

ARMANDO SILVESTRINI JUNIOR

ANALISE ECONÔMETRICA E CAUSALIDADE NA TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO  
MERCADO CAFEEIRO

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
JULHO - 1994

**A meus pais, Armando e Enice.**

**A Roberta.**



## AGRADECIMENTOS

à Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural (DER).

Ao Professor orientador, Carlos Antônio Moreira Leite, pelo convívio, pela amizade, pelo estímulo, pela seriedade e pela atenção com que conduziu a orientação deste trabalho.

Ao professor Maurinho Luiz dos Santos (conselheiro), pela valiosa colaboração prestada e pela amizade.

Ao professor Orlando Monteiro da Silva (conselheiro), pelo convívio e pelas sugestões valiosas para o aperfeiçoamento deste trabalho.

A pesquisadora da EPAMIG, Glória Zélia Teixeira Caixeta, pela leitura cuidadosa às diversas versões deste trabalho, pelas convenientes sugestões, pelo apoio material bibliográfico, pelas críticas apresentadas e pela amizade.

Aos professores João Eustáquio de Lima e José Maria Alves da Silva, pela leitura atenciosa, pelas críticas e pelas sugestões muito convenientes.

Aos demais professores do Departamento de Economia Rural (DER), pelos ensinamentos transmitidos, pela amizade e pelo convívio.

Ao setor de informática do DER, na pessoa do amigo Brilhante, pela atenção e pelos ensinamentos transmitidos, na área de informática.

Ao Eurico e a Graça, pela amizade e pela orientação nos serviços de secretaria do DER, desde o início do curso.

A todos os funcionários do Departamento, pela atenção, pela amizade e pelo convívio.

Aos amigos Andréia, Henrique, Iolanda, João, Luciana, Márcio, Neusa, Ursula e demais colegas, pelos momentos de trabalho e lazer.

A minha irmã Denise e ao Rodolfo, pelo incentivo e apoio.

A meus pais. pela formação básica, pelo estímulo e por estarem ao meu lado em todas as horas.

A Roberta, pelo carinho, pela compreensão, pelo companheirismo e pelo fundamental incentivo.

## BIOGRAFIA

ARMANDO SILVESTRINI JUNIOR, filho de Armando Silvestrini e Enice Mollo Silvestrini, nasceu em Pirassununga, São Paulo.

Graduou-se em Engenharia Agrônômica pela Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, UNESP, São Paulo, março de **1986**.

Trabalhou como Supervisor de Crédito Rural no Banco Bamerindus do Brasil S.A., no período de março de **1988** a agosto de **1989**.

## CONTEUDO

	Página
LISTA DE QUADROS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	x
EXTRATO .....	xi
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>1.2. Problema e Sua Importância .....</b>	<b>5</b>
2. OBJETIVOS .....	10
<b>3. METODOLOGIA .....</b>	<b>11</b>
3.1. Estimativa da Oferta .....	11
3.2. Estimativa da Demanda .....	17
3.3. Causalidade na Transmissão de Preços .....	24
3.4. Fonte de Dados e Método de Estimação .....	29
<b>4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....</b>	<b>32</b>
<b>4.1. Oferta .....</b>	<b>32</b>
4.2. Demanda Interna .....	34
4.3. Demanda de Estocagem .....	37
4.4. Demanda de Exportação .....	39
4.5. Causalidade na Transmissão de Preços .....	42

5 . RESUMO E CONCLUSÃO .....	51
LITERATURA CITADA .....	56
APENDICE .....	61



## LISTA DE QUADROS

		Pagina
<b>1</b>	Area Plantada e <b>Distribuição</b> dos Cafeeiros por Estados Produtores do Brasil. Dezembro/1993...	<b>3</b>
<b>2</b>	Modelo de Oferta do <b>Café</b> , Brasil. 1970 - 1990	33
<b>3</b>	Modelo de Demanda Interna do Cafe, Brasil. 1970 - 1990.....	35
<b>4</b>	Modelo de Demanda de <b>Estocagem</b> do Cafe, Brasil. 1970 - 1990.....	38
<b>5</b>	Modelo de Demanda de <b>Exportação</b> do <b>Café</b> , Brasil, 1970 - 1990.....	41
<b>6</b>	Teste de Causalidade entre Preço Brasileiro de <b>Exportação e Preço</b> Colombiano de <b>Exportação</b> no Mercado Cafeeiro. Janeiro/76 - Setembro/89.....	43
<b>7</b>	Teste de Causalidade entre Preço Brasileiro de <b>Exportação e Preço</b> Recebido pelo Produtor <b>no</b> Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990	44
<b>8</b>	Teste de Causalidade entre Preço Recebido pelo Produtor <b>e Preço</b> Recebido pelo Varejista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990	44
<b>9</b>	Teste de Causalidade entre Preços Recebido <b>pelo</b> Produtor e Preço Recebido pelo Atacadista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990.....	<b>45</b>



10	Teste de Causalidade entre Preço Recebido pelo Varejista e Preço Recebido pelo Atacadista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990	46
1A	Dados Utilizados para Estimaco do Modelo de Oferta do Caf, Brasil. 1970 - 1990,.....	63
2A	Dado Utilizado para Estimaco do Modelo de Demanda Interna do Caf, Brasil. 1970 - 1990..	65
3A	Dados Utilizado para Estimaco do Modelo de Demanda de Estocagem do Caf, Brasil. 1970 - 1990.....	66
4A	Dados Utilizados para a Estimaco do Modelo de Demanda de Exportaco do Caf, Brasil. 1970 - 1990.....	68
5A	Matriz de Correlaco Simple das Variveis Envolvidas na Equaco de Oferta, Brasil. 1970 - 1990.....	69
6A	Matriz de Correlaco Simple da Variveis Envolvidas na Equaco de Demanda Interna, Brasil. 1970 - 1990.....	69
7A	Matriz de Correlaco Simples das Variveis Envolvidas na Equaco de Demanda de Estocagem, Brasil. 1970 - 1990,.....	70
8A	Matriz de Correlaco Simples das Variveis Envolvidas na Equaco de Demanda de Exportaco, Brasil. 1970 - 1990.....	70
1B	Dados Utilizados para Estimaco das Equaces de Causalidade entre os Nveis de Produtor, Atacadista, Varejista, Exportador Brasileiro e Exportador Colombiano.....	72

## LISTA DE FIGURAS

	Pagina
1 Diagrama da Inter-relação Setorial dos Negócios do Café do Brasil.....	4
2 Efeitos de Variações de Preços na Oferta de Curto e Longo Prazos.....	13
3 Efeito de Variações de Preços na Demanda de Curto e Longo Prazos.....	19
4 Fluxograma da Causalidade no Mercado Cafeeiro	47

## EXTRATO

SILVESTRINI JUNIOR, Armando, M.S., Universidade Federal de Viçosa, julho de 1994. *Análise Econométrica e Causalidade na Transmissão de Preços do Mercado Cafeeiro*. Professor Orientador: Carlos Antônio Moreira Leite. Professores Conselheiros: Maurinho Luiz dos Santos e Orlando Monteiro da Silva.

