
M_B = Média dos preços de importação e exportação de suco de leite
M_S = Média dos preços de importação e exportação de suco de maçã
M_A = Preço da substituição do café brasileiro neste mercado
R₀ = taxa significativa (autocorrelação)

== presença de autocorrelação

Tabela 29. Resumo das regressões para a França - dados não logaritimizados

41 observações	(ao) intercept.	Pr (e1)	Pto (e2)	Pto (e2)	Mo (e2)	Pto (e2)	Pto (e2)	Me (e2)	Pto (e2)	Ydel (e4)	R-square	Adj R-square	F value	Pr > F	d (DW)	h	Pr(-1.96 ≤ t ≤ 1.96) = 0.95	Ep	Er
Modelo 1	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-381.254 -1.12	-700.683 -2.15	-700.683 -2.15						4267.242 1.77	0.3207	0.2452	4.25	0.0064	2.020	-0.16	ns	-0.10	0.48
Modelo 2	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-529.67 -1.57	-512.17 -0.75	-512.17 -0.75						52.838 0.04	0.2449	0.1610	2.92	0.0345	2.051	-0.58	ns	-0.14	0.01
Modelo 3	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-583.79 -1.55	-469.3 0.4693	-469.3 0.4693						576.022 0.9952	0.2575	0.1750	3.12	0.0285	2.044	-0.48	ns	-0.15	0.07
Modelo 4	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-682.44 -1.89	-682.44 -1.89	-682.44 -1.89						-2622.611 -1.16	0.2556	0.1640	3.25	0.0223	2.031	-0.26	ns	-0.16	-0.32
Modelo 5	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-690.22 -2.14	-690.22 -2.14	-690.22 -2.14						2437.625 1.64	0.3777	0.3086	5.46	0.0015	2.105	-0.78	ns	-0.17	0.28
Modelo 6	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-583.44 -1.75	-583.44 -1.75	-583.44 -1.75						2532.991 1.42	0.3160	0.2422	4.20	0.0089	2.086	-0.85	ns	-0.15	0.29
Modelo 10	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-538.98 -1.55	-538.98 -1.55	-538.98 -1.55						-203.887 -0.16	0.2332	0.1710	3.75	0.019	2.072	-0.67	ns	-0.14	-0.02
Modelo 11	$Y = ao + a1*Pr + a2*Pto + a3*Pto + a4*Ydel$ (parâmetro) (estatística t)	-3007.99 -2.91	-3007.99 -2.91	-3007.99 -2.91						-40.715 -0.03	0.3501	0.2778	4.85	0.0031	2.050	-0.33	ns	-0.84	0.00

sendo:	Y = Importação de café verde brasileiro por este mercado	1982-2002 (41 observações)	1970-2002 (33 observações)	1982-2002 (23 observações)
Pto = Preço do café brasileiro exportado por este mercado	Pto = Preço do café brasileiro exportado por este mercado	Elasticidade preço	Elasticidade preço	Elasticidade preço
Ydel = Variação Y deflacionada em 1 período	Modelos 1 a 11	Modelo 11.1	Modelo 11.1	Modelo 11.2
Pto = Preço de importação de outras bebidas por este mercado	Média de Y (a)	701.085	701.085	Média de Y (a)
Pto = Preço de importação de outras bebidas por este mercado	Média de Pr (b)	174.52	174.52	Média de Pr (b)
Pto = Preço de importação de chá por este mercado	b/a	0.00026349	0.00024882	b/a
Pto = Preço de importação de chá por este mercado	Modelos 12 a 22			
Pto = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	Média de Ypc (c)	0.75	0.75	Média de Ypc (c)
Pto = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	Média de Pr (b)	172.44	174.52	Média de Pr (b)
Pto = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado	b/c	228.439	229.424	b/c
Mo = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado	Elasticidade renda			Elasticidade renda
Mo = Média dos preços de importação e exportação de suco de laranja por este mercado	Modelos 1 a 11			Modelo 11.2
Pto = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado	Média de Y (a)	690.487	701.085	Média de Y (a)
ns = não significativo (estatística de autocorrelação)	Média de PIB (d)	75.93	85.30	Média de PIB (d)
ic = inconclusivo	d/a	0.00011306	0.00012166	d/a
* = presença de autocorrelação	Modelos 12 a 22			
	Média de Ypc (c)	0.75	0.75	Média de Ypc (c)
	Média de PIBpc (e)	81.12	88.57	Média de PIBpc (e)
	b/c	187.80	116.41	b/c

