

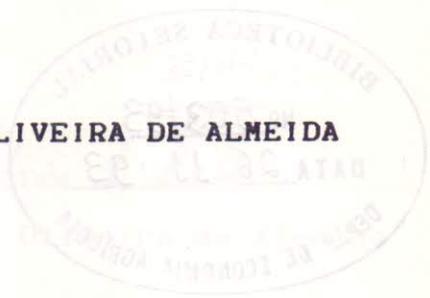
**POLÍTICA CAMBIAL E RECEITA DE EXPORTAÇÕES
DE CAFÉ NO BRASIL - 1970 a 1989**

CLÓVIS OLIVEIRA DE ALMEIDA

A-20316

~~FC 00005316-9~~

FC 00005316-9



DISSERTAÇÃO SUBMETIDA A COORDENAÇÃO DO CURSO DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL, COMO REQUISITO
PARCIAL PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

UFC/BU/BEA 02/03/1998



R744158 Política cambial e receita de
C396370 exporta
T330 A445p



FORTALEZA - CEARÁ - BRASIL

AGRADECIMENTOS

... com muita satisfação que agradeço ao professor e orientador Teobaldo Dias de Sa, pela generosa e indispensável orientação durante a execução deste trabalho.

Aos professores Carlos Roberto Machado, Roberto Teles Dias, membros da banca examinadora, pelas críticas e sugestões.

Ao professor José de Jesus Souza Leão, em várias vezes recorri para tirar dúvidas e receber sugestões, as quais, sempre que foi possível, foram incorporadas ao trabalho.

A Ayranech F. R. Aguiar, bolsista de iniciação científica do DEB/UFC, pela orientação quanto às normas da ABNT.

Ao Departamento de Economia, Agrícola, da Universidade Federal do Ceará (UFC), pela oportunidade que se foi dada para obter o Grau de Mestre.

Aos professores do DEB, pelas contribuições e transmissões.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa de estudos durante a realização do curso.

A Maria Cezar dos Santos, pela indispensável ajuda durante a fase de coleta de dados.

Aos colegas de curso, pela convivência e experiências vividas.

**AOS MEUS PAIS, IRMÃOS E FAMILIARES.
A MARIA GOMES DOS SANTOS E,
EM ESPECIAL, AO PROFESSOR AMILCAR BAIARDI.**

DEDICO

AGRADECIMENTOS

É com muita satisfação que agradeço ao professor e orientador Teobaldo Campos Mesquita, pela marcante, generosa e indispensável orientação durante a execução deste trabalho.

Aos professores Carlos Roberto Machado Pimentel e Robério Telmo Campos, membros da banca examinadora, pelas críticas e sugestões.

Ao professor José de Jesus Sousa Lemos, a quem várias vezes recorri para tirar dúvidas e receber sugestões, as quais, sempre que foi possível procurei incorporar ao trabalho.

A Margareth F. Nogueira Mesquita, bibliotecária do DEA/UFC, pela orientação quanto às normas da ABNT.

Ao Departamento de Economia Agrícola (DEA) da Universidade Federal do Ceará (UFC), pela oportunidade que me foi dada para obter o Grau de Mestre.

Aos professores do DEA, pelos conhecimentos transmitidos.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pelo apoio financeiro durante a realização do curso.

A Maria Gomes dos Santos, pela indispensável ajuda durante a fase de coleta de dados.

Aos colegas de curso, pela convivência e experiências vividas.

SUMÁRIO

	página
LISTA DE TABELAS	iii
LISTA DE QUADROS	iv
LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE	v
LISTA DE FIGURAS DO APÊNDICE	vi
RESUMO	vii
ABSTRACT	viii
1 - <u>O PROBLEMA E SUA IMPORTANCIA</u>	1
2 - <u>OBJETIVOS</u>	4
3 - <u>REFERENCIAL TEÓRICO</u>	5
3.1 - <u>Política Cambial Brasileira: Uma Síntese Histórica</u>	5
3.2 - <u>Efeitos das Desvalorizações Cambiais</u>	6
3.2.1 - País tomador de preços	7
3.2.2 - País formador de preços	7
3.3 - <u>Relação entre a Posição Relativa do País Frente ao Mercado Internacional e a Elasticidade-Preço por seus Produtos</u>	10
3.3.1 - Em um mercado de concorrência perfeita	10
3.3.2 - No mercado internacional	11
3.3.3 - Indicações empíricas	14
4 - <u>METODOLOGIA</u>	17
4.1 - <u>Fonte dos Dados e Área de Estudo</u>	17
4.2 - <u>Instrumental Analítico</u>	18
4.2.1 - Teste de causalidade de SINS	18
4.2.2 - Modelo econométrico	23

5 - <u>RESULTADOS E DISCUSSÃO</u>	31
5.1 - <u>Análise de Causalidade entre Preços Externos e Quantidades Exportadas</u>	31
5.2 - <u>Efeitos da Política de Desvalorização Cambial sobre as Quantidades Exportadas e sobre a Receita de Exportações</u>	37
5.2.1 - Sobre as quantidades exportadas	37
5.2.2 - Sobre a receita de exportações	40
6 - <u>CONCLUSÃO E SUGESTÕES</u>	45
<u>BIBLIOGRAFIA CONSULTADA</u>	47
<u>APÊNDICES</u>	53
APÊNDICE A - Derivação matemática da receita marginal.	54
APÊNDICE B - Dados Básicos Utilizados no Teste de Causalidade de SIMS entre Preços Externos e Quantidades Exportadas de Café do Brasil - 1965/89.	59
APÊNDICE C - Dados Básicos Utilizados na Análise do Mercado de Exportação de Café - Brasil, 1965/89.	61
APÊNDICE D - Matriz de Correlação Linear Simples das Equações Estruturais de Oferta e Demanda de Exportações de Café - Brasil, 1970/89.	63
APÊNDICE E - Equação de Forma Reduzida para Preço (PXt).	65

LISTA DE TABELAS

TABELA		página
1	Principais resultados do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial	32
2	Regressões com as variáveis causalmente relacionadas, parâmetros relevantes das regressões e sentido de causalidade	33
3	Estimativa da equação estrutural da oferta de exportação de café do Brasil-1970/89	38
4	Estimativa da equação estrutural da demanda de exportação de café do Brasil-1970/89	42

LISTA DE QUADROS

QUADRO		página
1	Participação relativa do Brasil no mercado externo de açúcar demerara e amêndoa de castanha de caju (ACC) e suas respectivas elasticidades-preço.	16
2	Dados básicos utilizados na análise do mercado de exportação de café-branco 1960/61	20
3	Matriz de correlação linear simples entre as variáveis independentes e dependentes	23
4	Matriz de correlação linear múltipla entre as variáveis independentes e dependentes	24
5	Principais características estatísticas do modelo de regressão múltipla para o período 1970/71	25

LISTA DE TABELA DO APÊNDICE

TABELA		página
5	Dados básicos utilizados na análise do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil -1965/89.	60
6	Dados básicos utilizados na análise do mercado de exportação de café-Brasil 1965/89.	62
7	Matriz de correlação linear simples entre as variáveis incluídas na equação estrutural de oferta	64
8	Matriz de correlação linear simples entre as variáveis incluídas na equação estrutural de demanda	64
9	Principais características estatísticas da equação de forma reduzida para preço (PXt) - mercado de exportação de café do Brasil-1970/89	66

LISTA DE FIGURAS DO APÊNDICE

FIGURA		página
1	Relações entre Receita Total (RT), Elasticidade-preço (E) e Receita Marginal (Rmg)	58

RESUMO

Neste trabalho objetivou-se identificar os efeitos da política de minidesvalorizações cambiais brasileira sobre a receita de exportações de café.

O efeito da política de desvalorização cambial depende de o país ser formador ou tomador de preços no mercado internacional e da sensibilidade da oferta e demanda de exportações a uma variação na taxa de câmbio (via efeito-preço) e nos níveis de preços externos do produto considerado, respectivamente.

Assim sendo, aplicou-se o teste de causalidade de SIMS para determinar se o Brasil é formador ou tomador de preços no mercado internacional de café. Em seguida, fazendo-se uso de um modelo recursivo, estimaram-se as equações estruturais de oferta e demanda de exportações de café.

Determinou-se que o Brasil foi tomador de preços no mercado internacional de café no período de 1965/89. A oferta de exportação respondeu de forma satisfatória à política de minidesvalorizações cambiais e a demanda externa foi preço-elástica.

Desse modo, constatou-se que a política de minidesvalorizações cambiais praticada pelo governo brasileiro durante o período estudado teve efeito positivo sobre a receita de divisas de exportações de café.

ABSTRACT

The objective of this study is to identify the effects of the Brazilian exchange minidevaluation policy over the export revenue of the coffee.

The effect of the exchange devaluation policy depends on the country to be former or price-taker in the international market and the supply sensitivity and exportation demand regarding to one variation in the exchange rate (through price-effect) and in the external price levels of the considerate product, respectively.

Hence, it was used the causality test of SIMS for determining whether Brazil is former or price-taker in the international market of coffee. After that, using the recursive method it was estimated the structural equations of the export supply and demand of coffee.

As result of this study was determinated that Brazil was price-taker in the international market of coffee from 1965 to 1989. The exportation supply replied in satisfactory shape regarding to the exchange minidevaluation policy, and the external demand was elastic-price.

Therefore, It was detected that the exchange minidevaluation policy practiced by Brazilian government during the period of the study had positive effect over the export revenue of coffee.

1 - O PROBLEMA E SUA IMPORTANCIA

A política cambial constitui um importante instrumento de ajustamento do balanço de pagamentos, notadamente da balança de transações correntes, principalmente quando se leva em consideração que outras alternativas, como taxação às importações e/ou subsídios às exportações, são de uso limitado, quando não proibidas por organizações e acordos internacionais.

Uma política de valorização real do câmbio, "ceteris paribus", inibe as exportações e estimula as importações, tendendo a provocar déficits na balança comercial. A política inversa, ou seja, de desvalorização cambial, "ceteris paribus", inibe as importações e estimula as exportações, conduzindo à obtenção de superávits na balança comercial.

É dentro deste propósito que o Brasil vem praticando, desde agosto de 1968, ano que marca a abertura da economia brasileira ao exterior, uma política de minidesvalorizações cambiais, o que significa dizer que a taxa de câmbio, medida pela relação entre a moeda nacional e a moeda estrangeira (no caso do Brasil, o dólar), é desvalorizada a intervalos curtos de tempo e em pequenas proporções, tendo como objetivo manter a paridade do poder de compra entre o Brasil e seus principais parceiros comerciais (ZOCKUN et al, 1979; BACHA, 1986).

Esta política tem ainda a vantagem de evitar a especulação induzida pelo sistema de maxidesvalorizações praticado anteriormente, ou seja, antes de 1968. Este objetivo foi ignorado em períodos como 1979, quando o governo promoveu uma maxidesvalorização da taxa de câmbio da ordem de 30%, em resposta à medida proibitiva do GATT (Acordo Geral de Tarifas e Comércio), que determinou a eliminação dos subsídios fiscais à exportação de produtos manufaturados. Dado o efeito inflacionário da desvalorização cambial, as autoridades monetárias optaram por prefixar a

correção da taxa de câmbio em 40% no período de dezembro de 1979 a dezembro de 1980, retornando-se, logo depois, ao sistema de minidesvalorizações, incorporando ao câmbio o diferencial inflacionário entre o Brasil e seus principais parceiros comerciais (BACHA, 1986).

Segundo vários autores (ZOCKUN et al, 1976; BARROS, 1979 e BACHA, 1986), a crença de que uma política de desvalorização cambial funciona no sentido de elevar as receitas cambiais do país através do incremento das exportações líquidas fez-se presente nas políticas de mercado externo implementadas pelos governos brasileiros a partir de 1968.

Entretanto, a eficiência da política de desvalorização cambial depende da posição relativa do país frente ao mercado mundial (i.e., se o país é formador ou tomador de preços no mercado externo, por produto) e da sensibilidade das exportações e importações a uma variação na taxa cambial. Ou seja, uma política de desvalorização será funcional, no sentido de elevar o saldo de divisas cambiais, quando uma desvalorização cambial, via efeito-preço, elevar as exportações líquidas (BACHA, 1986).