O presente trabalho procura estudar as relações estruturais de oferta e de demanda do mercado cafeeiro e verificar o processo de formação de preços nos níveis de produtor, atacadista, varejista, exportador brasileiro e exportador colombiano. O método dos Mínimos Quadrados Ordinários é utilizado para estimação das equações de oferta, de demanda interna (das torrefações), de demanda de estocagem e de demanda de exportação. São utilizados, ainda, os modelos de AKAIKE (1969a) e GRANGER (1969) para o estudo da causalidade na transmissão de preços.

No modelo de oferta, os resultados, indicam que a produção cafeeira, embora responda de modo pouco sensível às variações em preço, o faz positivamente; pode se observar, ainda, a elasticidade-preço do fertilizante maior que a

elasticidade-preço do produto; e a não-influência da produção defasada em  $t-1$  na produção do ano corrente.

A análise dos resultados da demanda interna indica que elevações de preço do café beneficiado não devem exercer impacto substancial sobre a quantidade demandada; em outro resultado, o coeficiente de ajustamento indica não haver diferença entre a demanda observada e a demanda desejada, sugerindo o rápido ajustamento da demanda das torrefações; e o sinal negativo da variável tendência indica o decréscimo da demanda interna ao longo dos anos de estudo.

Os resultados de demanda de estocagem indicam a relação inversa entre o volume dos estoques e o preço do café beneficiado; a variável endógena defasada em um ano sugere o pleno ajustamento de longo prazo da quantidade estocada em cerca de três anos; e o sinal negativo do coeficiente da variável tendência indica o caminho decrescente do volume de estoques ao longo dos anos de estudo.

No modelo de demanda de exportação, a baixa elasticidade-preço obtida sugere que a elevação dos preços de exportação não se faz acompanhar por grandes decréscimos da quantidade exportada; pode-se verificar, além disso, que a presença do Acordo Internacional do Café (AIC) acentua a inclinação da demanda de exportação e a torna mais inelástica a preço.

Os resultados obtidos dos testes de causalidade são: causalidade no sentido dos preços brasileiros de exportação para os preços colombianos de exportação; ausência de

causalidade entre os preços brasileiros de exportação e os preços recebidos pelo produtor; causalidade no sentido dos preços recebidos pelo produtor para os preços recebidos pelo atacadista e para os preços recebidos pelo varejista e causalidade bidirecional entre os preços recebidos pelo varejista e os preços recebidos pelo atacadista.

## 1. INTRODUÇÃO

O café foi introduzido no Brasil no início do século XVIII e se tornou, no final do século seguinte, a principal fonte de divisas do País. Foi responsável pela integração da economia brasileira no mercado internacional da época, pelo deslocamento definitivo do eixo da economia brasileira do Nordeste para o Sudeste e pela criação das bases para a industrialização, um processo que acabaria levando a profundas mudanças na economia mundial (SZMRECSANYI, 1990).

O café tornou-se grande gerador de excedente econômico, o qual, à medida que foi captado e desviado para desenvolver outros setores, via governo, via setores ligados à cafeicultura, como bancos, casas de importação/exportação, ferrovias e os próprios centros urbanos, permitiu uma diversificação da base econômica (ALBUQUERQUE e NICOL, 1987). O setor cafeeiro do Brasil teve participação importante em todo fenômeno econômico que ocorria na segunda metade do século XIX (IBC/DEC/PPF, s.n.t.).

Entre 1831 e 1890, a participação média anual da

receita cambial da cafeicultura na receita cambial do Brasil foi de **49,6%**, sendo que **essa** tendencia manteve-se até a metade do século XX (VISSOTTO et alii, **1990**). No período de **1960/90**, essa participação esteve em torno de **25,5%** das exportações totais. Embora com uma participação relativamente menor, consequência do desenvolvimento industrial e da diversificação da pauta de exportação, o café é ainda um dos principais produtos de exportação do Brasil e grande gerador de divisas.

Atualmente, o maior concorrente brasileiro nas exportações mundiais é a Colômbia, produtora de um café suave, lavado e de melhor qualidade. O café tipo robusta, produzido principalmente pelos países africanos, corresponde a uma parcela menor na produção mundial e não tem grande representatividade nas exportações mundiais, quando comparado com as espécies arábicas. Acrescenta-se que, **em 1990**, a espécie arábica respondeu por **69,8%** do café produzido no mundo, participando o Brasil em mais de **30%** deste volume (STATISTICS COFFEE, **1993**).

No mercado consumidor mundial, embora os Estados Unidos tenham diminuído sua participação em relação aos países europeus, nos últimos anos, ainda são os maiores consumidores. com uma participação de **28,8%** do mercado mundial, **20 milhões** de sacas de **60 kg**, seguidos pela Alemanha, pela França e pela Itália (STATISTICS COFFEE, **1993**). O consumo anual brasileiro também representa um dos maiores do mundo e foi da ordem de **5,6 milhões** de sacas em média no período de **1985/90** (QUADRO 2A, Apêndice A).

A cultura do café também desempenha função relevante

no que se refere **A** capacidade de absorção de mão-de-obra. Em 1988, a cultura absorveu diretamente cerca de 3,48 milhões de pessoas em seu sistema produtivo, tendo o número de empregos atingido 10.45 milhões, se forem considerados **os** setores de comércio, indústria e serviços (CNA, 1992).

Em uma Área de 2,1 milhões de hectares, o café é produzido em cerca de **1.700** municípios e 300 mil propriedades em 1993. O Brasil tem como maiores produtores **os** Estados de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo e Paraná, que juntos somam 88,8% da Área e 92,8% do número de cafeeiros do País (QUADRO 1).

QUADRO 1 - Área Plantada e Distribuição dos Cafeeiros por Estados Produtores do Brasil. Dezembro/1993

Estado	Área (ha)	(%)	Número de covas (milhões)	(%)
Minas Gerais	<b>800</b>	37,6	1.523	46,9
São Paulo	<b>380</b>	17,8	<b>490</b>	15,1
Espírito Santo	400	<b>18,8</b>	650	<b>20,0</b>
Paraná	<b>310</b>	14,6	350	10,8
Bahia	90	<b>4,2</b>	<b>140</b>	4,3
Outros	150	7,0	95	2,9
Brasil	2.430	<b>100,00</b>	3.248	<b>100,00</b>

FONTE: ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL (1993).

Quanto **A** comercialização, sabe-se que diversas firmas negociam com o café, sendo elas as firmas exportadoras, as



cooperativas, os corretores, as torrefações e os supermercados, entre outros. Um diagrama da inter-relação setorial dos negócios com o café é representado na Figura 1.