Tabela 33. Resumo das regressões para o Japão - dados não logaritimizados

41 observações																				Pr(-1,06 ≤ t ≤ 1,09) = 0,05			
Modelo	1	2	3	4	5	6	10	11							R-square	Adj. R-square	F-value	Pr > F	d(Obs)	b	Er		
	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9229	0,9143	107,73	<0,0001	2,11	-1,05	na	-0,14	0,93
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 2	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9270	0,9189	114,26	<0,0001	2,11	-0,83	na	-0,15	1,13
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 3	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9249	0,9166	110,88	<0,0001	2,09	-0,82	na	-0,14	1,05
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 4	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9230	0,9144	107,82	<0,0001	2,11	-0,86	na	-0,15	0,91
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 5	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9296	0,9218	118,83	<0,0001	2,14	-1,02	na	-0,19	1,17
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 6	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9299	0,9221	119,44	<0,0001	2,14	-0,97	na	-0,19	1,25
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 10	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9227	0,9165	147,31	<0,0001	2,10	-0,83	na	-0,14	0,93
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														
Modelo 11	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel	Y = ao + a1*Pr + a2*Pib + a3*Ydel + a4*Ydel						0,9316	0,9240	122,53	<0,0001	2,10	-0,76	na	-0,43	0,94
	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)														
	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t	Pr > t														

sendo:	Y = Importação de café verde brasileiro por este mercado	1980-2002 (41 observações)	1970-2002 (33 observações)	1980-2002 (23 observações)
	Pr = Preço do café brasileiro exportado por este mercado	Elasticidade preço	Elasticidade preço	Elasticidade preço
	Pib = Índice real do PIB	Modelos 1 a 11	Modelos 1 a 11	Modelos 1 a 11
	Ydel = Variável Y defasada em 1 período	Média de Y (a)	Média de Y (a)	Média de Y (a)
	Pib = Preço de importação de outras bebidas por este mercado	Média de Pr (b)	Média de Pr (b)	Média de Pr (b)
	Pib = Preço de importação de outras bebidas por este mercado	Sic	Sic	Sic
	Pib = Preço de importação de chá por este mercado	Modelos 12 a 22	Modelos 12 a 22	Modelos 12 a 22
	Pib = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	Média de Ypc (c)	Média de Ypc (c)	Média de Ypc (c)
	Pib = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	Média de Pr (b)	Média de Pr (b)	Média de Pr (b)
	Pib = Preço de importação de suco de laranja por este mercado	Sic	Sic	Sic
	Mc = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado	Elasticidade renda	Elasticidade renda	Elasticidade renda
	Mc = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado	Modelos 1 a 11	Modelos 1 a 11	Modelos 1 a 11
	Mc = Média dos preços de importação e exportação de suco de laranja por este mercado	Média de Y (a)	Média de Y (a)	Média de Y (a)
	Pib = Preço do café substituído de café brasileiro neste mercado	Média de PIB (d)	Média de PIB (d)	Média de PIB (d)
	lc = (copacatavo)	Sic	Sic	Sic
	** = presença de autocorrelação	Modelos 12 a 22	Modelos 12 a 22	Modelos 12 a 22
		Média de Ypc (c)	Média de Ypc (c)	Média de Ypc (c)
		Média de PIBpc (e)	Média de PIBpc (e)	Média de PIBpc (e)
		Sic	Sic	Sic