A política cambial afeta de forma diferenciada cada produto, em razão das diferentes elasticidades-câmbio e elasticidades-preço e das diferentes posições do país no mercado, em relação a cada produto. A taxa de câmbio, sendo única, pode ter efeito contrário ao desejado, dependendo do produto.

Mesmo tendo-se conhecimento de que o objetivo da desvalorização cambial é elevar o saldo de divisas cambiais, a este trabalho interessa apenas verificar o efeito da política de minidesvalorizações cambiais brasileira sobre as receitas de divisas de café, produto escolhido por representar um grande peso na pauta de exportações agrícolas do País.

No período de 1875 a 1941, as exportações brasileiras de café representaram, em média, mais de 50% do total mundialmente exportado, tendo alcançado uma média histórica de 83% nos primeiros cinco anos do século XX

(PAIVA et al, 1976). A partir da década de cinquenta a participação brasileira no mercado de café passa a declinar, chegando a menos de 29% já na década de oitenta. Ainda assim, contribuiu com 9% da arrecadação total de divisas do País na média do período 80/88 [CONJUNTURA, 43(7) - 1989].

Assim sendo, é de fundamental importância conhecer a sensibilidade da oferta e da demanda de exportações de café a uma variação na taxa de câmbio e nos preços externos, respectivamente, para orientar o governo quanto ao efeito esperado da política cambial sobre as receitas de divisas de exportações deste produto.

2 - OBJETIVOS

Este trabalho tem por objetivo verificar os efeitos da política de desvalorização cambial brasileira sobre a receita de divisas de exportações de café.

Especificamente, pretende-se:

- a) Determinar a posição relativa do Brasil frente ao mercado internacional de café (i.e., se o Brasil é formador ou tomador de preços no mercado mundial desta "commodity");
- b) Estimar as estruturas de oferta e demanda de exportações de café.
- c) Verificar os efeitos da política de desvalorização cambial sobre a receita de divisas de exportações de café.

3 - REFERENCIAL TEÓRICO

A política cambial pode ser conduzida através de três sistemas de taxa de câmbio: fixa, flexível com intervenção e flexível sem intervenção (DORNBUSCH & FISCHER, 1991).

Segundo os mesmos autores, pode-se entender da seguinte forma cada um desses sistemas: a) No sistema fixo o Banco Central se responsabiliza pela compra e venda de moeda estrangeira a um preço fixo em termos da moeda local; b) no sistema de taxa flexível sem intervenção (ou "limpo"), o Banco Central não intervém no mercado e deixa que a taxa de câmbio se ajuste de acordo com a oferta e a procura de moeda estrangeira no mercado de câmbio; c) por sua vez, quando o sistema é do tipo flexível com intervenção (ou "sujo"), o Banco Central pode a qualquer momento, sempre que julgar conveniente, intervir no mercado comprando ou vendendo moeda estrangeira, na tentativa de influenciar as taxas cambiais.

3.1 - Política Cambial Brasileira: Uma Síntese Histórica

O sistema cambial estabelecido no Brasil até 1990 era o de taxa de câmbio fixa, tendo como referência o dólar.

O sistema de taxa de câmbio fixa pode ser conduzido de duas formas: através de maxidesvalorizações ou de minidesvalorizações cambiais (SUPLICY, 1979).

No sistema de maxidesvalorizações cambiais, que prevaleceu no Brasil até setembro de 1968, a taxa de câmbio medida pela relação entre a moeda nacional e a moeda estrangeira é desvalorizada a intervalos de tempo relativamente longos e em grandes proporções (BACHA, 1986).

Este sistema, ao ser adotado no Brasil, trouxe vários problemas para a atividade exportadora. Como exemplo, pode-se citar a inflação interna que era realimentada pelas maxidesvalorizações cambiais, as quais incrementavam os custos de produção dos exportadores, via utilização de insumos importados, introduzindo também um componente de incerteza quanto ao real valor da receita total obtida com as exportações, principalmente quando estas eram efetuadas com base em contratos de preços fixos (ZOCKUN et al, 1976).

A partir de outubro de 1968, o Brasil passou a adotar o sistema de minidesvalorizações cambiais. A taxa de câmbio passou a ser desvalorizada a intervalos de tempo relativamente curtos e em pequenas proporções, tendo como objetivos manter a paridade do poder de compra entre o Brasil e seus principais parceiros comerciais e reduzir os riscos associados às atividades exportadoras (SUPLICY, 1976). Este sistema foi abandonado em algumas ocasiões: em 1979 foi feita uma maxidesvalorização de 30%, para compensar a eliminação dos subsídios fiscais à exportação de manufaturados, forçada pelo GATT; de dezembro de 1979 a dezembro de 1980, a correção da taxa de câmbio foi prefixada em 40%, para reduzir o efeito inflacionário da maxidesvalorização praticada anteriormente (BACHA, 1986); outra maxidesvalorização de 30% foi decretada em fevereiro de 1983, com o objetivo de atingir um saldo de US\$ 6 bilhões na balança comercial, entre outras metas (RIOS, 1987). A partir de 1981, voltou a ser praticado o sistema de minidesvalorizações cambiais, tendo como base a inflação interna.

3.2 - Efeitos das Desvalorizações Cambiais

A partir do conhecimento da posição relativa do país frente ao mercado internacional, da elasticidade-preço da demanda externa e de suas relações com a receita total

de exportação do país exportador, torna-se possível prever os efeitos da política de desvalorização cambial sobre os preços internos e externos e sobre a receita de exportação.

3.2.1 - País tomador de preços

a) Efeito sobre os preços

Se o país for tomador de preços no mercado internacional de um determinado produto espera-se, dado o preço internacional, que uma política de desvalorização cambial eleve o preço do produto internamente, via elevação do preço em cruzeiros obtido com transações no mercado externo, e não afete o preço no mercado internacional (KINDLEBERGER, 1968 e BRANDÃO, 1988).

b) Efeito sobre a receita de exportação

Se o país é tomador de preços, não se espera qualquer efeito de uma política de desvalorização cambial sobre o preço externo. Assim, espera-se que a receita total de exportação aumente para cada unidade adicional vendida de uma magnitude igual ao preço de mercado. Isto será verdadeiro desde que a curva de demanda pelo produto do referido país seja, efetivamente, horizontal.

3.2.2 - País formador de preços

a) Efeito sobre os preços

Se o país for formador de preços no mercado internacional de um determinado produto, uma política de desvalorização cambial praticada por este país possibilitará um decréscimo do preço externo do produto no

mercado mundial, "ceteris paribus" (BACHA, 1986), sem afetar o preço interno.

b) Efeito sobre a receita de exportação

O efeito da política de desvalorização do câmbio sobre a receita de exportação depende, neste caso, da elasticidade-preço da demanda externa, "ceteris paribus".

b.1) Demanda elástica

Sabe-se que, conforme FERGUSON (1972) e SAMUELSON (1979), a receita total é igual ao produto da quantidade exportada pelo preço e que sob condições de demanda preço-elástica, um declínio no preço resultará em uma expansão mais que proporcional da quantidade demandada. Torna-se fácil perceber que, em termos potenciais, a receita total tenderá a aumentar com o aumento da quantidade exportada.

b.2) Demanda inelástica

Nos casos em que a demanda é preço-inelástica, a política de desvalorização cambial não funcionaria, no sentido de elevar a receita total. A receita total tenderia a cair, uma vez que o aumento na quantidade demandada seria menos do que proporcional à redução de preço provocada pela desvalorização da taxa de câmbio.

A situação torna-se ainda pior se a tendência apresentada nos preços internacionais fosse declinante. O que se conseguiria com este tipo de política seria uma maior participação das exportações do país promotor da política de desvalorização cambial no mercado mundial, aumentando, assim, seu poder de barganha nos acordos internacionais.

Uma alternativa para elevar a receita total, no caso analisado, seria a implementação de uma política de

valorização do produto no mercado internacional através do controle da quantidade ofertada.

A política de defesa de preço do café brasileiro praticada inicialmente de forma isolada pelo Brasil no mercado externo, e posteriormente, a partir da década de sessenta, em conjunto com os demais países produtores e consumidores por meio do Acordo Internacional do Café (AIC), constitui um bom exemplo de tal política (PAIVA et al, 1976; ZOCKUM et al, 1979).

Sabe-se que as elasticidades-preço da demanda de longo prazo são maiores do que as de curto prazo, em virtude da possibilidade, sempre presente, do surgimento de produtos substitutos (FERGUSON, 1972); com base neste conhecimento, pode-se prever os riscos de uma política de defesa de preço de um determinado produto a nível de mercado mundial, por um vendedor individual.

No longo prazo, o país promotor da política de defesa de preço pode incorrer em perda de parte de seu mercado para outros países produtores do mesmo produto e/ou de substitutos próximos.

Parece que, nestes casos, em troca de preços mais elevados no curto prazo, o país que pratica a política de defesa de preço é forçado, no longo prazo, a ceder parte de seu mercado para outros países concorrentes. Por meio deste mecanismo de troca, o efeito da política será amortecido, pois os preços não subirão de forma desejada, pelo menos no longo prazo, em virtude do surgimento, sempre possível, de outras opções de compra. Assim, a eficiência da política de defesa de preço pode ser maior no curto e médio prazos, sendo de eficiência duvidosa no longo prazo. Tal fato parece ter ocorrido com o café brasileiro, tendo em vista que, segundo PAIVA et al (1976), a participação do Brasil no mercado mundial caiu de 63%, na década de vinte, para 35%, na década de sessenta, situando-se atualmente em torno de 28%. O café colombiano, o café africano e o chá-mate parecem ter sido os grandes beneficiados.

Percebe-se que, enquanto o Brasil atuava de forma isolada na defesa de preço, sua participação no mercado

externo caiu quase que pela metade em apenas quatro décadas (décadas de 20 a 50), ao passo que atuando em conjunto com os demais países produtores e compradores no Acordo Internacional do Café(AIC), a partir da década de sessenta, a redução foi de aproximadamente 7% no período de três décadas (60 a 80), o que mostra, pelo menos neste particular, a vantagem comparativa do Acordo em relação à atuação isolada do Brasil na defesa de preço do café.

Como foi dito antes, a elasticidade-preço da demanda fornece também um indicativo da disponibilidade de bens substitutos(FERGUSON,1972). Tem-se um grande número de bens substitutos quando a demanda é preço-elástica, sinalizando que a política cambial deve ser praticada a intervalos curtos de tempo, comparativamente às situações de demanda preço-inelástica, visando não só aumentar as divisas cambiais, mas, sobretudo, assegurar a rentabilidade em cruzeiros dos exportadores.

3.3 - Relação entre a Posição Relativa do País Frente ao Mercado Internacional e a Elasticidade-Preço de Demanda por seus Produtos.

Outro ponto a ser considerado neste trabalho diz respeito à relação entre a capacidade de um país formar preço no mercado internacional de um bem ou produto qualquer e a elasticidade-preço da demanda deste bem.

3.3.1 - Em um mercado de concorrência perfeita

Segundo FERGUSON (1972), um produtor (vendedor) individual, em um mercado de concorrência perfeita, defronta-se com uma curva de demanda horizontal; neste particular, a demanda é dita perfeitamente elástica, o que implica que o coeficiente de elasticidade-preço é infinito.

Sob tais condições, continua o autor, qualquer quantidade ofertada por período de tempo será demandada ao preço de equilíbrio de mercado e, portanto, qualquer tentativa de incrementar as vendas através da redução de preços resultaria em perda desnecessária de receita.

Ainda de acordo com FERGUSON(1972), a preços constantes, a receita total aumenta, para cada unidade adicional vendida, de uma magnitude igual ao preço de equilíbrio. Por esta razão, o preço e a receita marginal são exatamente iguais, sejam quais forem os níveis das vendas. Conseqüentemente, a curva de demanda e a curva de receita marginal são idênticas para um produtor (vendedor) em um mercado de concorrência perfeita.

A configuração horizontal da curva de demanda individual de uma firma sob concorrência perfeita decorre das hipóteses de produtos homogêneos e grande número de vendedores (KOUTSOYIANNIS,1979). Segundo a mesma fonte, em competição perfeita a firma, por maior que seja, oferta uma pequena parte da quantidade total do mercado e, por esta razão, não pode afetar o preço. Assim sendo, a firma é uma tomadora de preços. Nesta situação, o preço de mercado é determinado em função da oferta e demanda totais do mercado e a este preço a firma pode vender a quantidade que desejar, enquanto houver demanda (KOUTSOYIANNIS, 1979).