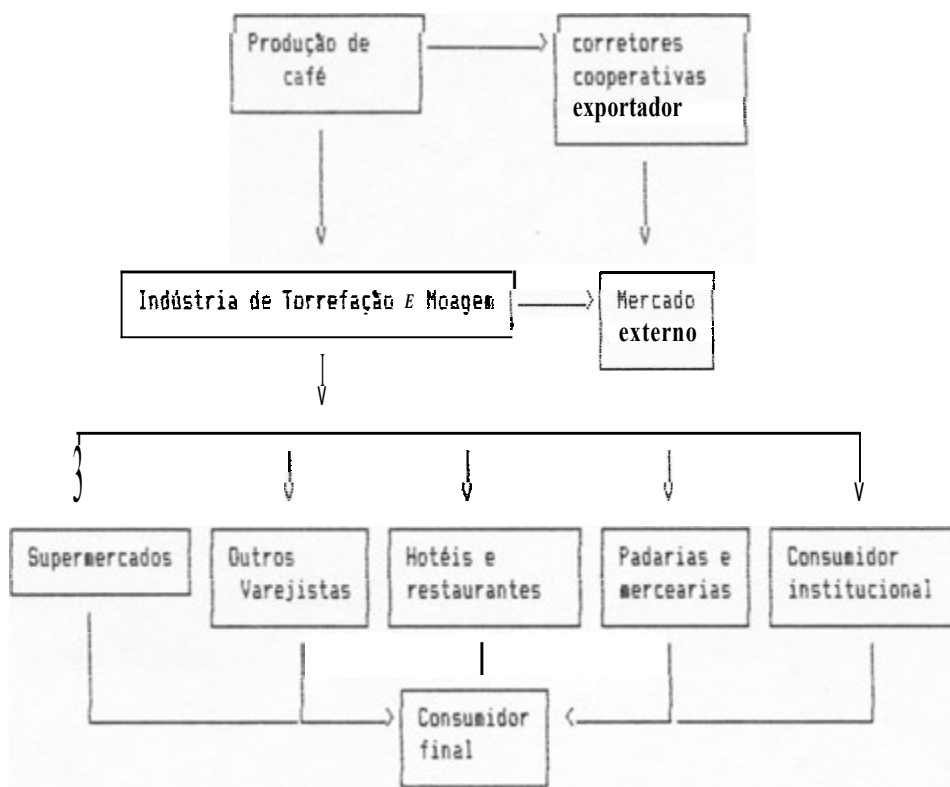


FIGURA 1 - Diagrama da Inter-relação Setorial dos Negócios do Café do Brasil.

A cadeia de comercialização inicia-se com o produtor. Se este é classificado como pequeno e não possui maquinário para beneficiar o café efetua a venda para o maquinista ou para a cooperativa da região. O grande produtor, em grande parte, possui usina de beneficiamento e as vendas são realizadas diretamente para corretores, cooperativas (rebeneficiamento), exportadores e torrefações.

As torrefações negociam o café principalmente para o consumo interno. Existem em torno de 1.000 torrefações no

Brasil, sendo **que** a grande maioria, cerca de 800, são de pequeno porte e geralmente localizada em cidades interioranas (CARNEIRO FILHO, 1989). Elas possuem vários parceiros de comércio, como supermercados, atacadista, pequenaç empresas varejistaç como padarias e mercearias, hotéis e restaurantes, e ainda, o mercado externo e o consumidor institucional.

As exportações de café, apesar de serem feitaç por mais de uma centena de firmas, concentram-se em apenas uma dúzia de grandes organizações, algumas multinacionais (CARNEIRO FILHO, 1989). As cooperativaç de produtores operam em nome doç cooperados, tanto no mercado interno quanto no mercado externo.

### 1.1. Problema e sua Importância

Frequentemente, o preço do café varia de modo brusco de um ano para o outro, em grande parte, em virtude de variações no suprimento interno de café, da inelasticidade-preço da oferta, da inelasticidade-preço da demanda e da atividade especulativa dos intermediários (CARVALHO, 1974).

Verifica-se **que** uma colheita relativamente grande tende a gerar preços relativamente baixoç durante o ano comercial, dada a ausência de um acréscimo correspondente na quantidade final demandada pelos grandes mercadoç consumidores. Por outro lado, quando ocorrem pequenaç safras, verifica-se intensa atividade especulativa no mercado, tendendo a elevar os preços a níveis ainda mais superiores do que deveriam prevalecer çob aç condições

normais de oferta e de demanda (CARVALHO, 1974).

A variabilidade do suprimento de café tem uma de suas principais fontes nas secas e geadas que ocasionalmente assolam as regiões cafeeiras do Brasil e de outros países produtores. O "ciclo" de rendimento cultural também tende a ampliar os efeitos da natureza, perturbando ainda mais o formato da produção de café. De modo geral, altos rendimentos se seguem a baixos rendimentos e assim por diante. Altos níveis de produtividade num dado ano tendem a exaurir a capacidade produtiva da planta, de tal modo que, mesmo ocorrendo condições climáticas favoráveis, verificam-se baixos rendimentos no ano seguinte (ABAELU, 1966).

Os estudos têm indicado que o volume das safras de café relaciona-se de maneira direta com os níveis de preços do produto. Contudo, dadas as características da cultura, a variação dos preços não reflete imediatamente variações de produção. Por ser uma cultura perene, as plantações apresentam um período de gestação do plantio à produção rentável que varia de quatro a cinco anos. Essa forma de crescimento significa que, se os preços entram num processo de ascensão em virtude de escassez real ou aparente do produto, não é possível fazer com que novos cafeeiros entrem em produção no curto prazo. Em verdade, são necessários vários anos antes que a nova produção chegue ao mercado e reduza os preços (CARVALHO, 1974).

A presença de grandes estoques de café deveria contribuir para a redução da instabilidade de preços. Entretanto, a qualidade dos estoques é outro fator pouco

conhecido e, deste modo, os compradores tendem a preferir produto de colheita recente em detrimento de estoques mais antigos. Conquanto o produto brasileiro seja menos suscetível a deterioração de gosto, devido à estocagem, do que os cafés colombianos, pequenas variações anuais na produção tendem a provocar grandes demandas pelos consumidores internacionais pelo produto de novas colheitas (ARAK, 1966).

Tais flutuações em produção e preço nos diversos mercados do café ilustram a complexidade do problema cafeeiro. Diversas medidas têm sido propostas no sentido de reduzir os efeitos negativos dessas flutuações (LEMOS, 1973), sendo a implantação do Acordo Internacional do Café (AIC) uma dessas medidas.

Com relação aos preços do mercado mundial, dada a importância do País nesse mercado, a variação de seus preços influencia fortemente o preço dos outros tipos de café. Entretanto, outros aspectos devem ser considerados nessa formação de preços, como os custos de produção envolvidos (JUNGUITO, 1989), o nível dos preços mundiais de café, a presença ou não de acordos internacionais, o volume dos estoques internos e externos, entre outros.

Com relação à formação de preços no mercado interno, as cotações externas têm sido, muitas vezes, a variável chave para a explicação do processo. Isso é sugerido ao se observar o ocorrido em 1989 e 1991. Nesse período, o preço do café no mercado internacional caiu cerca de 20%, passando de uma média de US\$ 144,00 para US\$ 114,67 (AGROANALYSIS,

1990). Internamente, os preços recebidos pelo produtor caíram cerca de 37%, passando de Cr\$ 82.595,40 para Cr\$ 52.346,60 (QUADRO 1A, Apêndice A). Isso indica, uma possível causalidade na transmissão de preços do mercado externo para o mercado interno.