Tabela 34. Resumo das regressões para o Japão - dados logaritimizados

41 observações		(ao) Intercep.	lnPr (s1)	lnPos (s2)	lnPto (s2)	lnPec (s2)	lnMc (s2)	lnPto (s3)	lnPec (s3)	σ (col)	σ² (col)	R-square	Adj. R-square	F value	Pr > F	d (DW)	h	Ep	Er
Modelo 1	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,173	0,030	0,9065	0,8861	87,23	<0,0001	2,06	#NUM!	0,02	1,89
	Pr > t	0,015	0,88	0,9674	-0,087	-0,46	0,6514	4,3	0,95	0,0001	0,3478	0,9070	0,8867	87,78	0,0002	2,05	#NUM!	0,02	2,05
Modelo 2	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,171	0,029	0,9070	0,8867	87,78	0,0002	2,05	#NUM!	0,02	2,05
	Pr > t	0,1995	0,9192	0,9614	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9070	0,8867	87,78	0,0002	2,05	#NUM!	0,02	2,05
Modelo 3	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,170	0,029	0,9082	0,8880	88,00	<0,0001	2,05	#NUM!	0,01	2,06
	Pr > t	0,092	0,9586	0,9674	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9082	0,8880	88,00	<0,0001	2,05	#NUM!	0,01	2,06
Modelo 4	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,177	0,031	0,9111	0,9012	92,22	<0,0001	2,05	#NUM!	0,05	1,81
	Pr > t	0,054	0,7691	0,9674	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9111	0,9012	92,22	<0,0001	2,05	#NUM!	0,05	1,81
Modelo 5	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,160	0,026	0,9206	0,9118	104,37	<0,0001	2,09	#NUM!	0,02	2,52
	Pr > t	0,015	0,2128	0,9674	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9206	0,9118	104,37	<0,0001	2,09	#NUM!	0,02	2,52
Modelo 6	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,166	0,028	0,9121	0,9023	83,35	<0,0001	2,06	#NUM!	0,09	2,28
	Pr > t	0,0783	0,9874	0,9674	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9121	0,9023	83,35	<0,0001	2,06	#NUM!	0,09	2,28
Modelo 10	lnY = ao + a1*lnPr + a3*lnPto + a2*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,169	0,029	0,9065	0,8889	119,54	<0,0001	2,057	#NUM!	0,02	1,89
	Pr > t	0,0087	0,8758	0,9674	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9065	0,8889	119,54	<0,0001	2,057	#NUM!	0,02	1,89
Modelo 11	lnY = ao + a1*lnPr + a2*lnPto + a3*lnPec + a4*lnYdef	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	(estatística t)	0,163	0,026	0,9385	0,9328	139,83	<0,0001	1,765	#NUM!	0,03	2,49
	Pr > t	0,0001	0,0008	<0,0001	-0,163	-0,81	0,421	2,0587	0,15944	0,0001	0,3478	0,9385	0,9328	139,83	<0,0001	1,765	#NUM!	0,03	2,49

sendo:

ln = logaritmo natural

Y = Importação de café verde brasileiro por este mercado

Pr = Preço do café brasileiro importado por este mercado

Pto = Índice real do PIB

Ydef = Variável Y defasada em 1 período

Pto = Preço de importação de outras bebidas por este mercado

Pec = Preço de exportação de outras bebidas por este mercado

Pec = Preço de importação de chá por este mercado

Pec = Preço de exportação de chá por este mercado

Pec = Preço de importação de suco de laranja por este mercado

Pec = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado

Mc = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado

Mc = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado

Pec = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado

ns = não significativo (qualidade de autocorrelação)