3.3.2 - No mercado internacional

Alguns autores, com base na teoria da concorrência perfeita, comparam um "país pequeno", em relação ao mercado internacional, à condição de um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita.

Estudos tradicionais relacionados com o mercado de exportação de produtos manufaturados e de "commodities" agrícolas partem do pressuposto de que um país, tendo participação marginal no mercado internacional, teria curva de demanda horizontal, o que dispensaria a sua estimação

empírica, passando, assim, a incorporar os pressupostos aceitáveis para um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita.

O argumento parte da crença de que, sendo a oferta insignificante, em termos globais, qualquer quantidade colocada no mercado será absorvida, ao preço de mercado, "ceteris paribus". Assim sendo, o "país pequeno" não pode influenciar o preço variando sua oferta. Entretanto, como alerta BRANDT(1980), no mundo real os "ceteris" nunca são "paribus". Assim, a análise empírica de oferta ou demanda deve tentar considerar explicitamente estes "ceteris".

Trabalhos utilizando o argumento de "país pequeno" foram desenvolvidos por SUPPLY(1979) e, segundo BRAGA & MARKWAL(1983), também por DOELLINGER et al (1971), TYLER (1976), REIS(1979), CARDOSO & DORNBUSCH (1980), LOPES & LARA RESENDE(1981), MUSALEM(1981) e MARKWALD(1981).

Deve-se atentar para o fato de que o conceito de tomador de preços não é rígido. Um país pode aparecer como tomador de preços, segundo os testes utilizados para verificar isto, mas pode ter participação no mercado muitas vezes maior do que outro país tomador de preços. Ou seja, existem "graus" variáveis de participação, com influência nula, pequena, um pouco maior etc. sobre os preços, que nem sempre são captadas pelos testes estatísticos.

A (in)capacidade de um país influenciar preços a nível de mercado, num determinado período de tempo, não implica que esta situação possa se estabelecer indefinidamente ao longo do tempo, ainda mais quando se trabalha num horizonte temporal mais longo, quando surge a possibilidade de que um "país pequeno" em relação ao mercado de um dado produto possa passar da posição de tomador para formador de preços e vice-versa.

Outro ponto de fundamental importância, que interfere na magnitude da elasticidade-preço da demanda relativa ao produto de um país individual, diz respeito ao tipo de concorrência que se estabelece no mercado internacional de "commodities" agrícolas. Apesar de ser um mercado reconhecidamente competitivo, não se encontra livre

das distorções comuns a esse mercado. Sabe-se que há muitas perturbações de natureza legal e comercial que descaracterizam a concorrência perfeita no mercado internacional.

No caso do Brasil, elas se originaram das intervenções praticadas pelo Governo através do estabelecimento de quotas (café e cacau) e da proibição às exportações de alguns produtos básicos (ZOCKUN et al, 1976; PAIVA et al, 1976; LOPES, 1988; MELO ,1988).

Como perturbação de demanda, pode-se citar a utilização, por parte dos países compradores, de estoques anteriormente formados com o objetivo de exercer uma pressão baixista nos preços internacionais, quando a tendência é de alta, impondo assim, temporariamente, restrição de demanda. Isto se aplica no caso de um país ser um grande importador, como é o caso dos Estados Unidos no mercado internacional de amêndoa de castanha de caju (PAULA PESSOA & LEMOS, 1993) e no mercado de café [AGROANALISYS, 2(13,14)-1978 e HAEBERLIN et al, 1993].

Concomitantemente, do lado da oferta e da demanda, encontram-se os acordos internacionais de preços e quotas de exportações: do café, do cacau, do açúcar etc., além da existência de mercados preferenciais, dadas algumas condições como qualidade do produto, distância entre mercados, possibilidade de compra via contratos de preços fixos etc.

O nível de competição varia também conforme o produto e em razão direta do número de países participantes deste mercado. No que concerne ao produto, pode-se citar como exemplo o padrão de qualidade. Um produto de qualidade inferior já constitui, por si só, uma restrição às vendas externas, que se dá via restrição de demanda. Em um mercado competitivo, nenhum país é obrigado a demandar um produto de qualidade inferior, seja qual for a origem desse produto. Neste caso, mesmo que o país seja um pequeno fornecedor, em relação ao mercado, certamente não conseguirá vender qualquer quantidade que desejar, a menos que aceite preços abaixo do de mercado.

O "grau" de homogeneidade do produto interfere na capacidade que cada país tem de formar ou tomar preços e, portanto, sobre as elasticidades-preço da demanda relativa ao produto individual de cada país. Se o produto não é homogêneo deve existir uma demanda específica pelo produto (diferenciado) de cada país. A influência que cada país tem sobre o preço de seu produto vai depender do "grau" de diferenciação deste. Um baixo "grau" de diferenciação implica em baixo poder sobre os preços.

Pelas razões alinhadas até aqui, países produtores de "commodities" agrícolas que participam de mercados onde é frequente a presença de distorções comerciais que descaracterizam a livre concorrência no mercado internacional não podem ser comparados a um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita. Não se deve esperar que o produto de um "país pequeno" em relação a este tipo de mercado apresente elasticidade-preço da demanda de magnitude infinita.

Como regra geral, seria melhor afirmar, como o fez KINDLEBERGER (1968), que o produto de um "país pequeno" em relação ao mercado terá elasticidade-preço da demanda mais alta do que o produto de um "país grande"; o produto de um país muito grande pode ter apenas elasticidade igual à da demanda global do produto no mercado.

Em última análise, a questão do coeficiente de elasticidade-preço infinita é apenas matemática. Significa que, a uma variação infinitamente pequena nos preços, "ceteris paribus", corresponderia uma variação infinitamente grande na quantidade demandada. Na prática, isto não pode ocorrer, porque a oferta é limitada e, no caso dos países pequenos, bastante reduzida, em termos relativos.

3.3.3 - Indicações empíricas

Para se ter uma idéia de que o fato de um país

aparecer como tomador de preços no mercado internacional, segundo os testes utilizados para verificar isto, não se encontra, necessariamente, associado a uma curva de demanda perfeitamente elástica, confrontam-se no Quadro 1 algumas informações obtidas na literatura.

O quadro 1 mostra que as elasticidades-preço da demanda externa de açúcar demerara e amêndoa de castanha de caju (ACC), que poderiam ser supostas infinitamente elásticas, de acordo com o argumento de país tomador de preços, encontram-se oscilando entre os seguintes intervalos: -0.138 a -1.65 e -4.572 a -5.655, respectivamente, para açúcar e ACC.

Estes resultados mostram que um país, mesmo sendo tomador de preço no mercado internacional de um bem qualquer, nem sempre apresenta elasticidade-preço da demanda infinita.

Ao contrário, pode-se admitir que a curva de demanda pelo produto de um país nessa situação possa apresentar-se negativamente inclinada, pelo menos quando a série de tempo é medida em anos. Isto implica admitir que os exportadores não vendem, necessariamente, qualquer quantidade que desejarem por período de tempo, a não ser a preços abaixo do de mercado.

Ao longo de um certo período de tempo a relação preço-quantidade não expressa fielmente uma função de demanda (KLEIN, 1978). Neste período, continua o autor, outras variáveis relacionadas ao comportamento da demanda não podem ser consideradas como sendo constantes.

Quadro 1 - Participação relativa do Brasil no mercado externo de açúcar demerara e amêndoa de castanha de caju (ACC) e suas respectivas elasticidades-preço.

Produto	Posição Relativa do País		Elasticidade-Preço			
	Período	Resultado	Fonte	Período	Resultado	Fonte
Açúcar demerara	1821-1980	Tomador de preço na maior parte do período	LEMOS(1986)	1947-73	-1,65 e -1,25	BARROS et al apud CARVALHO (1986)
				1961-84	-0,138 a -1,095	CARVALHO (1986)
Amêndoa de castanha de caju (ACC)	1960-1987	Tomador de preço	PAULA PESSOA & LEMOS(1989)	1964-87	-4,698 e -5,655	PARENTE (1989)
				1960-88	-4,572	PAULA PESSOA & LEMOS (1992)

4 - METODOLOGIA

A metodologia empregada neste trabalho consta de duas etapas. No primeiro momento, aplicou-se o teste de causalidade de SIMS, para determinar se o Brasil é formador ou tomador de preços no mercado internacional de café.

No segundo momento, estimaram-se as equações de oferta e demanda de exportação de café do Brasil, com o objetivo de avaliar o efeito da política cambial brasileira sobre a receita de divisas de exportação de café.

4.1 - Fonte dos Dados e Área de Estudo

Os dados utilizados nesta pesquisa se referem ao Brasil como um todo, além destes foram considerados também dados referentes ao mercado externo. São dados secundários de séries temporais, abrangendo o período 1965/1989, provenientes das seguintes fontes:

a) FGV - Conjuntura Econômica: taxa de câmbio, IGP-DI (Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna) coluna 2.

b) IBGE - Anuário Estatístico e Estatísticas Históricas do Brasil: quantidade exportada de café em grão, preços internos e externos de café.

c) IMF - International Financial Statistics: IPC-USA (Índice de Preço ao Consumidor - Estados Unidos), preços médios mundiais de café e o índice (agregado) do PIB dos países industrializados.

4.2 - Instrumental Análitico

4.2.1 - Teste de causalidade de SIMS

Ao fazer uso deste teste, SIMS (1972) objetivou determinar o sentido de causalidade entre renda e o estoque de moeda, ou seja, se as variações observadas na variável renda eram explicadas pelas variações no estoque de moeda (portando, renda como variável dependente), ou, inversamente, se as variações no estoque de moeda eram explicadas por oscilações na renda (assim, estoque de moeda como variável dependente).

No presente trabalho, aplicou-se este teste com o fim de determinar se as quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial dependem dos preços externos deste produto ou se os preços externos dependem das quantidades exportadas do produto brasileiro, i.e., se o Brasil é tomador ou formador de preços no mercado internacional de café, atendendo-se, assim, ao primeiro objetivo específico do trabalho.

Quando o Brasil é formador de preços no mercado mundial de um dado produto, o preço do produto nesse mercado depende de quanto o Brasil exporta. Portanto, o preço é uma variável endógena, que depende da quantidade. Inversamente, se é tomador de preços, o preço independe das quantidades exportadas pelo Brasil. Assim, preço é uma variável exógena com relação à participação brasileira no mercado, passando a depender das exportações do resto do mundo.

Como primeiro passo para se aplicar o teste de causalidade (teste de SIMS), foram ajustadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), as seguintes equações:

$$\ln X_t = A_1 \ln P_{Xt} + A_2 \ln P_{Xt+1} + A_3 \ln P_{Xt-1} + e_{1t} \quad (1)$$

$$\ln X_t = A_1 \ln P_{Xt} + A_3 \ln P_{Xt-1} + e_{2t} \quad (2)$$

$$\ln PX_t = B_1 \ln X_t + B_2 \ln X_{t+1} + B_3 \ln X_{t-1} + e_{3t} \quad (3)$$

$$\ln PX_t = B_1 \ln X_t + B_3 \ln X_{t-1} + e_{4t} \quad (4)$$

$$\ln X_t = C_1 \ln PW_t + C_2 \ln PW_{t+1} + C_3 \ln PW_{t-1} + e_{5t} \quad (5)$$

$$\ln X_t = C_1 \ln PW_t + C_2 \ln PW_{t-1} + e_{6t} \quad (6)$$

$$\ln PW_t = D_1 \ln X_t + D_2 \ln X_{t+1} + D_3 \ln X_{t-1} + e_{7t} \quad (7)$$

$$\ln PW_t = D_1 \ln X_t + D_3 \ln X_{t-1} + e_{8t} \quad (8)$$

$$\ln PX_t = G_1 \ln PW_t + G_2 \ln PW_{t+1} + G_3 \ln PW_{t-1} + e_{9t} \quad (9)$$

$$\ln PX_t = G_1 \ln PW_t + G_2 \ln PW_{t-1} + e_{10t} \quad (10)$$

$$\ln PW_t = H_1 \ln PX_t + H_2 \ln PX_{t+1} + H_3 \ln PX_{t-1} + e_{11t} \quad (11)$$

$$\ln PW_t = H_1 \ln PX_t + H_2 \ln PX_{t-1} + e_{12t} \quad (12)$$

Onde:

X_t = quantidade de café exportada pelo Brasil, expressa em toneladas, no ano t ;

PX_t = preço médio (FOB) das exportações brasileiras de café, expresso em US\$/tonelada, no ano t ;

PW_t = preço médio de café no mercado mundial, expresso em US\$/tonelada;

X_{t+1} = quantidade exportada de café do Brasil, expressa em tonelada, no período $t+1$, considerando-se períodos anuais;

PX_{t+1} = preço médio de café brasileiro, expresso em US\$/tonelada, no período $t+1$, considerando-se períodos anuais;

PW_{t+1} = preço médio de café no mercado mundial, expresso em US\$/tonelada, no período $t+1$, considerando-se períodos anuais;

X_{t-1} = quantidade de café exportada pelo Brasil, expressa em tonelada, no período $t-1$, considerado-se períodos anuais;

PX_{t-1} = preço médio de café do Brasil, expresso em US\$/tonelada, no período $t-1$, considerando-se períodos anuais;

PW_{t-1} = preço médio de café no mercado mundial, expresso em US\$/tonelada, no período $t-1$, considerando-se períodos anuais;

A_i, B_i, C_i, D_i, G_i e H_i ($i = 1, 2, 3$) são parâmetros a serem estimados;

e_{it} = erro aleatório, associado à i -ésima equação no t -ésimo ano.