Contudo, como se observa em vários mercados, as políticas internas do Brasil conseguiram reduzir significativamente a influência dos preços internacionais sobre os domésticos (WILLIAMS e THOMPSON, 1988). Na medida em que coube ao governo fixar o preço mínimo de registro, abaixo do qual não eram permitidas as exportações, e do imposto de exportação, ele deteve o poder de determinar o valor médio recebido pelos exportadores. Acrescenta-se, ainda, nessa interferência governamental, a política de garantia de preços mínimos e de subsídios, praticada principalmente na década de setenta, além dos tabelamentos e dos congelamentos de preços do varejo.

Dentre os diferentes aspectos que envolvem esses problemas de mercado citados, as políticas de produção e de preço exigem decisões dos efeitos das variações de preços sobre as quantidades ofertadas e demandadas, isto é, das relações de oferta e de procura agregadas do produto, além do que, de importância fundamental é o conhecimento do efeito de determinadas medidas políticas sobre a formação e transmissão dos preços.

O presente trabalho pretende, a partir da obtenção empírica das relações estruturais de oferta e demanda, estimar as elasticidades dessas relações que contribuirão para orientação e avaliação de políticas agrícolas

governamentais. Além disso, pretende-se elucidar questões relativas ao mecanismo de formação de preços da indústria do café, por meio da análise de variáveis que atuam nas relações entre os preços dos níveis de mercado interno e externo do café.

## 2. OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo é estimar as relações estruturais no mercado do café, analisando os mecanismos de formação de preços dos diferentes níveis do mercado cafeeiro.

Especificamente, pretende-se:

- a) Estimar os parâmetros estruturais das funções de oferta, demanda interna (da torrefação), demanda de estocagem e demanda de exportação de café, procurando identificar as implicações políticas associadas a esses parâmetros;
- b) Determinar a causalidade na transmissão de preços dos diferentes níveis do mercado cafeeiro: produtor, atacadista, varejista e exportador (brasileiro e colombiano).

### 3. METODOLOGIA

São apresentados, a seguir, os modelos estruturais de oferta e de demanda e o modelo de causalidade na transmissão de preços.

#### 3.1. Estimativa da Oferta

Diferentemente da função de produção de uma mercadoria qualquer, que descreve a relação entre a produção e os insumos utilizados no processo produtivo, a função de oferta descreve a relação entre a produção e preços (LABYS, 1973). Desta forma, as relações da oferta são:

$$q_t = f(p_{1t}, p_{2t}, w_{1t}, \dots, w_{kt}, u_t) \quad (1)$$

em que  $q_t$  é a oferta de uma mercadoria;  $p_{1t}$  é o preço dessa mercadoria;  $p_{2t}$  refere-se aos preços dos insumos para o processo de produção ou aos preços de outras mercadorias substitutas na produção;  $w_{1t}, \dots, w_{kt}$  normalmente representam determinantes não-econômicos, como tecnologia, fatores institucionais;  $u_t$  é o termo de erro.



Na estimaco dos modelos de oferta, particularmente para o mercado cafeeiro, alguns autores ressaltam a importancia do modelo de ajustamento parcial que parece mais adequado para o problema em questo.

O modelo de NERLOVE (1956) de ajustamento parcial admite que para cada alteraco de preos relativos seja possvel definir duas alteraces de oferta. Uma alteraco de longo prazo, que consiste na variao da produo desejada pelos agricultores, quando j tiver ocorrido um perodo de tempo suficientemente longo para que os fatores de produo possam ser redistribudos entre as varias combinaes alternativas, e uma alteraco de curto prazo, que  a que se verifica no perodo imediatamente posterior  variao dos preos.

Neste contexto, o modelo admite, simultaneamente, as hipoteses de expectativas estticas, onde os preos esperados em  $t$  so iguais aos preos verificados em  $t-1$ , mas introduz explicitamente a hiptese de ajustamento parcial da oferta, ou seja, de que a resposta da oferta a uma variao de preos relativos no se esgota dentro de um perodo.

Este processo pode ser ilustrado pela FIGURA 2. Quando o preo variar de  $P_1$  para  $P_2$  no longo prazo, ou seja, se for dado tempo suficiente, induzir-se-a um aumento da quantidade ofertada de  $Q_1'$  para  $Q_2'$ . Entretanto, no curto prazo, a mudana  apenas at  $Q_2$ . Caso depois que  $Q_2'$  for alcanado (no longo prazo), o preo voltar de  $P_2$  para  $P_1$ , no curto prazo, volta-se ao ponto  $O_1$  e no a  $Q_1'$ , de modo que  $S_1p$   a curva apropriada para representar o longo prazo.

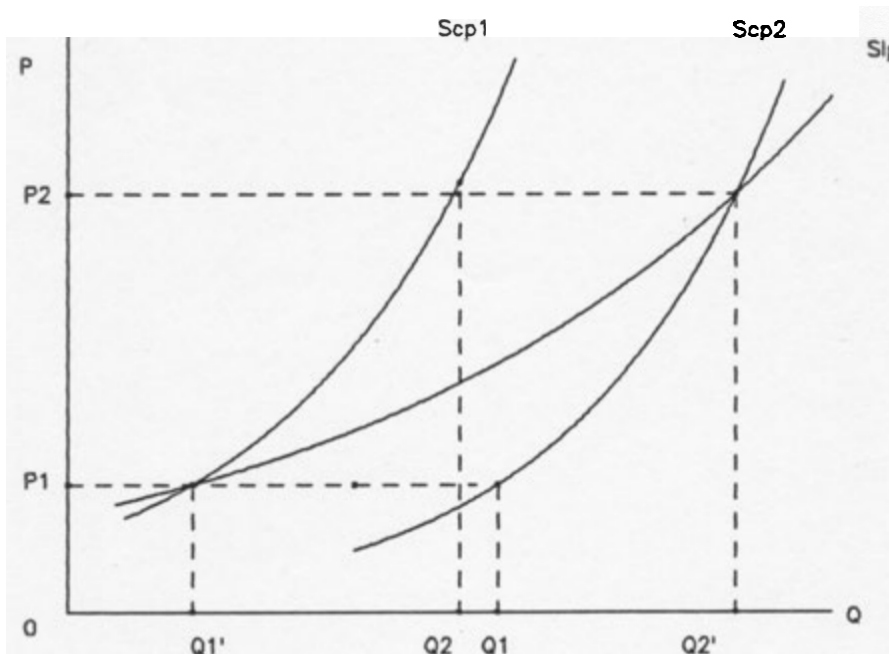


FIGURA 2: Efeitos de Variações de Preços na Oferta de Curto e Longo Prazos.