le = inconclusivo

* = presença de autocorrelação

Tabela 35. Resumo das regressões para o Japão - dados não logaritimizados

41 observações																						
Modelo	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(a) Intercep.	Pr (t1)	Pis (t2)	Pis (t2)	Mo (t2)	Pis (t2)	Mc (t2)	Pis (t2)	D98 (t4)	Ydelpc (t4)	σ (res)	σ ² (res)	R-square	Adj R-square	F value	Pr > F	d (DW)	h	Pr(-1.96 < h < 1.96) = 0.95	Ep	Er
Modelo 12	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.09153	-0.0003	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.77	0.2	0.2	-1.77	0.2	3.61	3.61	0.0098	0.0098											
Modelo 13	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.12063	-0.0003	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.97	-1.33	0.2	-1.97	-1.33	3.61	3.61	0.0098	0.0098											
Modelo 14	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.09646	-0.0003	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.87	-0.97	0.2	-1.87	-0.97	3.70	3.70	0.0098	0.0098											
Modelo 15	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.08326	-0.0003	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.82	-0.46	0.2	-1.82	-0.46	3.70	3.70	0.0098	0.0098											
Modelo 16	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.12847	-0.0004	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-2.43	-1.84	0.2	-2.43	-1.84	3.70	3.70	0.0098	0.0098											
Modelo 17	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.13189	-0.0004	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-2.36	-1.82	0.2	-2.36	-1.82	3.70	3.70	0.0098	0.0098											
Modelo 21	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.08640	0.00	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.79	-1.23	0.2	-1.79	-1.23	3.67	3.67	0.0098	0.0098											
Modelo 22	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07693	-0.0002	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-2.93	-2.32	0.2	-2.93	-2.32	3.67	3.67	0.0098	0.0098											
Modelo 22.1	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.05389	-0.0006	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-2.41	-1.83	0.2	-2.41	-1.83	3.67	3.67	0.0098	0.0098											
Modelo 22.2	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.0542	-0.0016	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-2.03	-1.19	0.2	-2.03	-1.19	3.67	3.67	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051	0.4004	0.147	0.022	0.0069	87.67	<0.0001	2.11	-1.06	na	-0.14	0.98		
	Pr > II		-1.96	-1.67	0.2	-1.96	-1.67	3.33	3.33	0.0098	0.0098											
Modelo 22 D	Ypc = ao + a1*Pr + a2*Pis + a3*Pis + a4*Ydelpc	(parâmetro)	-0.07147	-0.0007	0.0111	-0.0008	-0.0008	0.0051	0.0051													

sendo:

- Ypc = Importação de café verde brasileiro em termos por capita
- Pis = Preço do café brasileiro exportado para este mercado
- Pis = Índice real do PIB em termos por capita
- Ydelpc = Variável Y deflacionada em 1 período em termos por capita
- Pis = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
- Pis = Preço de exportação de outras bebidas por este mercado
- Pis = Preço de importação de chá por este mercado
- Pis = Preço de exportação de chá por este mercado
- Pis = Preço de importação de suco de laranja por este mercado
- Pis = Preço de exportação de suco de laranja por este mercado
- Me = Média dos preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado
- Me = Média dos preços de importação e exportação de chá por este mercado
- Pis = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado
- Res = Resíduos para o ano de 1990
- na = não significativo (qualifica de autocorrelação)
- le = inconclusivo
- * = presença de autocorrelação