Obs.: Os preços em US\$ estão expressos em valores constantes de 1985.

O segundo passo consistiu no processo de filtragem das séries que apresentaram perturbações auto-regressivas, tendo como objetivo eliminar a autocorrelação entre os resíduos, fornecendo, assim, estimadores isentos de viés na variância. Para tanto, fez-se uso da técnica de Cochrane-Orcutt, de acordo com BISHOP(1979).

Para testar a eficácia do processo de filtragem utilizou-se a estatística de Durbin-Watson, tendo-se

examinado também as propriedades auto-regressivas dos resíduos. Este último processo também foi utilizado como critério de decisão quanto à presença ou ausência de autocorrelação serial nos casos em que a estatística de Durbin-Watson foi não conclusiva, conforme BISHOP (1979).

Os coeficientes que examinam as propriedades auto-regressivas dos resíduos foram estimados pelo método de mínimo quadrados ordinários, fazendo-se uso da seguinte equação:

$$e_t = A(e_{t-1}) + B(e_{t-2}) + u_t \quad (13)$$

Os parâmetros "A" e "B" devem ser não significativos estatisticamente aos níveis de 1% e 5% pelo teste "t" de Student, para que as equações estimadas sejam isentas de autocorrelação serial de 1ª e 2ª ordem, respectivamente (BISHOP, 1979).

Realizou-se o teste de causalidade através da estatística F, definida por SIMS (1972), da seguinte forma:

$$F = \frac{SQR_r - SQR_u / (q-p)}{SQR_u / (n-q)}$$

Onde:

SQR_r é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão com valores passados e presentes;

SQR_u é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão com valores passados, presentes e futuros;

q é o número de parâmetros estimados na regressão com valores passados, presentes e futuros;

p é o número de parâmetros estimados na regressão com valores passados e presentes;

n é o número total de observações.

Determinou-se o sentido de causalidade testando-se a hipótese nula para o coeficiente associado à variável futura.

Como hipótese nula admitiu-se que o coeficiente da variável futura não difere significativamente de zero. O valor da estatística F calculada foi testada aos níveis de 1% e 5% de significância, com $(n-q)$ graus de liberdade no numerador, e com $(q-p)$ graus de liberdade no denominador.

As hipóteses nulas testadas foram:

A2 = 0 ,na equação 1

B2 = 0 ,na equação 3

C2 = 0 ,na equação 5

D2 = 0 ,na equação 7

G2 = 0 ,na equação 9

H2 = 0 ,na equação 11

Com os possíveis resultados:

(a) Se a hipótese nula for aceita para A2 e rejeitada para B2, ter-se-á causalidade de PX_t para X_t ; em caso contrário, a causalidade será de X_t para PX_t .

(b) Se a hipótese nula for rejeitada para A2 e B2, a relação entre PX_t e X_t será do tipo bi-causal (feedback); se for aceita, haverá ausência de causalidade entre PX_t e X_t .

De forma análoga analisa-se as relações entre PW_t e It , PX_t e PW_t .

A interpretação acima é fundamentada no princípio de que "o futuro não pode explicar o passado" (SIMS,1972).

4.2.2 - Modelo econométrico

O modelo econométrico utilizado neste trabalho para estimar as estruturas de oferta e demanda de exportações foi escolhido com base no sentido de causalidade entre preços e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado internacional, determinado como unidirecional. A partir deste conhecimento fez-se uso do modelo recursivo, o qual, na opinião de MARTINS & PEREZ(1975), é mais apropriado que um modelo simultâneo.

Além disso, sabe-se que a oferta de produtos agrícolas responde de forma defasada a estímulo de preços. Desta forma, na equação de oferta a relação entre o preço e a quantidade deixa de ser simultânea; já na equação de demanda a relação preço-quantidade que interessa é aquela que ocorre ao mesmo tempo. Portanto, o comportamento entre o preço e a quantidade transacionada no mercado de produtos agrícolas sugere a aplicação de um modelo recursivo na estimação das equações estruturais de oferta e demanda.

As equações de oferta e demanda de exportações foram explicitadas para as quantidades, uma vez que se determinou através do teste de causalidade que a quantidade exportada é função do preço.

A hipótese de demanda perfeitamente elástica não foi considerada, tendo em vista que diversos trabalhos sobre a demanda de exportação de café do Brasil no mercado mundial indicam que a elasticidade-preço da demanda externa não é infinita e que outros fatores associados à demanda são importantes na determinação das quantidades efetivamente transacionadas pelo Brasil, além de a hipótese de homogeneidade do produto não ser satisfeita neste mercado (HAEBERLIN et al, 1993).

Segundo KOUTSOYIANNIS (1979), a homogeneidade do produto constitui uma das condições necessárias para que a curva de demanda de um vendedor individual em um mercado de

concorrência perfeita presente configuração horizontal e, conseqüentemente, elasticidade-preço da demanda infinita.

De acordo com CAIXETA (1991), a Organização Internacional do Café (OIC) "diferencia quatro qualidades básicas de café no mercado mundial do produto : arábica não-lavado, suave colombiano, outros suaves e robusto", sendo que a qualidade do café colombiano ocupa posição de destaque junto ao mercado internacional (CAIXETA, 1991).

Por outro lado, a participação do Brasil no mercado internacional de café não pode ser considerada desprezível. No período estudado as exportações do país representaram em média cerca de 28% do total de café mundialmente exportado.

Finalmente, o fato de um país ser tomador de preços no mercado internacional de um determinado produto não significa, necessariamente, que este mercado seja de concorrência pura ou perfeita.

* No que concerne à forma funcional de estimação das equações de oferta e de demanda, testaram-se as formas linear e log-linear - frequentemente utilizadas na estimação de equações estruturais de exportações de produtos agrícolas e manufaturados. A forma log-linear foi escolhida por ter reduzido o problema de autocorrelação nos resíduos e ter proporcionado melhores níveis de significância para os parâmetros estimados, além de fornecer as elasticidades diretamente dos resultados das regressões estimadas.

O efeito da taxa de câmbio foi isolado do efeito preço na função de oferta de exportação de café, visto que a oferta responde de forma defasada ao estímulo preço; segundo BRANDT(1979), este retardamento se compõe de três partes:

- a) Retardamento psicológico, que diz respeito ao lapso de tempo decorrido entre a variação no preço corrente, o reconhecimento de que o preço realmente mudou, e o ajustamento de expectativa, baseada naquela mudança. Pode

haver um retardamento adicional, em virtude da resistência à mudança;

b) Retardamento técnico ou físico, que se refere ao tempo mínimo necessário para alteração de produção. Ele é de cerca de um ano para a maioria das culturas, três, quatro ou cinco para pimenta, café ou cacau;

c) Retardamento econômico, que envolve o lapso de tempo necessário à mudança nos ativos fixos das empresas.

Entretanto, dada a dificuldade de levantar e considerar todas essas variáveis de retardamento, a maioria dos trabalhos econométricos costuma considerar apenas o retardamento técnico ou físico, o que também foi feito no presente trabalho.

O modelo econométrico empregado neste trabalho especifica as quantidades ofertadas e demandadas de café do Brasil no mercado internacional através do seguinte sistema de equações:

$$\ln X^{s}_{t} = a_{0} + a_{1} \ln PX_{t-k} + a_{2} \ln TC_{t} + a_{3} \ln PI_{t} + a_{4} \ln T + v_{1}, \quad (14)$$

$$\ln X^{D}_{t} = b_{0} + b_{1} \ln (PX_{t}/Pw_{t}) + b_{2} \ln T + b_{3} \ln Rw_{t} + v_{2}, \quad (15)$$

Com a seguinte identidade:

$$\ln X^{s}_{t} = \ln X^{D}_{t} = \ln X_{t} \quad (16)$$

Onde :

X^{s}_{t} = é o índice de quantidade ofertada de café pelo Brasil no mercado mundial (1985=100), no ano t);

PX_{t-k} = é o índice de preço médio real de café do Brasil no mercado mundial (1985=100), defasado de k anos. Testou-se K igual a 4 e 5 anos;

TC_t = é o índice da taxa de câmbio média real do Brasil, no ano t (1985=100);

PI_t = é o índice de preço médio real de café no mercado interno, no ano t (1985=100);

T = é a variável tempo, que tenta captar a tendência da quantidade ofertada ao longo deste período (T= 1970=1, 1971=2, ..., 1989=20);

X^D_t = é o índice de quantidade demandada de café do Brasil no mercado mundial (1985=100), no ano t.

PX_t = é o índice de preço médio real de café do Brasil no mercado mundial (1985=100), no ano t.

PW_t = é o índice de preço médio real de café no mercado mundial (1985=100), no ano t.

Portanto, PX_t/PW_t é o índice de preço relativo que reflete a competitividade das exportações brasileiras no mercado mundial.

T = é a variável tempo ou tendência, que tenta captar mudanças na preferência dos consumidores (T= 1970 =1, 1971=2, ..., 1989=20).

RW_t = é o índice de renda a preços constantes dos países industrializados (1985=100), transcrito do IMF, no ano t.

v_1 e v_2 = são os erros aleatórios associados às equações (14) e (15), respectivamente.

Na equação (14), a_1, a_2, a_3 e a_4 são os coeficientes que medem a sensibilidade da oferta de café do Brasil às variações nas variáveis explicativas associadas a estes coeficientes.

De conformidade com a teoria econômica, espera-se que estes coeficientes apresentem os seguintes sinais:

$$a_1 > 0; a_2 > 0; a_3 < 0; e a_4 > 0$$

Sendo:

$$a_1 = \partial \ln(X^m_t) / \partial \ln(PX_{t-k}) \quad a_2 = \partial \ln(X^m_t) / \partial \ln(TC_t)$$

$$a_3 = \partial \ln(X^m_t) / \partial \ln(PI_t) \quad a_4 = \partial \ln(X^m_t) / \partial \ln(T)$$

Os coeficientes acima podem ser definidos da seguinte forma:

a) elasticidade-preço externo (a_1) da oferta de exportação - este coeficiente indica as variações percentuais na quantidade ofertada para cada unidade de variação no preço externo de café do Brasil;

b) elasticidade-preço interno (a_3) da oferta de exportação - mede as variações percentuais na quantidade ofertada para cada unidade de variação no preço do café no mercado interno;

c) elasticidade-câmbio (a_{22}) da oferta de exportação - mede as variações percentuais na quantidade ofertada para cada unidade de variação na taxa de câmbio.

d) elasticidade-tempo ou tendência (a_{44}) da oferta de exportação - é o coeficiente que mede as variações percentuais na quantidade ofertada para cada unidade de variação no fator representado pelo tempo.

Semelhantemente, na equação de demanda (15), b_1 , b_2 e b_3 , são os coeficientes que medem a sensibilidade da demanda de café do Brasil às variações nas variáveis explicativas associadas a estes coeficientes. Ainda com base na teoria econômica espera-se que estes coeficientes apresentem os seguintes sinais:

$b_1 < 0$; $b_3 > 0$. Sobre o sinal de b_2 , nada se pode dizer a priori.