O mecanismo proposto por Nerlove consiste em pressupor que os produtores agem no sentido de eliminar o desequilíbrio existente entre a produção atual e a desejada no longo prazo, mas não o fazem de uma só vez. O ajustamento realizado entre o período  $t$  e o período  $t-1$  é proporcional ao ajustamento total desejado no longo prazo, isto é:

$$Q_t - Q_{t-1} = b (Q_t' - Q_{t-1}), \quad 0 < b < 1 \quad (2)$$

$$Q_t = b Q_t' + (1 - b) Q_{t-1} + e_t \quad (3)$$

em que  $Q_t$  é a quantidade produzida no período corrente;  $Q_{t-1}$  é a produção que se obteve no ano anterior;  $Q_t'$  é a produção de longo prazo; e  $b$  é a elasticidade de ajustamento ou coeficiente de ajustamento da produção (dependendo se produção está expressa em logaritmo ou não) que representa a

parcela, de desequilíbrio entre a produção atual e a planejada a longo prazo.

assumindo-se que os produtores baseiam seus planos de produção a longo prazo, no fluxo de informações passadas, com a do ano anterior tendo maior peso, pode-se representar a equação de oferta de longo prazo da seguinte forma:

$$Q_t' = a_0 + a_1 P_{t-1} + e_t \quad (4)$$

em que  $Q_t'$  é a quantidade produzida desejada a longo prazo;  $a_i$  são parâmetros do modelo ( $i = 0, 1$ );  $P_{t-1}$  é o preço do produto defasado de um ano;  $e_t$  é o componente de erro aleatório.

Dado que a equação (4) não pode ser estimada, uma vez que contém uma variável não observável, obtém-se uma equação (5) para a produção do ano em curso, da qual são derivadas elasticidades de curto prazo, diretamente, e de longo prazo, indiretamente. Para tanto, substitui-se a equação (4) em (3):

$$Q_t = b a_0 + b a_1 P_{t-1} + (1 - b) Q_{t-1} + (e_{t1} + e_{t2}) \quad (5)$$

que representa uma relação entre as variáveis observáveis, podendo ser simplificada à forma estimativa da equação (6):

$$Q_t = c_0 + c_1 P_{t-1} + c_2 (Q_{t-1}) + u_t \quad (6)$$

O coeficiente de ajustamento  $b$  determina a relação entre as elasticidades de curto e longo prazos e pode ser obtido subtraindo-se da unidade o coeficiente da variável dependente retardada ( $Q_{t-1}$ ) que foi estimado estatisticamente na equação (5). A magnitude do valor de  $b$

determina a menor ou maior velocidade de ajustamento em que a produção se aproxima do seu equilíbrio de longo prazo. No caso particular em que  $b = 1$ , o ajustamento é instantâneo, isto é, verifica-se integralmente dentro de um ano e as ofertas de curto e longo prazos coincidem.

As estimativas para a equação de oferta a longo prazo são obtidas dividindo-se os coeficientes das variáveis explicativas a curto prazo ( $c_i$ ) pelo coeficiente de ajustamento ( $b$ ):

$$c_0 = b a_0; \quad c_1 = b a_1;$$

$$c_2 = 1-b \Rightarrow b = 1 - c_2$$

$$u_t = \epsilon_{t1} + \epsilon_{t2}$$

Assim, obtém-se:

$$a_0 = c_0 / 1-c_2; \quad a_1 = c_1 / 1-c_2$$

sendo  $a_i$  ( $i = 0, 1$ ) os parâmetros de longo prazo.

Deve-se ressaltar que o efeito de longo prazo dado por estas elasticidades somente será observado se for dado tempo suficiente para que todos os ajustes sejam feitos, considerando-se as demais variáveis constantes.

De acordo com o modelo de NERLOVE (1956), as defasagens no ajustamento decorrem, basicamente, de: (a) retardamento psicológico que representa as questões referentes aos hábitos, à aversão ao risco, às incertezas e a fatores ligados à condição humana do produtor; (b) retardamento econômico, relativo ao tempo necessário para que a firma adapte-se à nova situação, realocando seus recursos; (c) retardamento biológico ou físico, referente ao próprio ciclo de vida das culturas; e (d) retardamentos

institucionais, que dizem respeito às imperfeições do mercado, como deficiência de informações, transportes e outroç que normalmente acabam por atrasar os ajustamentos.

Os pressupostoç inerentes ao modelo de defasagens são basicamente: (1) somente no longo prazo, o nível desejado de produção é igual ao nível observado; (2) as variações em preços podem não ser permanenteç; (3) os ajustamentos de produção podem não ser providos de custoç e levam algum tempo, sendo que o pleno ajustamento leva mais que um período para çe realizar; (4) *ceteris paribus*, a variação observada na produção é proporcional à diferença entre o nível desejado e o nível previamente alcançado; (5) os produtores baseiam-se seus planos de produção nos preços da safra anterior; e (6) oç produtores possuem expectativas estáticas, ou seja, acreditam que OS preços correnteç prevalecerão no futuro (NERLOVE, 1956).

Para o modelo de oferta do café ora proposto, é assumido que a produção brasileira depende da expectativa dos produtores quanto aos preços recebidos pelo produtor e quanto ao preços pagos pelo fertilizante. A variável tendencia é incluída, procurando captar O efeito liquido de variáveis não consideradas no modelo, enquanto a variável endógena defasada procura captar os ajustamentos da produção no longo prazo. Ressalta-se, que a inclusão dessas variáveis no presente modelo é coerente comOS modeloç propostos por alguns autores como ARAK (1976); BACHA (1970); LADEIRA (1974); SAYLOR (1973) e FERREIRA (1993). São testados retardamentos até quatro anos para os preços recebidos pelo produtor, O que corresponde à média de tempo para que

possa haver um ajustamento de produção, diante do processo de percepção de variação de preço pelo produtor, de plantio, de desenvolvimento da cultura e da produção propriamente dita. Para a variável preços pagos pelo fertilizante são testados retardamentos de três anos. Assim, é proposto o seguinte modelo:

$$YS_t = f (YS_{t-1}, P^{pro}(L), P^{fer}(L), T, e_t) \quad (7)$$

em que  $YS_t$  é a produção brasileira no ano  $t$ , expressa em 1.000 sacas de 60 Kg do café beneficiado;  $YS_{t-1}$  é a produção brasileira no ano  $t-1$ ;  $P^{pro}(L)$  é o preço recebido pelo produtor, expresso em cruzeiros por saca de 60 kg do café beneficiado, defasado até quatro anos;  $P^{fer}(L)$  é o preço pago pelo fertilizante (cloreto de potássio e sulfato de amônia), expresso em cruzeiros por tonelada, defasado até três anos; sendo que  $T$  denota a variável tendência;  $(L)$  o operador de defasagens;  $e_t$  o termo de erro aleatório.

### 3.2. Estimativa da Demanda

A relação estática usada para explicar a demanda de bens e serviços deriva da teoria do comportamento do consumidor. A teoria baseia-se na maximização da utilidade do consumidor, dada uma restrição orçamentária. Sob tais fundamentos, a equação de demanda pode ser representada por:

$$c_{ij} = f ( p_{it}, p_{jt}, \dots, p_{nt}, y_t ) \quad i = 1, \dots, n \quad (8)$$

em que  $c_{ij}$  é o consumo de uma mercadoria;  $p_{it}$  é o preço

dessa mercadoria;  $P_{jt}, \dots, P_{nt}$ , são os preços de outras mercadorias;  $y_t$  é a renda.