Tabela 36. Resumo das regressões para o Japão - dados logaritimizados

41 observações		(ao) intercept.	lnPr (s1)	lnPcs (s2)	lnPps (s2)	lnMc (s2)	lnPpc (s2)	lnMc (s2)	lnPpcc (s3)	σ^2 (resid)	R-square	F value	Pr > F	d (DM) h	Pr(-1.96 < h < 1.96) = 0.95
Modelo 12	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -9.5233 (estatística t) -3.5	0.0188 0.13	0.005 0.02	0.005 0.02	-0.024 -0.13	0.005 0.02	0.005 0.02	1.9442 4	0.20658 1.22	0.8986 0.8740	70.37	<0.0001	2.11	#NÚM! na 0.02 1.98
Modelo 13	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -8.7379 (estatística t) -3.06	0.0175 0.11	0.005 0.02	0.005 0.02	-0.024 -0.13	0.005 0.02	0.005 0.02	2.03646 3.16	0.21019 1.23	0.8987 0.8741	70.40	<0.0001	2.11	#NÚM! na 0.02 2.04
Modelo 14	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -10.1016 (estatística t) -3.51	0.0068 0.06	0.005 0.02	0.005 0.02	-0.119 -0.59	0.005 0.02	0.005 0.02	2.12736 3.67	0.21253 1.25	0.8977 0.8762	71.12	<0.0001	2.11	#NÚM! na 0.01 2.13
Modelo 15	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -8.1049 (estatística t) -3.43	-0.0526 -0.34	0.005 0.02	0.005 0.02	0.311 1.45	0.005 0.02	0.005 0.02	1.07308 3.63	0.21168 0.99	0.8929 0.8810	75	<0.0001	2.10	#NÚM! na -0.05 1.87
Modelo 16	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -11.2090 (estatística t) -4.24	-0.1904 -1.14	0.005 0.02	0.005 0.02	-0.226 -1.26	0.005 0.02	0.005 0.02	2.69603 4.84	0.15204 0.94	0.8901 0.8601	81.96	<0.0001	2.13	#NÚM! na -0.19 2.67
Modelo 17	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -10.43787 (estatística t) -3.79	-0.07366 -0.44	0.005 0.02	0.005 0.02	-0.226 -1.26	0.005 0.02	0.005 0.02	2.37464 4.12	0.22126 1.33	0.8914 0.8793	73.86	<0.0001	2.12	#NÚM! na -0.07 2.37
Modelo 21	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -8.52530 (estatística t) -3.55	0.02 0.13	0.005 0.02	0.005 0.02	0.218 1.25	0.005 0.02	0.005 0.02	1.9453 4.06	0.2101 1.25	0.8968 0.8774	96.43	<0.0001	2.11	#NÚM! na 0.02 1.99
Modelo 22	lnYpc = ao + a1*lnPr + a2*lnPpc + a3*lnPps + a4*lnYdelpc	(parâmetro) -14.72278 (estatística t) -5.94	-0.94247 -3.68	1.18853 4.45	0.005 0.02	-0.1915 -1.17	0.005 0.02	0.005 0.02	2.9658 6.24	-0.1915 -1.17	0.9266 0.9167	113.93	<0.0001	1.79	#NÚM! na -0.94 2.67
sendo:	ln = logaritmo natural														

Ypc = Importação de café verde brasileiro em termos per capita
Pr = Preço do café brasileiro exportado para este mercado
Ppc = Índice real do PIB em termos per capita
Ydelpc = Variável Y deflata em 1 período em termos per capita
Pps = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
Ppc = Preço de importação de outras bebidas por este mercado
Pps = Preço de importação de chá por este mercado
Ppc = Preço de importação de chá por este mercado
Pps = Preço de importação de suco de laranja por este mercado
Ppc = Preço de importação de suco de laranja por este mercado
Pps = Média das preços de importação e exportação de outras bebidas por este mercado
Ppc = Média das preços de importação e exportação de chá por este mercado
Pps = Média das preços de importação e exportação de chá por este mercado
Ppc = Preço do café substituído do café brasileiro neste mercado
na = não significativo (tendência de autocorrelação)
ic = inconclusivo
* = presença de autocorrelação

Tabela 37. Resumo das regressões para o Brasil

119

42 observações (1991-2002)

Modelo	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																																								
Modelo 1	Cpc = ao + a1*Pr + a2*PrCpc + a3*PrCpcC	(parâmetro)	1,17	0,00	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06	-0,06

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABAEU, J.N.; MANDERSCHEID, L.V. U.S. import demand for green coffee by variety. **American Journal of Agricultural Economics**, v.50, n.2, p.232-242, May 1968.
- ALMEIDA, C.O. Política cambial e receita de exportações de café no Brasil – 1970 a 1989. Fortaleza, 1993. 66p. Dissertação (M.S) – Universidade Federal do Ceará.
- ALVIM, F.H.B.; BACHA, C.J.C.; ALVES, C.C. Estimativa de uma equação de demanda de exportações brasileiras de café: período de 1980 a 2001. **Revista de Economia e Agronegócio**, v.1, n.4, p.441-459, out./dez. 2003.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE CAFÉ. **Estatísticas**. <http://www.abic.com.br/estatisticas.html> (09 mar. 2003)
- BARBOSA, F. **Microeconomia**: teoria, modelos econométricos e aplicações à teoria brasileira. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1985. 534p.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. **Sistema Alice**. <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/> (15 jul. 2003)
- CARVALHO, M.R. Análise estrutural da demanda interna de café. Viçosa, 1974. 135p. Dissertação (M.S) – Universidade Federal de Viçosa.