Sendo :

$$b_1 = \partial \ln(X^D_t) / \partial \ln(PX_t / PW_t) \quad b_{22} = \partial \ln(X^D_t) / \partial \ln(T)$$

$$b_3 = \partial \ln(X^D_t) / \partial \ln(RW_t)$$

Definem-se da seguinte forma os coeficientes acima:

a) elasticidade-preço relativo (b_1) da demanda de exportação - é o coeficiente que mede as variações percentuais na quantidade demandada para cada unidade de variação no preço relativo de café do Brasil no mercado externo.

b) elasticidade-renda (b_3) da demanda de exportação - mede as variações percentuais na

quantidade demandada para cada unidade de variação na renda dos países consumidores.

- c) elasticidade-tempo ou tendência (b_{2T}) - este coeficiente mede as variações percentuais na quantidade demandada para cada unidade de variação no fator representado pelo tempo.

As variáveis PX_{t-k} , TC_t , T e PI_t na equação de oferta (14) e as variáveis PW_t , RW_t e T na equação de demanda (15), são consideradas como variáveis pré-determinadas (exógenas e endógena defasada). Isto significa que as mesmas são determinadas fora do sistema de equações (14), (15) e (16) do modelo especificado. Já as variáveis PX_t e X_t (preço e quantidade), são denominadas de endógenas, cujos valores o modelo determina.

Pode-se observar na equação (15) que a quantidade demandada depende dos preços correntes, ao passo que a quantidade ofertada, equação (14), depende dos preços defasados de quatro a cinco anos, que é o tempo médio necessário para que a oferta responda ao estímulo de preço. Este tempo corresponde a um intervalo que vai do plantio à maturação do café.

Na equação (14), a quantidade ofertada (X_t^s) é a única variável endógena. As demais são pré-determinadas. A relação preço-oferta com defasagem definida para a variável preço, como aparece na equação de oferta, não é reversível no tempo (KLEIN, 1978). Isto indica que os preços passados afetam as quantidades ofertadas por unidade de tempo, porém as quantidades ofertadas, neste mesmo período, não podem afetar os preços passados. Este tipo de relação causal entre preço e quantidade em uma equação estrutural é denominada por KLEIN (1978) como sendo do tipo unidirecional.

Os parâmetros da equação de oferta podem ser estimados pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), uma vez que o termo de erro desta equação independe, por hipótese, dos regressores. Tal procedimento pode ser

generalizado para os casos de se estimar uma determinada equação estrutural, na qual as variáveis do lado direito são todas pré-determinadas (KMENTA, 1975; KLEIN, 1978, WONNACOTT, 1978).

Já na equação de demanda, assume-se que a relação preço-quantidade demanda é reversível no tempo, indicando que a variável preço afeta a quantidade e vice-versa. Este tipo de relação em uma equação estrutural pode ser denominada de bidirecional ou "feedback".

Como as variáveis preço (PX_t) e quantidade demandada (X^D_t) são endógenas, ambas estão relacionadas com o termo de erro da equação (15). Por esta razão, não se pode estimar os coeficientes da equação de demanda através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), pois o pressuposto de independência entre o termo de perturbação e as variáveis explicativas é violado (KMENTA, 1975; KLEIN, 1978). Se assim fosse feito, afirmam os mesmos autores, os coeficientes de regressão obtidos seriam inconsistentes.

Para resolver este problema estimou-se a equação de demanda pelo método de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E), conforme KELEJIAN & OATES (1978). De uma forma geral este método pode ser empregado para solucionar problemas de inconsistência dos estimadores gerados pela presença de variáveis endógenas do lado direito da equação, desde que a equação em questão possa ser estimada, o que se verifica testando-se a hipótese de identificação para o sistema (ver KELEJIAN & OATES, 1978 p.301 e KMENTA, 1988 p.609).

Se a equação ou sistema for identificado ou super-identificado, o método de mínimos quadrados de dois estágios (MQ2E) pode ser utilizado para estimar os coeficientes das equações estruturais.

Pode-se observar, facilmente, que a equação de demanda (15) é super-identificada, o que permite sua estimação pelo referido método.



5 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos com o teste de causalidade e com a estimação das equações de oferta e demanda de exportações de café.

Em primeiro lugar apresenta-se o teste de causalidade, que foi empregado com o objetivo de determinar se o Brasil é tomador ou formador de preços no mercado internacional de café.

Em seguida, passa-se à apresentação das equações de oferta e demanda de exportações, supondo-se como verdadeiros os pressupostos usuais sobre o termo de erro das equações.

5.1 - Análise de Causalidade entre Preços Externos e Quantidades Exportadas

Na Tabela 1 encontram-se os principais resultados das regressões estimadas para a realização do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial.

As regressões com as variáveis causalmente relacionadas, o valor da estatística F, a significância dos coeficientes associados às variáveis futuras e o sentido da causalidade são apresentados na Tabela 2.

Os resultados apresentados nesta última Tabela indicam que a hipótese nula para os coeficientes da variável futura X_t nas regressões 3 e 7 deve ser rejeitada. Isto significa que o sentido de causalidade se deu de PX_t para X_t e de PW_t para X_t . Ou seja, os preços externos (PX_t e PW_t) determinaram as quantidades de café exportadas pelo Brasil, porém as quantidades exportadas não determinaram os preços. Estes resultados indicam que o Brasil foi tomador de preços no mercado mundial de café durante

TABELA 1 - Principais resultados do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial.

Modelos Ajustados	n	SQR	Teste F(SIMS)
$X_t = f(PX_t, PX_{t+1}, PX_{t-1})$	23	0,49063	0,979
$X_t = f(PX_t, PX_{t-1})$	23	0,51592	
$PX_t = f(X_t, X_{t+1}, X_{t-1})$	23	1,00861	5,148 ^a
$PX_t = f(X_t, X_{t-1})$	23	1,28189	
$X_t = f(PW_t, PW_{t+1}, PW_{t-1})$	23	0,51593	3,799
$X_t = f(PW_t, PW_{t-1})$	23	0,61847	
$PW_t = f(X_t, X_{t+1}, X_{t-1})$	22	0,64807	5,268 ^b
$PW_t = f(X_t, X_{t-1})$	22	0,83775	
$PX_t = f(PW_t, PW_{t+1}, PW_{t-1})$	23	0,13843	12,371 ^a
$PX_t = f(PW_t, PW_{t-1})$	23	0,22856	
$PW_t = f(PX_t, PX_{t+1}, PX_{t-1})$	23	0,10019	4,658 ^b
$PW_t = f(PX_t, PX_{t-1})$	22	0,12475	

FONTE: Dados da pesquisa

n = número de observações

- Os sobrescritos a e b indicam significância a 1 e 5%, respectivamente.
- Testaram-se as propriedades auto-regressivas dos resíduos para as regressões submetidas ao processo de filtragem e para aquelas em que a estatística de Durbin-Watson foi não conclusiva.
- Todas as regressões estão isentas de autocorrelação serial de primeira e segunda ordem.

TABELA 2 - Regressões com as variáveis causalmente relacionadas, parâmetros relevantes das regressões e sentido de causalidade.

Regressões	Teste de SIMS (F)	Signif. do Coef. Futuro	Sentido da Causalidade
3) $\ln P_{Xt} = B1 \ln X_t + B2 \ln X_{t+1} + B3 \ln X_{t-1}$	5,148 ^b	0,05	$P_{Xt} \rightarrow X_t$
7) $\ln P_{Wt} = D1 \ln X_t + D2 \ln X_{t+1} + D3 \ln X_{t-1}$	5,268 ^b	0,05	$P_{Wt} \rightarrow X_t$
9) $\ln P_{Xt} = G1 \ln P_{Wt} + G2 \ln P_{Wt+1} + G3 \ln P_{Wt-1}$	12,371 ^a	0,01	$P_{Xt} \rightarrow P_{Wt}$
11) $\ln P_{Wt} = H1 \ln P_{Xt} + H2 \ln P_{Xt+1} + H3 \ln P_{Xt-1}$	4,658 ^b	0,05	$P_{Wt} \rightarrow P_{Xt}$

FONTE: Dados da Tabela 1

- Os sobrescritos a e b representam significância a 1 e 5%, respectivamente.
- Os números das regressões correspondem aos respectivos números das equações apresentadas nas páginas 18 e 19

o período estudado.

Pode-se observar também na Tabela 2 que a hipótese nula para os coeficientes das variáveis futuras Pwt (na regressão 9) e Pxt (na regressão 11) deve ser rejeitada. Isto indica que as variáveis Pxt e Pwt encontram-se causalmente relacionadas (relação bi-causal). Logo, há transmissão de preços no mercado internacional de café.

Aparentemente, a característica de tomador de preços evidenciada pelo Brasil no mercado internacional de café não condiz com a sua posição de maior exportador mundial desta "commodity". No entanto, o resultado obtido encontra apoio nas cláusulas econômicas do AIC (Acordo Internacional do Café) - instrumento de intervenção no processo de formação dos preços externos de café (ALIMANDRO, 1990), o qual, segundo o mesmo autor, limitou a participação das exportações brasileiras no mercado internacional de café.

De acordo com ARMANDO (1989, p 116), o Acordo estabelece que "os países filiados estabelecem uma quota global de exportação, a qual é rateada entre os membros produtores, e os preços de intervenções determinam alterações, para mais ou para menos, na quota global, de forma a manter as cotações internacionais estáveis".

Deste modo, estando estabelecidas as quotas de exportação de cada país membro do AIC e as políticas de preços, afasta-se qualquer tentativa de implementação, por parte de um dos países membros, de uma política de sustentação de preços a nível de mercado mundial via contenção de oferta externa, sob o risco de, se assim procedesse, ter sua participação vetada no acordo.

O Acordo Internacional do Café teve início no ano de 1962 e se estendeu até 1989. Durante este período teve suas cláusulas econômicas suspensas por alguns anos - intervalos de tempo compreendidos entre as renovações do acordo.

A falta de união entre os países produtores de café parece constituir outro ponto que limita ou invalida

qualquer tentativa, por parte de um único país produtor, de implementar uma política comercial voltada para a valorização do produto a nível do mercado mundial.

AGROANALYSIS [2(13,14)-1978,p13] atesta tal suspeita afirmando que " nos últimos anos, a história do café evidencia que a desunião entre produtores tem se mostrado capaz de anular os efeitos positivos de qualquer política de valorização sobre os preços internacionais. Todo e qualquer esforço nesse sentido é imediatamente anulado por algum país exportador que se vê na contingência de conseguir efetuar suas vendas rapidamente".

Em continuação, AGROANALYSIS cita como evidência empírica o fracasso da política de valorização de preços internacionais de café implementada pelo IBC (Instituto Brasileiro de Café) em 1977:

" ... todo o sacrifício imposto à cafeicultura nacional no segundo semestre de 77 se mostrou infrutífero, pois as ofertas de países de pequena produção, aliadas à política de compra das grandes torrefadoras estrangeiras e ao movimento especulativo nas bolsas internacionais, anularam por completo os efeitos da suspensão de oferta promovida pelo IBC".

Por fim, a mesma fonte conclui que apenas intensos distúrbios climáticos ou instabilidades políticas nas regiões produtoras podem ser capazes de interferir no nível de preços internacionais de café. Como exemplo, podem-se citar as geadas que ocorreram no sul do Brasil em 1975 e 1978, que foram capazes de promover pressão altista nos níveis de preços internacionais de café [AGROANALYSIS, 3(7,8)-1979].

Convém lembrar que nem sempre o Brasil esteve na posição de tomador de preços no mercado mundial de café. No trabalho desenvolvido por LEMOS(1986), o Brasil aparece como formador de preços neste mercado. O resultado diferente obtido no presente trabalho pode ser explicado, provavelmente, por dois fatores: a) participação relativa do Brasil frente ao mercado internacional de café durante os períodos estudados; b) condicionamento das

exportações brasileiras de café ao sistema de preços e quotas do AIC.

No trabalho de LEMOS (1986), o período de estudo foi de 1821 a 1980. Durante a maior parte deste período o Brasil contribuiu com expressiva parcela das exportações mundiais de café. Na década de trinta do século dezanove, o Brasil participava com cerca de 30% das exportações mundiais totais, passando nas três décadas seguintes do mesmo século para 40, 52 e 50%, respectivamente, do total de café mundialmente exportado (LEMOS, 1986). Nos primeiros dez anos do século vinte a participação relativa do Brasil no mercado mundial de café elevou-se para 76,3% (CAIXETA et al, 1989).