A inclusão de preços de outras mercadorias no modelo informa sobre a interdependência entre a mercadoria de interesse e as mercadorias substitutas ou complementares no consumo. De acordo com CARVALHO (1974), os modelos de demanda de longo prazo podem ser facilmente ampliados por meio da caracterização dos efeitos de outros fatores sobre as quantidades demandadas.

A equação de demanda de mercado, em princípio, é visualizada como doméstica. Entretanto, outros modelos de mercadorias, particularmente, os designados para o comércio internacional exigem a distinção entre a demanda de exportação e a demanda doméstica, podendo ainda, a demanda doméstica ser dividida em demanda de consumo interno e a demanda para formação de estoque.

Outro aspecto importante na teoria da demanda é a diferenciação tradicional das demandas de diferentes prazos, ou seja, curto prazo e longo prazo.

O modelo de defasagens distribuídas de KOYCK (1954) considera a rigidez defrontada pelo consumidor no mercado e baseia-se na hipótese de que os ajustamentos entre preços e quantidades são realizados em diversos períodos subsequentes. Assumindo constantes as demais variáveis e tempo suficiente para o ajustamento, pode-se visualizar este processo por meio da FIGURA 3. Dada uma queda no preço de  $P_0$  para  $P_1$ , com tempo suficiente para o ajustamento, observa-se um aumento da quantidade demandada de  $Q_0'$  para  $Q_1'$ . Todavia,

ocorrendo um aumento no preço de P1 para P0, no curto prazo, a quantidade demandada será reduzida de Q1' para Q0 e não para Q0', sendo que Q0 pertence à outra curva de curto prazo (Dcp2). Neste sentido, a curva de Dlp é aquela apropriada para representar o longo prazo, pois, mesmo havendo diversidades de curvas de curto prazo, todas estão associadas a uma única curva de longo prazo (BARROS, 1987).

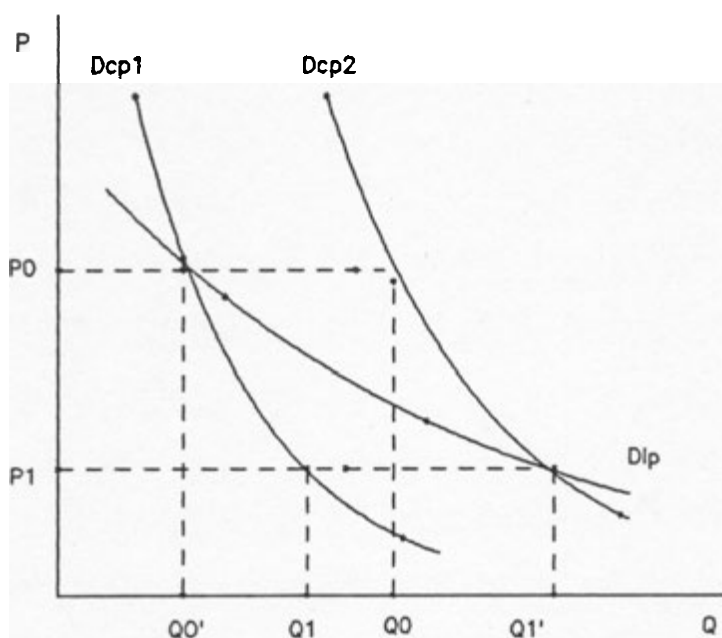


FIGURA 3: Efeitos de Variações de Preço na Demanda de Curto e Longo Prazos.

Para representar estes efeitos de variações de preços na quantidade demandada no curto e longo prazo, Koyck sugere o seguinte modelo:

$$Q_t - Q_{t-1} = m (Q_t^* - Q_{t-1}) + v_{t1}; \quad 0 < m < 1 \quad (9)$$

em que  $Q_t$  é a quantidade demandada no período corrente;  $Q_{t-1}$



é a quantidade demandada no ano anterior;  $Q_t'$  é a quantidade demandada desejada a longo prazo;  $m$  é o coeficiente de ajustamento, que representa a proporção do efeito de longo prazo dos preços sobre a quantidade, absorvida em um período, ou seja, sua magnitude fornece a velocidade de ajustamento. Quanto mais próximo de um, significa que ocorre ajustamento total no ano e que não há deslocamento da curva de demanda.

A equação (9) demonstra a hipótese de que o ajustamento realizado no período  $t$ , em relação ao período  $t-1$ , é proporcional ao ajustamento total desejado no longo prazo, sendo definido pelo coeficiente de ajustamento  $m$ .

Supondo que a demanda de longo prazo ( $Q_t'$ ) seja uma função linear do preço, pode-se representá-la por:

$$Q_t' = a_0 + a_1 P_t + v_{t2} \quad (10)$$

em que  $Q_t'$  é a quantidade demandada desejada a longo prazo;  $a_i$  são parâmetros do modelo ( $i = 0, 1$ );  $v_{t2}$  é o componente de erro aleatório.

Esta equação (10) exprime uma relação de comportamento, uma vez que  $Q_t'$  é a quantidade demandada desejada a longo prazo e não pode ser quantificada, por não existir informações sobre ela. Para se obter uma equação observável, substitui-se a equação (10) na equação (9) e resolve para  $Q_t$ :

$$Q_t = a_0 m + a_1 m P_t + (1-m) Q_{t-1} + (v_{t1} + m v_{t2}) \quad (11)$$

Pode-se simplificar a equação (11) para a forma representativa da equação (12), a qual representa a equação

do modelo analítico proposto por Koyck:

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 Q_{t-1} + e_t \quad (12)$$

em que os coeficientes  $\beta_i$  ( $i = 0, 1, 2$ ) são expressos pela relação:

$$\beta_0 = m a_0; \quad \beta_1 = m a_1;$$

$$\beta_2 = 1 - m \Rightarrow m = 1 - \beta_2$$

$$e_t = v_{t1} + m v_{t2}$$

Os parâmetros  $\beta_i$  ( $i = 0, 1, 2$ ) são parâmetros da equação de curto prazo, enquanto os coeficientes  $a_i$  ( $i = 0, 1$ ) são parâmetros da equação de longo prazo e são dados por:

$$a_0 = \beta_0 / m; \quad a_1 = \beta_1 / m.$$

Foi empregado o modelo de retardamentos distribuídos no presente estudo para estimar a equação de demanda, visto que existem demandas de diferentes prazos, ou seja, longo prazo e curto prazo. À medida que o prazo aumenta, mais tempo terá o consumidor para se ajustar às mudanças no preço. Assim, somente quando a mudança no preço, por exemplo, é tomada como permanente e é dado tempo suficiente para que todos os ajustamentos sejam realizados, é que se tem o ajustamento total dessa mudança no preço (BARROS, 1987).

Para o mercado cafeeiro, são propostas as equações de demanda interna (das torrefações), demanda de estocagem e demanda de exportação.