COFFEE BUSINESS. **Boletim diário**. <http://www.coffeebusiness.com.br> (16 abr. 2003)

COSTA, S.L. da; SILVA, O.M. da. Café: condicionantes e elasticidades da demanda de consumo interno (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 41., Juiz de Fora, 2003. **Anais**. Brasília: SOBER, 2003.

DALY, R.F. Coffee consumption and prices in the United States. **Agricultural Economics Research**, v.10, n.3, p.61-71, July 1958.

DELFIN NETTO, A. Observações sobre o conceito de elasticidade. **Revista dos Mercados**, v.6, n.55, p.7-11, mar. 1955.

DELFIN NETTO, A. O problema da elasticidade da procura. In: INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ. **Curso de economia cafeeira**. Rio de Janeiro, 1962. p.672-714.

DELFIN NETTO, A.; PINTO, C.A.A. **O café do Brasil**: vinte anos de substituição no mercado internacional. São Paulo, 1965. 724p. (Estudos ANPES, 3)

FAO. **Statistical databases**. http://www.fao.org/waicent/portal/statistics_en.asp (25 Aug. 2003)

FINAGEIV, V. Análise econométrica da demanda de exportação do café brasileiro. Viçosa, 1976. 24p. Dissertação (M.S) – Universidade Federal de Viçosa.

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

HOPP, H.; FOOTE, R.J. A statistical analysis of factors that affect prices of coffee. **Journal of Farm Economics**, v.37, n.3, p.429-438, Aug. 1955.

INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ (IBC). Rio de Janeiro, 1964-1989.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS. **Estatísticas**.
<http://www.ipeadata.gov.br/> (20 ago. 2003)

KINGSTON, J. **A lei estatística da demanda do café**. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura, 1939. 16p.

MARQUES, S.A. O consumo de café no Brasil, 1960-1981. São Paulo, 1984. 129p.
 Dissertação (M.S) – Faculdade de Economia e Administração - Universidade de São Paulo.

MESQUITA, J.M.C. de. Mercado de café: variáveis que influenciam o preço pago ao produtor. **Ciência e Agrotecnologia**, v.24, n.2, p.379-386, 2000.

PANIAGO, E. Café: produção, ciclo e procura. **Experientiae**, v.3, n.1, p.1-4, jan. 1963.

SAES, M.S.M.; FARINA, E.M.M. **O agribusiness do café no Brasil**. São Paulo: PENSA/Editora Milkbuzz, 1999. 218p.

SILVA, E.K. da.; MAIA, S.A. As exportações brasileiras de café (1961-2001): uma análise usando vetores auto-regressivos (VAR) (compact disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA, 41., Juiz de Fora, 2003. **Anais**. Brasília: SOBER, 2003.

TAMAKI, T.; LARSON, D.W. Demanda de café em sete países selecionados. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.20, n.3, p.465-477, jul./set. 1982.

UNITED STATES. Department of Agriculture. **Tropical products**: world markets and trade. <http://www.fas.usda.gov/http/tropical/2004/09-04/septtoc.htm> (28 Oct. 2003)

- VIACAVA, C. Demanda de café brasileiro pelos EUA. **Ensaio sobre café e desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro do Café, 1973. 578p.
- VIANA, J.J.S.; SILVA, O.M. da; LIMA, J.E. de; CARVALHO, F.M.A. de. Diferenciação por origem na demanda internacional de cafés (comp act disc). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA, 41., Juiz de Fora, 2003. **Anais**. Brasília: SOBER, 2003.