Entretanto, por conta de uma política de sustentação de preços de café a nível de mercado mundial, o Brasil incentivou concorrentes e, conseqüentemente, perdeu a hegemonia que até então possuía no mercado internacional de café (AGROANALYSIS, 3(7,8)-1979; CAIXETA et al, 1989).

Deste modo, o país teve sua participação reduzida, ao longo dos anos, no mercado internacional de café. No período 1953/1963, o Brasil exportou 40% do café comercializado mundialmente e no período seguinte (1970/1978), apenas 28% [AGROANALYSIS, 3(7,8)-1979].

Percebe-se, portanto, que em troca de preços mais elevados no curto prazo, o país promotor da política de defesa de preço é forçado a ceder, no longo prazo, parte de seu mercado para outros países. Por meio deste mecanismo de troca, o efeito da política de sustentação de preços será amortecido ou até anulado, pois os preços não subirão da forma desejada, pelo menos no longo prazo, em virtude do surgimento, sempre possível, de outras opções de compra.

Tal fato parece ter ocorrido com o café brasileiro, tendo em vista que o Brasil passou da posição de formador para a de tomador de preços, ao tempo em que presenciou sua participação no mercado internacional ser reduzida e a de seus concorrentes aumentada, notadamente a participação da África e da Colômbia.

O sistema de quotas do AIC foi outro fator que veio agravar a tendência já observada de redução das exportações brasileiras de café no âmbito mundial, mediante o estabelecimento de quota fixa de exportação para o Brasil e demais países membros, além de definir a política de preços (ALIMANDRO, 1990).

Desse modo, como foi dito antes, estando definidas as quotas de exportação de cada país e as políticas de preços, pouco ou nada o Brasil pode fazer com vistas a influenciar os níveis de preços externos de café, enquanto se manteve associado ao AIC. Assim sendo, cabe observar que no trabalho de LEMOS (1986), apenas durante alguns anos dentro do período de 1962 a 1980, as exportações brasileiras de café mantiveram-se condicionadas ao acordo.

No que concerne ao período de estudo do presente trabalho, o mesmo compreendeu os anos de 1965 a 1989. Neste período, as exportações brasileiras de café representaram em média cerca de 28% das exportações mundiais, o que contribuiu para diminuir seu poder de influência sobre este mercado.

5.2 - Efeitos da Política de Desvalorização Cambial sobre as Quantidades Exportadas e sobre a Receita de Exportações.

5.2.1 - Sobre as quantidades exportadas

Para verificar o efeito da política de desvalorizações cambiais sobre as quantidades exportadas de café do Brasil estimou-se uma equação de oferta para o período 1970/89, fazendo-se uso de dados anuais. A Tabela 3 contém uma síntese dos principais resultados obtidos com a estimação.

Os coeficientes da regressão estimados apresentaram sinais coerentes com a teoria econômica, com

TABELA 3 - Estimativa da equação estrutural da oferta de exportação de café do Brasil - 1970/89.

Características	Variáveis				
	$\ln X^e_t$	$\ln PX_{t-s}$	$\ln TC_t$	$\ln PI_t$	$\ln T$
Coefficiente de regressão (ai)		0,0735	0,5512	-0,4370	-0,1441
Erro-padrão		(0,1286)	(0,3387)	(0,1367)	(0,0878)
Teste "t" de Student		0,5715	1,6273	-3,1967	-1,6412
Significância		(0,2880)	(0,0623)	(0,0030)	(0,0608)
Intercepto (a_0)					3,864
Observações (n)					20
Estatística de Snedecor (F4,15) (Signif.)					4,15 (0,0184)
Coefficiente de determinação (R^2)					0,5255
Coefficiente de determinação ajustado (R^2)					0,3990
Estatística de Durbin-Watson (d)					2,2763

FONTE: Dados da pesquisa.

exceção do sinal do coeficiente da variável tendência (-0.1441). Entretanto, tratando-se de café, este último resultado não causa surpresa, visto que as exportações brasileiras de café têm sido limitadas ao longo dos anos pelo sistema de quotas do AIC (ALIMANDRO, 1990) - quando não por este motivo, em decorrência da crença equivocada de que o Brasil ainda é formador de preços no mercado internacional desta "commodity". Por estas razões, as exportações brasileiras de café têm sido reduzidas ao longo do tempo, daí o sinal associado ao coeficiente da variável tendência ser negativo e significativamente diferente de zero.

A regressão ajustada foi significativa ao nível de 1,8% e apresentou modesto poder explicativo, o que pode ser observado através do valor do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,5255$). Este coeficiente indica que 52,55% das variações observadas na quantidade de café exportada pelo Brasil podem ser explicadas por variações nas respectivas variáveis independentes.

Com fim comparativo apresenta-se também o valor do coeficiente de determinação ajustado ($R^2 = 0,40$), que ficou próximo daquele encontrado por PITI (1986): R^2 ajustado igual a 0,50. Os modestos ajustamentos das regressões estimadas pelos dois trabalhos podem ser explicados pela não inclusão nas regressões de uma variável que pudesse captar o efeito do AIC sobre as quantidades exportadas de café pelo Brasil, o que, certamente, é difícil considerar.

O coeficiente de elasticidade-preço interno de café (-0,437) é significativo ao nível de 0,3. Este coeficiente revela que, mantendo-se tudo o mais constante, uma variação de 10% no preço interno real tende a causar uma variação em sentido inverso de aproximadamente 4,37% na quantidade exportada de café. Tal resultado é condizente com o ponto de vista dos exportadores de café: pouco importa o nível absoluto do preço do café no mercado externo, mas sim o diferencial entre as cotações externas e internas (ALIMANDRO, 1990).

Com relação ao coeficiente de elasticidade-preço externo do café brasileiro no mercado internacional (0,0735), observa-se que uma variação de 10% no preço externo, defasado de cinco anos, tende a conduzir a uma variação no mesmo sentido de aproximadamente 0,7% na quantidade exportada de café, "ceteris paribus". Resultado semelhante foi encontrado por PITI (1986), em sua pesquisa, a elasticidade-preço externo das exportações de café foi também bastante baixa (0,02). Em ambos os trabalhos os coeficientes encontrados não foram significativos nem ao nível de 0,15.

A fixação de quotas e preços de intervenção pelo AIC, bem como, segundo AGROANALISYS [2(13,14)-1978], a estagnação do consumo no principal mercado mundial de café (EUA), são fatores importantes sobre as decisões de alocar recursos para investimentos destinados ao aumento da produção e, conseqüentemente, da oferta potencial de exportação. Desta forma, estes fatores talvez possam justificar porque a oferta de exportação de café do Brasil não responde de forma satisfatória ao estímulo de preços externos.

Por sua vez, ao nível de 6% de significância, o coeficiente de elasticidade-câmbio sugere que, "ceteris paribus", uma variação de 10% na taxa de câmbio real tende a resultar numa variação no mesmo sentido de aproximadamente 5,5% na quantidade de café exportado pelo Brasil.

Assim sendo, constata-se que a política de desvalorizações cambiais implementada pelo Governo a partir de 1968 teve efeito positivo sobre as exportações de café.

5.5.2 - Sobre a receita de exportações

Com o objetivo de determinar o efeito da política de desvalorizações cambiais sobre a receita de exportações de café do Brasil, ajustou-se também uma equação de demanda

para o mesmo período, a partir de dados anuais. Os resultados obtidos podem ser observados na Tabela 4.

Todos os coeficientes apresentaram sinais teoricamente esperados, sendo os mesmos estatisticamente significantes ao nível de 1%. Observa-se, ainda, que todos os coeficientes estimados são maiores, em valor absoluto, que seus respectivos erros-padrão, o que reforça a significância apontada pelo teste "t" de Student.

A estatística F de Snedecor indica que a regressão ajustada é significativa ao nível de 1%, apesar do modesto valor do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,5093$). Este coeficiente 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 na equação. O valor da estatística de Durbin-Watson (2,300), sugere ausência de autocorrelação serial.

O coeficiente de elasticidade-preço relativo da demanda (-1,594) indica que a demanda externa de café do Brasil é elástica em relação a preço. Uma variação de 10% no preço real de café do Brasil tende a provocar uma variação, em sentido inverso, de aproximadamente 15,94% na quantidade demandada do produto brasileiro, "ceteris paribus".

Esperava-se, dada a condição de tomador de preços no mercado internacional de café evidenciada pelo teste de SIMS para o Brasil, que o coeficiente de elasticidade-preço fosse bem maior. Fatores relacionados ao mercado de café, tais como: informações imperfeitas, existência de acordos (AIC) e um certo "grau" de diferenciação do produto podem ter contribuído para que isso não se verificasse, na medida em que estes fatores reduzem o impacto das variações no preço sobre as quantidades transacionadas.

A elasticidade-preço calculada (-1,594) sugere que a hipótese de que a curva de demanda pelo café do Brasil deva apresentar elasticidade-preço infinita, por ser o país tomador de preços no mercado internacional, não deve ser considerada, uma vez que o valor deste coeficiente

TABELA 4 - Estimativa da equação estrutural da demanda de exportação de café do Brasil - 1970/89.

Características	Variáveis			
	$\ln X_t$	$\ln(PX_t/PU_t)$	$\ln T$	$\ln RU_t$
Coefficiente de regressão (bi)	-1,5944	-0,495	2,437	
Erro-padrão	(0,4516)	(0,1648)	(0,8482)	
Teste "t" de Student	-3,5305	-3,004	2,8731	
Significância	(0,0014)	(0,0042)	(0,0055)	
Intercepto (b_0)	----- -5,3536			
Observações (n)	----- 20			
Estatística de Snedecor (F3,16) (Signif.)	----- 5,54 (0,0084)			
Coefficiente de determinação (R^2)	----- 0,5093			
Coefficiente de determinação ajustado (R^2)	----- 0,4173			
Estatística de Durbin-Watson (d)	----- 2,300			

FONTE: Dados da pesquisa.

encontra-se longe do que se pode considerar como sendo infinito.

Valor ainda menor foi encontrado por PITI (1986), para o coeficiente de elasticidade-preço da demanda (-0,32). Deve-se ressaltar que aquele autor calculou o referido coeficiente considerando o preço das exportações brasileiras de café de forma absoluta, ao invés de relativa, como foi feito no presente trabalho. Já no trabalho de ABAELU & MANDERSCHIED (1968) e segundo PAIVA et al (1976), também no trabalho de SAYLOR & FREITAS, a demanda externa de café do Brasil aparece como sendo elástica a preço.

O coeficiente de elasticidade-preço da demanda obtido indica que uma redução nos níveis de preços de café do Brasil no mercado internacional, "ceteris paribus", pode incrementar as exportações deste produto e, conseqüentemente, a receita de divisas provenientes da venda de café.

A política de desvalorizações cambiais poderia ser utilizada, no curto prazo, para estimular o aumento da oferta de exportações via aumento do preço do produto em cruzeiros. Este aumento possibilitaria uma redução voluntária, por parte do Brasil, do preço em dólar, o que tornaria o produto brasileiro mais competitivo e, conseqüentemente, provocaria um aumento de demanda.

O coeficiente associado à variável tempo ou tendência, que tenta captar possíveis mudanças, ao longo do período estudado, na preferência ou gosto dos consumidores, apresenta-se com sinal negativo e valor igual a -0,495. Assim, para cada 10% de variação no fator (gosto ou preferência) representado pelo tempo, ocorre uma variação de 4,95%, em sentido inverso, no índice de quantidade demandada de café do Brasil, "ceteris paribus". Assim sendo, faz-se necessário que o Brasil invista em um programa de "marketing" com o objetivo de reverter esta tendência negativa.

Por sua vez, o coeficiente associado à variável renda dos países industrializados foi igual a 2,438.

Portanto, uma variação de 10% nesta variável, "ceteris paribus", pode conduzir a uma variação na mesma direção de 24,38% na quantidade demandada de café do Brasil, o que caracteriza a demanda externa como sendo do tipo renda-elástica.

Finalmente, pode-se observar que a matriz de correlação linear entre as variáveis incluídas na equação estrutural de demanda (TABELA 7 - APÊNDICE C), indica presença de multicolinearidade alta entre as variáveis RW_t e T . 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.

Os resultados aqui encontrados 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 caso se admitisse a hipótese de demanda perfeitamente elástica.