A demanda de café da indústria (torrefação e moagem) brasileira é considerada como uma função de demanda

derivada do consumidor final. O principal componente do custo de produção da indústria de torrefação é o café beneficiado, sendo portanto, o preço do produto a principal variável a ser considerada. São incluídas também as variáveis quantidade demandada em  $t-1$  e tendência, não sendo considerados produtos substitutos nem a limitação de renda. Assim, é proposto o seguinte modelo:

$$YIN_t = f(YIN_{t-1}, PPRO_t, T, e_t) \quad (13)$$

em que  $YIN_t$  é a quantidade demandada pelas torrefações no ano  $t$ , expressa em 1.000 sacas de 60 kg verde;  $YIN_{t-1}$  é a quantidade demandada pelas torrefações no ano  $t-1$ ;  $PPRO_t$  é o preço recebido pelo produtor no ano  $t$ , expresso em cruzeiros por saca 60 kg do café beneficiado; sendo que  $T$  denota a tendência;  $e_t$  o termo de erro aleatório.

Os estoques reguladores constituem parte do suprimento interno de café e, em níveis satisfatórios, auxiliam no equilíbrio do mercado cafeeiro. O principal agente formador de estoques no período de estudo é o Instituto Brasileiro do Café (IBC). A política desta autarquia visava à sustentação dos preços internos do café, havendo a compra e a estocagem do produto, sempre que ocorriam baixas cotações internas. Neste sentido, o preço recebido pelo produtor torna-se importante variável para explicação das variações do volume dos estoques. Os custos de armazenagem também constituem aspecto relevante na formação ou não dos estoques de café. Entre 1970 e 1990, o País contou com elevadas taxas de juros, com a elevação dos

custos financeiros da atividade e maiores dificuldades na estocagem de produtos. Assim, a variável taxa de juros também é incluída no modelo. São testadas, ainda, a variável endógena defasada em um ano, que procura explicar o processo de ajustamento parcial de longo prazo, e a variável tendência, que procura captar efeito líquido de variáveis não consideradas no modelo.

$$YES_t = f (YES_{t-1}, PPRO_t, TJ_t, T, \epsilon_t) \quad (14)$$

em que  $YES_t$  é a quantidade estocada no ano  $t$ , expressa em **1.000** sacas de **60 kg** de café beneficiado;  $YES_{t-1}$  é a quantidade estocada no ano  $t-1$ ;  $PPRO_t$  é o preço recebido pelo produtor no ano  $t$ , expresso em cruzeiros por saca de **60 kg** do café beneficiado;  $TJ_t$  é a taxa de juros real do mercado financeiro no ano  $t$ , expressa em percentagem; sendo que  $T$  denota a tendência;  $\epsilon_t$  o termo de erro aleatório.

A principal variável testada na estimativa da demanda de exportação é o preço brasileiro de exportação. Esta variável é testada nas condições de ausência e de presença do Acordo Internacional do Café (AIC), sendo esta para verificar uma possível mudança da inclinação da demanda em relação ao preço. A variável AIC é testada isoladamente para verificar uma eventual mudança do intercepto da demanda. São acrescentadas, também, a variável quantidade exportada em  $t-1$ , a tendência e o preço colombiano de exportação. Dessa forma, é apresentado o seguinte modelo:

$$YEX_t = f(YEX_{t-1}, P^{EXP}_t, P^{EXP}(AIC), AIC, P^{COL}_t, T, e_t) \quad (15)$$

em que  $YEX_t$  é a quantidade exportada no ano  $t$ , expressa em 1.000 sacas de 60 kg do café beneficiado;  $YEX_{t-1}$  a quantidade exportada no ano  $t-1$ ;  $P^{EXP}_t$  é o preço brasileiro de exportação no ano  $t$ , expresso em dólares americanos por saca de 60 kg do café beneficiado;  $P^{AIC}$  é uma variável binária, indicando a influência do AIC na mudança da inclinação da demanda em função do preço;  $AIC$  é a variável binária, indicando a influência do AIC na mudança do intercepto da demanda;  $P^{COL}_t$  é o preço colombiano de exportação, expresso em dólares americanos por saca de 60 kg; sendo que  $T$  denota a tendência;  $e_t$  o termo de erro aleatório.

Para se obter informações relativas do mecanismo de formação de preços, entre os diferentes agentes da cadeia de comercialização cafeeira, são discutidos, a seguir, aspectos da causalidade na transmissão de preços.

### 3.3. Causalidade na Transmissão de Preços

Para mensurar as relações entre os preços, os estudos têm-se concentrado em aspectos da transmissão de preços e se faz necessária a definição previa do sentido em que ocorre a transmissão, ou seja, o sentido de causalidade.

Quanto ao sentido de causalidade entre os preços agrícolas, muitos autores o consideram dos preços de compra para os preços de venda, considerando-se o sentido do produtor para o varejo, por exemplo, pressupondo a aplicação

de um "markup" sobre os custos de produção (HEIEN, 1980), enquanto outros consideram que a transmissão ocorre dos preços de venda para os preços de compra, em virtude da influência do consumidor. Por outro lado, existem os que acreditam que o sentido de causalidade deve ser testado empiricamente, já que esse tenderia a variar, principalmente, por dois motivos: em função de serem diferentes os mecanismos de transmissão de preços para mercados diferentes e pela possibilidade de mudança no sentido de causalidade entre diferentes períodos de tempo, já que a estrutura dos mercados pode variar, assim como os mecanismos de intervenção governamental (AGUIAR e BARROS, 1990).

Para se testar o sentido de causalidade, um dos problemas presentes nesses estudos, refere-se ao número de defasagens que devem ser consideradas para os diferentes modelos. Diversos autores têm realizado pesquisas visando determinar a ordem de defasagens dos vetores auto-regressivos de transmissão e o sentido de causalidade. Dentre eles, podem ser destacados os trabalhos de AKAIKE (1969a); SIMS (1972); HSIAD (1979); BURNQUIST (1986); BARROS e MARTINES FILHO (1987); BARROS (1988); MARTINES FILHO (1988) e AGUIAR e BARROS (1989). O modelo de AKAIKE (1969a) que é utilizado no presente trabalho é descrito a seguir.

O modelo de Akaike inicia pressupondo um modelo auto-regressivo bivariado com apenas dois componentes de série temporais,  $y$  e  $x$ , o qual descrito como:

$$y_t = b_{11}(L) y_t + b_{12}(L) x_t + u_t \quad (16)$$

$$x_t = b_{21}(L) y_t + b_{22}(L) x_t + v_t \quad (17)$$

em que  $b_{ij}(L) = \sum_{l=1}^M b_{ijl} L^l$ , sendo  $L$  o operador de defasagens,  $Ly_t = y_{t-1}$ , e os  $u_t$  e  $v_t$  são termos de erro de média zero e matriz de covariância constante para diferentes períodos.

Pressupondo-se as estimativas de parâmetros, obtidas por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários, consistentes e com distribuição normal assintótica, e a variância do termo de erro das séries constante no tempo, AKAIKE (1969a) indica o critério PEF (Previsão de Erro Final) para se determinar a ordem de defasagens de  $b_{ij}$  de qualquer equação.