Deste modo, para se avaliar o impacto de políticas internas de estímulo às exportações torna-se necessário que junto a uma equação de oferta de exportação também seja explicitada uma equação de demanda, com as principais variáveis que a determinam.

Portanto, igualmente a RIOS (1987), pode-se constatar que não basta ajustar a política interna para assegurar o desempenho desejado para as exportações, tendo em vista que fatores associados com a demanda externa¹ podem impor restrições à sua expansão.

¹Dentre estes pode-se citar os acordos internacionais, as práticas protecionistas e o nível de atividade internacional.

6 - CONCLUSÃO E SUGESTÕES

Determinou-se através do teste de causalidade que o Brasil foi tomador de preços no mercado internacional de café no período de 1965 a 1989, apesar de ter respondido por aproximadamente 28% do total de café mundialmente exportado, no período analisado. Tal resultado aparentemente inconsistente encontra apoio nas cláusulas econômicas do AIC (Acordo Internacional do Café), o qual determinava as quotas de exportações de cada país membro do acordo e estabelecia as políticas de preços.

Outro fator que pode ter conduzido o Brasil à posição de tomador de preços no mercado internacional de café diz respeito à própria política de sustentação de preços internacionais implementada pelo país ao longo dos anos. Através desta política, a participação brasileira na oferta de café no mercado mundial, antes hegemônica, foi se tornando cada vez menor, em decorrência de o país ter restringido voluntariamente sua oferta de exportação e de ter, simultaneamente, estimulado concorrentes como a África e a Colômbia, via elevação dos níveis de preços externos do produto em questão.

Desta forma, pode-se constatar que, em troca de preços mais elevados no curto prazo, o país que pratica a política de defesa de preços é forçado, no longo prazo, a ceder parte de seu mercado para outros países concorrentes. Por meio deste mecanismo de troca, o efeito da política será amortecido, pois os preços não subirão de forma desejada, pelo menos no longo prazo, em virtude do surgimento de outras opções de compra.

Assim sendo, constata-se igualmente a DELFIM NETO (1981) e CAIXETA et al (1989), que o Brasil priorizou uma política de curto prazo no que concerne às exportações de café, em detrimento de uma política de longo prazo que visasse aumentar a participação das exportações brasileiras de café no mercado mundial.

Diante da constatação de que a oferta de exportação de café responde de forma satisfatória à política de minidesvalorizações cambiais e que a demanda de exportação é preço-elástica, pode-se concluir que a política de minidesvalorizações cambiais praticada pelo governo brasileiro durante o período estudado teve efeito positivo sobre a receita de divisas de café, pelo menos quando não se considera o efeito do confisco cambial sobre as exportações desta "commodity".

Entretanto, como o confisco cambial visava controlar as exportações de café, pode-se admitir que o Brasil não conseguiu maximizar a receita de divisas dessas exportações, em que pese ter sido este o objetivo desejado ao longo dos anos, mediante política de sustentação de preços deste produto.

Disto pode-se concluir que o governo do Brasil não usou de forma adequada a política de minidesvalorizações cambiais com vistas a incrementar as divisas provenientes das exportações de café.

Dessa forma, sugere-se que o Brasil, permanecendo as condições até aqui apresentadas, passe a explorar seu potencial no mercado internacional de café, mediante planejamento de políticas que visem aumentar sua participação relativa no mercado mundial, principalmente aquelas que visam baixar os custos de produção e, conseqüentemente, aumentar a competitividade nas exportações.

No curto prazo, pode-se fazer uso da política de minidesvalorizações cambiais com vistas a elevar as exportações de café.

BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- ABAEU, J.N. & MANDERSCHEIR, L.V. Us Import Demand for Green Coffe by Variety. *American Jornal of Agricultural Economics*. Wastington, 50(2): 232 -242, maio.1986.
- AGROANALYSIS. Rio de Janeiro, 2(13-14): 11-15, jul.1978.
- AGROANALYSIS. Rio de Janeiro, 3(7-8): 34-43, set.1979.
- ALIMANDRO, R. O AIC novamente em voga. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, 44(9): 128-129, set. 1990.
- ALIMANDRO, R. Sai o Acordo e entra a guerra de preços no café. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, 43(7): 107-109, out. 1989.
- ALIMANDRO, R. A decadência do rei café. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, 44(10): 89-91, out. 1990.
- ARMANDO, R. Fracassa a primeira tentativa de ressuscitar o Acordo Internacional do Café. *Conjuntura Econômica*. Rio de Janeiro, 43(10): 116-117, out. 1989.
- BACHA, E. *Introdução à Macroeconomia: uma perspectiva brasileira*. Rio de Janeiro: Campus, 1986. p.170-192.
- BARROS, J.R.M. Política e Desenvolvimento Agrícola no Brasil. IN: VEIGA, A. *Ensaio sobre política agrícola brasileira*. Secretaria de Agricultura, 1979. p.9-34.
- BISHOP, R.V. The construction and use of causality test. *Agricultural Economics Research*, 31(4): 1-6. 1979.

- BRAGA, H.C. & MARKWALD, R.A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, 13(3): 707-744, dez. 1983.
- BRANDT, S.A. **Mercado Agrícola Brasileiro**.-São Paulo: Nobel, 1979, 145p.
- BRANDT, S.A. **Comercialização Agrícola**.-Piracicaba: Livroceres Ed. , 1980. 195p.
- CAIXETA, G.Z.T. Comércio Internacional - efeitos do Acordo Internacional (AIC) sobre a participação brasileira em mercado importador de café. **Economia Rural**, Viçosa, 2(3): 4-6 , abr./jun. 1991.
- CAIXETA, G.Z.T. A vantagem comparativa do café brasileiro num mercado mundial competitivo. **Economia Rural**, Viçosa, 3(1): 10-13, out./dez. 1991.
- CAIXETA, G.Z.T. et al. Tendência do mercado de café do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, 27(2): 173-196, jan/mar. 1989.
- CELSO PINTO. EUA levaram reunião do café ao fracasso. **Gazeta Mercantil**. Salvador-Ba. 09/02/1993.
- CARVALHO, E.C. de. **Mercado de exportação de açúcar do Brasil: modelo de equilíbrio e desequilíbrio e avaliação da política de exportação**.-Viçosa: UFV, 1986. 99p. (Dissertação de Mestrado).
- CONJUNTURA ECONÔMICA. RIO DE JANEIRO: FGV, jan./65 a jan./90.
- DELFIN NETO, A. **O Problema do Café no Brasil**. São Paulo: IPEA/USP. 1981. 359p.

- DORNBUSCH, R. & FISCHER, S. **Macroeconomia**.-São Paulo: Makron, McGraw-Hill, 1991. 930p.
- FERGUSON, C.E. **Microeconomic Teory**. 3 ed.-Illiois: Irwin, 1972. 565p.
- FINAGEIV, V. **Análise econômica da demanda de exportação de café**. Vicosã: UFV, 1976. 23p. (Dissertação de Mestrdo).
- GOLDSTEIN, M. & KHAN, S. The Suplly and Demand for Exports: a simultaneous approach. **The review of economics and estatistics**, Cambrindge, 60(2): 275-86, 1978.
- HAEBERLIN, B.I. et al. Análise do impacto do rompimento do acordo internacional do café sobre o Brasil e a Colômbia. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 31(1): 9-22, jan./mar.1993.
- IBGE. **Anuário Estatístico do Brasil**.-Rio de Janeiro: FIBGE, 1965/90.
- IBGE. **Estatísticas Históricas do Brasil**.-Rio de Janeiro. 1990.
- INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS YEARBOOK. New York: FMI, 1991.
- JOHNSTON, J. **Métodos econométricos**.-São Paulo: Atlas, 1976. 380p.
- KARMEL, P. H. & POLASEK, M. **Estatística geral e aplicada para economistas**.-São Paulo: Atlas, 1972. p.295-318.
- KELEJIAN, H.H. & OATES, W. E. **Introdução à econometria: princípios e aplicações**.-Rio de Janeiro: Campus, 1988. 370p.

- KINDLEBERGER, G. P. **Economia Internacional**.-São Paulo: Mestre Jou, 1967. p.173-295.
- KLEIN, L. R. **Introdução à econometria**.-São Paulo: Atlas, 1978. 307p.
- KMENTA, J. **Elementos de econometria**.-São Paulo: Atlas, 1988. 670p.
- KOUTSOYIANNIS, A. **Modern microeconomics**. 2 ed - New York: St. Martin's. 1979, p.60-66.
- LEMOS, J. de J.S. **Análise espectral de ciclos de comércio agrícola do Brasil**.-Viçosa: UFV, 1983. 186p. (Tese de Doutorado).
- LOPES, M.R. **Comercialização Interna e Externa da Produção Agrícola: principais problemas e sugestões**. IN: BRANDÃO, A.S.P., ed. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**.-Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. p.357-398.
- MARTIN, M.A. & PEREZ, M.C.R.C. **O método de mínimos quadrados de dois estágios: seus fundamentos e aplicação na estimação da demanda e oferta de ovos no estado de São Paulo**. **Série Pesquisa n.32**. Piracicaba: ESALQ, 1975. 39p.
- MELO, F. H. de. **A Necessidade da Estabilização de Preços para as Culturas Domésticas**. IN: BRANDÃO, A.S.P., ed. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**.-Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. p.265-292.
- PAIVA, R.M. et al. **Setor Agrícola do Brasil - comportamento econômico, problemas e possibilidades**. 2 ed.-Rio de Janeiro: Forense-Universitária.-São Paulo, Ed. da Universidade de São Paulo, 1976. 480p.

- PARENTE, W.C. **Estrutura do comércio da amêndoa da castanha do caju (ACC) do Brasil.**-Fortaleza: UFC, 1989. 146p. (Dissertação de Mestrado).
- PAULA PESSOA, P.F.A. & LEMOS, J.J.S. Causalidade no mercado externo de amêndoa de castanha de caju (ACC). **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, 29(1): 49-56, jan/mar. 1991.
- PAULA PESSOA, P.F.A. & LEMOS, J.J.S. Mercado de exportação e estabilização de preços externos para amêndoas de castanha de caju. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, 30(2):171-187, abr./jun. 1992.
- PITI, H.J. **Análise estrutural do comércio exterior de algodão e café.**-Fortaleza, UFC, 1986, 78p. (Dissertação de Mestrado).
- RIOS, S.M.C.P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Rio de Janeiro, 17(2): 299-332, ago. 1987.
- SAMUELSON, P.A. **Introdução à Análise Econômica**. 9 ed.-Rio de Janeiro: AGIR, 1979. 562p.
- SIMS, C. Money, income and causality. **American Economic Review**, 62(4): 540-552, 1972.
- SODERSTEN, B. **Economia internacional.**-Rio de Janeiro: Interciência, 1979, 533p.
- SUPLICY, E.M. **Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira.**-Rio de Janeiro, FGV, 1979.
- WONNACOTT, R.J. & WONNACOTT, T.H. **Econometria.**-Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1978. 424p.

ZOCKUN, M.H.G.P. et al. A agricultura e a política comercial brasileira.-São Paulo: Instituto de Pesquisa Econômica, 1976. 138p. (Série Monografia,8).

APENDICES

APÊNDICE A

Derivação Matemática da Receita Marginal

A) Da Firma sob Concorrência Perfeita

Considerando a receita total (RT) como função do preço (P) e da quantidade vendida (Q), o efeito de uma variação na quantidade vendida sobre a receita total para uma firma em concorrência perfeita é dado da seguinte forma:

$$RT = P * Q \quad (I)$$

Derivando esta equação em relação à quantidade, tem-se:

$$d(RT)/dQ = P \, dQ/dQ + Q \, dP/dQ \quad (II)$$

Como o preço não muda para variações na quantidade, pode-se supor que (dP/dQ) tende para zero quando Q aumenta e, assim, o segundo termo do segundo membro da equação (II) é igual a zero. A equação (II) pode, então, ser reescrita como:

$$d(RT)/dQ = P \, dQ/dQ = P \quad (III)$$

Chega-se, assim, ao conceito matemático de receita marginal que é a derivada da receita total em relação a quantidade, para o caso em questão é dado por:

$$d(RT)/dQ = Rmg = P \quad (IV)$$

A receita marginal é a variação na receita total atribuível ao acréscimo de uma unidade no produto vendido (FERGUSON, 1972).

B) Associada à curva de demanda de mercado

A derivação matemática da receita marginal associada à curva de demanda de mercado pode ser demonstrada como a seguir:

Partindo-se do conceito matemático de receita total como definido em (I), tem-se:

$$RT = P * Q$$

Onde:

R = receita total;

P = preço real ; e

Q = quantidade transacionada.

Derivando a equação acima em relação a "Q", tem-se:

$$d(RT)/dQ = P dQ/dQ + Q dP/dQ \quad (V)$$

$$d(RT)/dQ = P + Q dP/dQ \quad (VI)$$

Colocando-se "P" em evidência do lado direito da equação (VI), fica-se com:

$$d(RT)/dQ = P (1 + Q/P * dP/dQ) \quad (VII)$$

Pode-se observar na equação (VII) que a expressão $dP/dQ * Q/P$, fornece as variações no preço para cada unidade de variação na quantidade demandada, que segundo BRANDT (1980), trata-se da flexibilidade-preço (F_p) da procura pelo produto específico. De acordo com o mesmo autor, a flexibilidade-preço pode ser suposta, para fins teóricos, como sendo igual ao inverso da elasticidade-preço, isto é, $F_p = 1/E$, onde "E" representa a elasticidade-preço da procura.

Desse modo, a equação VII pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$d(RT)/dQ = Rmg = P (1 - 1/E) \quad (VIII)$$

A partir da equação (VIII) e com auxílio da FIGURA 1, pode-se fazer as seguintes relações entre elasticidade-preço e as receitas marginal e total (FERGUSON, 1972):

Quando:

- i) o módulo de "E" é igual a 1, a receita marginal (Rmg) é igual a zero e a receita total (RT) é máxima;
- ii) o módulo de "E" é maior que 1, a receita marginal (Rmg) é positiva e a receita total (RT) é crescente;
- iii) o módulo de "E" é menor que 1, a receita marginal (Rmg) é negativa e a receita total (RT) é decrescente.

FIGURA 1 - Relações entre Receita Total (RT), Elasticidade-Preço (E) e Receita Marginal (Rmg).

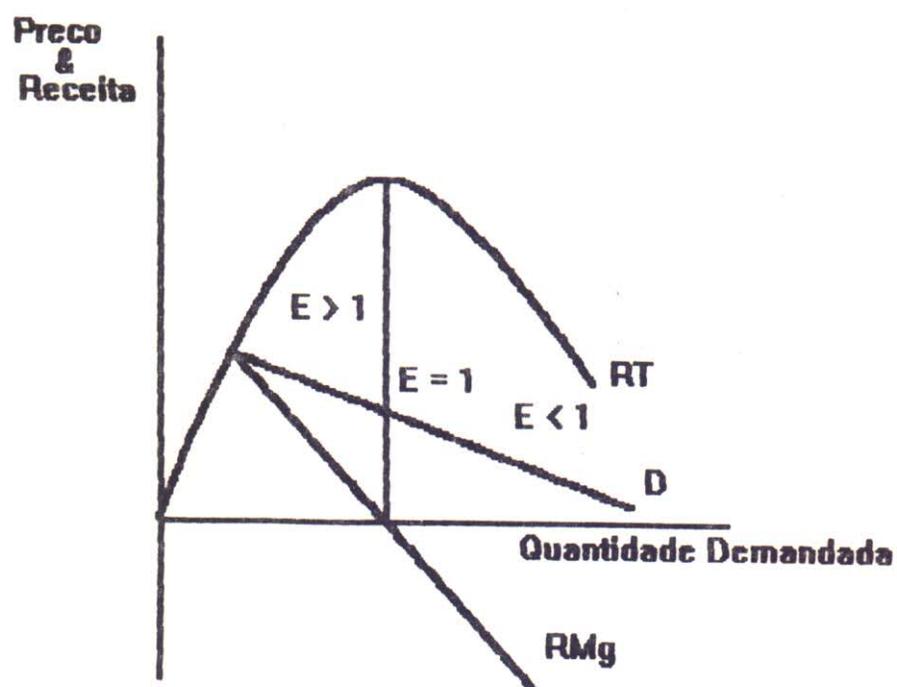


FIGURA 1 - Relações entre Receita Total (RT), Elasticidade-Preço (E) e Receita Marginal (RMg).

TABELA 1 - Dados básicos utilizados no teste de teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil - 1965/89 (1)

ANO	Q	PE	PE	PE - (Q) (2)
1965	800000	2.080,14	2.080,14	0,00
1966	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1967	1050000	2.080,00	2.080,00	0,00
1968	1100000	2.100,00	2.100,00	0,00
1969	1150000	2.120,00	2.120,00	0,00
1970	900000	2.100,00	2.100,00	0,00
1971	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1972	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1973	1070000	2.100,00	2.100,00	0,00
1974	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1975	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1976	1000000	2.100,00	2.100,00	0,00
1977	1100000	2.100,00	2.100,00	0,00

APENDICE B

Dados Básicos Utilizados no Teste de Causalidade de SIMS entre Preços Externos e Quntidades Exportadas de Café do Brasil - 1965/1989.

NOTAS: Dados elaborados pelo autor com base nas publicações do IBIC - Estatísticas Econômicas do Brasil (1990) e Anuário Estatístico (Variações Anuais e Mensais), Ministério da Indústria (1990).

(1) - Arquivo de dados não disponíveis no IBIC.

(2) - Índice de Preços no Consumidor dos Estados Unidos de América (1982=100).

TABELA 5 - Dados básicos utilizados na análise do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil - 1965/89. (1)

ANO	Xt	PXt	PWt	IPC - USA (2)
1965	908920	2.980,18	3.086,86	29,31
1966	1009920	2.506,56	2.789,70	30,18
1967	1004220	2.262,28	2.635,27	31,02
1968	1107480	2.163,04	2.547,57	32,33
1969	1121400	2.127,20	2.492,46	34,08
1970	962640	2.703,57	3.086,67	36,09
1971	1034280	1.985,33	2.617,15	37,62
1972	1050180	2.423,33	2.858,53	38,87
1973	1071360	2.813,44	2.319,69	41,28
1974	683760	2.757,55	3.267,93	45,84
1975	782160	2.183,69	3.193,84	50,03
1976	805380	5.099,66	5.916,12	52,90
1977	512400	7.964,89	8.965,90	56,33
1978	621300	5.167,34	5.636,01	60,63
1979	560700	5.068,98	5.538,42	67,47
1980	784440	4.138,43	4.338,64	76,58
1981	824700	2.176,88	3.022,43	84,48
1982	892860	2.319,83	3.088,09	89,68
1983	941220	2.405,09	3.046,94	92,57
1984	1031880	2.573,43	3.224,69	96,56
1985	1033620	2.292,12	2.942,46	100,00
1986	477900	4.120,69	3.683,42	101,86
1987	867600	2.137,01	2.239,01	105,67
1988	904320	2.021,20	2.308,69	109,91
1989	949020	1.427,14	1.747,06	115,21

FONTE: Dados elaborados pelo autor com base nas publicações do IBGE - Estatísticas Históricas do Brasil (1990) e Anuário Estatístico (Vários números); e International Financial Statistics Yearbook (1990).

(1): As variáveis estão definidas no item 4.2.1

(2): Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos da América (1985=100).

Tabela 4 - Dados básicos utilizados na análise do mercado de exportação de café - Brasil, 1965/89 (1)

Ano	CA	PCS	PCS	CA	PCS	PCS	CA
1965	78	130	105	11	58	74	
1966	90	109	95	21	73	12	
1967	97	89	96	20	54	64	
1968	107	94	87	34	61	66	
1969	105	92	83	40	54	68	
1970	103	114	103	42	65	108	100
1971	100	87	49	10	48	71	100
1972	103	106	97	18	77	68	100
1973	104	113	111	43	73	94	100
1974	86	120	114	18	78	81	100
1975	74	91	109	13	75	81	100
1976	78	202	201	117	77	82	100
1977	89	217	203	114	82	81	100
1978	60	203			83	80	100
1979	54	219	119	26	84	85	100

APÊNDICE C

Dados Básicos Utilizados na Análise do Mercado de Exportação de Café - Brasil, 1965/89.

1980	91	71	70	17	82	91	100
1981	100	713	238	33	87	82	100
1982	100	114	280	100	100	100	100
1983	88	140	173	141	103	99	100
1984	84	81	86	42	100	88	100
1985	97	108	78	17	101	96	100
1986	103	60	26	24	102	101	100

FONTE: Dados elaborados pelo autor com base nos procedimentos de coleta de dados utilizados nos estudos de mercado de exportação de café - Brasil, 1965/89, publicados em: Estatísticas do Brasil (1980) e Anuário Estatístico (Variações Mensais) e Comércio Exterior (1981) e Anuário Estatístico (1982).

(1): As variáveis estão definidas no item 4.2.2.

TABELA 6 - Dados básicos utilizados na análise do mercado de exportação de café
- Brasil, 1965/89. (1)

ANO	X _t	PX _t	PW _t	PH _t	RW _t	TC _t	PX _{t-5}
1965	78	130	105	32	53	74	-
1966	98	109	95	25	56	59	-
1967	97	99	90	29	58	64	-
1968	107	94	87	34	61	66	-
1969	108	93	85	40	64	68	-
1970	93	118	105	42	65	68	130
1971	100	87	89	83	68	71	109
1972	102	106	97	60	71	68	99
1973	104	113	113	61	75	64	94
1974	66	120	111	56	76	61	93
1975	76	95	109	75	75	63	118
1976	78	222	201	117	79	62	87
1977	49	347	305	116	82	62	106
1978	60	225	192	92	85	60	113
1979	54	221	118	86	88	65	120
1980	76	180	147	77	89	71	95
1981	80	95	103	60	90	70	222
1982	86	101	110	62	90	71	347
1983	91	95	104	57	92	91	225
1984	100	112	110	55	97	82	221
1985	100	100	100	100	100	100	180
1986	46	180	125	141	103	93	95
1987	84	93	76	48	106	85	101
1988	87	88	79	57	111	76	95
1989	92	62	59	44	114	61	112

FONTE : Dados elaborados pelo autor com base nas publicações do IBGE - Estatísticas Históricas do Brasil (1990) e Anuário Estatístico (Vários números); e International Financial Statistics Yearbook (1990).

(1) : As variáveis estão definidas no item 4.2.2

APENDICE D

Matrizes de Correlação Linear Simples das Equações
Estruturais de Oferta e Demanda de Exportações de Café -
Brasil ,1970/89.

TABELA 7 - Matriz de correlação linear simples entre as variáveis incluídas na equação estrutural de oferta.

	$\ln X_t$	$\ln PX_{t-5}$	$\ln PIt$	$\ln TC$	$\ln T$
$\ln X_t$	1,000	0,282	-0,620	0,177	-0,185
$\ln PX_{t-5}$		1,000	-0,233	0,358	0,283
$\ln PIt$			1,000	0,082	0,075
$\ln TC$				1,000	0,473
$\ln T$					1,000

FONTE: Dados da pesquisa

TABELA 8 - Matriz de correlação linear simples entre as variáveis incluídas na equação estrutural de demanda.

	$\ln X_t$	$\ln(PX_t/PW_t)$	$\ln T$	$\ln RW_t$
$\ln X_t$	1,000	-0,482	-0,218	-0,108
$\ln(PX_t/PW_t)$		1,000	0,136	0,264
$\ln T$			1,000	0,938
$\ln RW_t$				1,000

FONTE: Dados da pesquisa.

APÊNDICE E

Equação de Forma Reduzida para Preço (P_{Xt}).

TABELA 9 - Principais características estatísticas da equação de forma reduzida para preço (PX) - Mercado de exportação de café do Brasil - 1970/69.

Características	Variáveis						
	ln PX	ln P/E	ln TC	ln T	ln PWt	ln RWt	ln PX-5
Coefficiente de regressão	-0,033	0,243	-0,188	1,227	1,118	-0,183	
Erro-padrão	(0,087)	(0,159)	(0,084)	(0,078)	(0,435)	(0,098)	
Teste "t" de Student	-0,379	1,528	-2,238	15,730	2,570	3,155	
Significância	(0,3552)	(0,0758)	(0,0219)	(0,0001)	(0,0090)	(0,0019)	
Intercepto	-5,883						
Observações (n)	20						
Estatística de Snedecor (F6,13) (Signif)	105,96 (0,0001)						
Coefficiente de determinação (R ²)	0,9799						
Estatística de Durbin-Watson (d)	2,6037						

FONTE: Dados da pesquisa