A PEF é definida como a previsão de erro médio,

$$\text{PEF de } y_t = E(y_t - y_t')^2 \quad (18)$$

em que  $y_t'$  é o estimador de  $y_t$ ,

$$y_t' = \beta_{11}^m(L) y_t + \beta_{12}^n(L) x_t + a \quad (19)$$

Os sobrescritos  $m$  e  $n$  denotam a ordem de defasagens em  $\beta_{11}(L)$  e  $\beta_{12}(L)$ . Os  $\beta_{11}^m(L)$ ,  $\beta_{12}^n(L)$ , a são estimativas de mínimos quadrados ordinários, quando se tratam as observações de  $M+1$  para 0, fixadas como:  $\{t: t = -M+1, \dots, 0, 1, \dots, T\}$ ,  $m, n \leq M$ , e  $T$  o número total de observações. AKAIKE (1969a) define a estimativa de PEF, neste caso, por:

$$\text{PEF}_t(m, n) = \left( \frac{T + m + n + 1}{T - m - n - 1} \right) \left( \sum_{i=1}^T (y_t - y_t')^2 / T \right) \quad (20)$$

O segundo termo do produto, do lado direito da equação, pode ser considerado como a medida do erro do modelo e o primeiro termo, como a medida do erro estimado. O critério tenta balancear o risco resultante do viés quando a mais baixa ordem de defasagem é selecionada e o risco resultante do incremento da variância quando a mais alta ordem de defasagem é selecionada, por meio da escolha da especificação que fornece a mais baixa PEF (HSIAO, 1979). Com as equações obtidas, de acordo com o critério de Akaike, passa-se para o teste de causalidade de GRANGER (1969).

A definição de causalidade de Granger baseia-se na noção de ausência de correlação entre valores passados de uma variável  $X$  e de outra variável  $Y$ , a qual não pode ser predita somente por valores passados de  $Y$ , dessa forma, ausência da influencia causal de  $X$  para  $Y$  (SIMS, 1972). Mais precisamente, em séries temporais,  $Y$  é dita causar  $X$ , no sentido de Granger, relativo a um universo  $U$  ( $U$  é um vetor de série temporal com componentes de  $X$  e  $Y$ ) se, e somente se, predições de  $X$ , baseadas em  $U$ , são melhores que as predições com base em todos componentes de  $U$  exceto  $Y$  (BISHOP, 1979).

A definição de Granger é satisfeita pela pressuposição de que as series temporais possuem covariâncias constantes, por considerar somente estimadores lineares e por realizar a previsão de erro quadrado esperado como próprio critério de predizer com exatidão.

Assim, denotando-se  $U$  como todas informações no



universo acumulado,  $U-Y$  como todas estas informações menos as especificadas da série  $Y$ ,  $\bar{U}$  e  $\overline{U-Y}$ , as respectivas informações que consideram apenas valores passados e  $s^2$  o somatório de quadrados dos erros das séries, tem-se as seguintes definições:

Definição 1: Causalidade unidirecional. Se  $s^2(\bar{X}/\bar{U}) < s^2(\bar{X}/\overline{U-Y})$ , diz-se que  $Y$  está causando  $X$ , denotado por  $Y \Rightarrow X$ . Diz-se que  $Y$  está causando  $X$ , se existe mais poder de prever  $X$  usando todas informações avaliadas que usando todas informações exceto  $Y$ .

Definição 2: Causalidade bidirecional. Se  $s^2(\bar{X}/\bar{U}) < s^2(\bar{X}/\overline{U-Y})$  e  $s^2(\bar{Y}/\bar{U}) < s^2(\bar{Y}/\overline{U-X})$ , diz-se que a causalidade é bidirecional, a qual é denotada por  $Y \Leftrightarrow X$ , isto é,  $X$  é a causa de  $Y$  e  $Y$  é a causa de  $X$ .

Portanto, de acordo com o critério de Predição de Erro Final (PEF) e com o modelo de GRANGER (1969), é sugerido o seguinte procedimento para identificar o modelo autorregressivo conveniente, por exemplo, entre preços de exportação ( $P^{exp}$ ) e preços do produtor ( $P^{prod}$ ):

1. Impor  $P^{exp}$  como a única saída do sistema. Determinar a ordem do processo auto-regressivo unidirecional para  $P^{exp}$ , dita "m", usando a definição do critério PEF.
2. Assumir  $P^{prod}$  como variável manipulada que controla a saída de  $P^{exp}$ . Usar o critério PEF para determinar a ordem de defasagens de  $P^{prod}$ , dita "n", assumindo a ordem de defasagem de  $P^{exp}$  especificada no passo 1, dita "m".
3. Comparar o menor dos valores PEF dos passos 1 e 2. Se a forma  $(PEF P^{exp}(m,0))$  é menor que  $(PEF P^{exp}(m,n))$ , uma representação unidimensional auto-regressiva para  $P^{exp}$  é

usada. Se ocorrer o inverso, diz-se  $p^{pro} \Rightarrow p^{exp}$  e o modelo ótimo para predição é tal que inclui "m" defasagens de  $p^{exp}$  e "n" defasagens de  $p^{pro}$ .

4. Repetir os passos 1 a 3 para o processo de  $p^{pro}$ , tratando  $p^{exp}$  como variável manipulada.

Para se testar a hipótese de causalidade utiliza-se a estatística "F", estimando-se seu valor pela fórmula a seguir:

$$F = \frac{(SQEr - SQEu) / (q - p)}{SQEu / (n - q)} \quad (21)$$

em que  $SQEr$  = soma dos quadrados dos resíduos da equação com restrição (sem variável manipulada);  $SQEu$  = soma dos quadrados dos resíduos da equação sem restrição (com variável manipulada);  $q$  = número de parâmetros estimados na equação sem restrição;  $p$  = número de parâmetros estimados na equação com restrição;  $n$  = número de observações.

### 3.4. Fonte de Dados e Método de Estimação

Os dados utilizados no presente estudo foram obtidos da ABIC (1992); ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989); ANUARIO ESTATISTICO DO BRASIL (1965/1990); BOLETIM MENSAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (1988/1993); CONJUNTURA ECONOMICA (1976/1993); ECONOMIA CAFETERA (1976/1993); FAS, USDA (1988); INFORMAÇÕES ECONOMICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO (1985/1992); INFORME AGROPECUARIO (1988/1993); SUMA ECONOMICA (1990/1991) e REVISTA CENARIOS (1989). Os dados das séries temporais para as equações estruturais são anuais

e os dados de preços para as equações de causalidade são mensais. Em ambos os casos, o período compreendido é de 1970 a 1990 e corresponde à média nacional. Os valores monetários expressos em cruzeiros são deflacionados pelo índice geral de preços, na base de dezembro de 1991.

Na variável produção de café, para o modelo estrutural de oferta, é realizada a aplicação do método da média móvel de dois anos com intuito de eliminar a bianualidade da produção característica desta cultura.

Nos modelos estrutural e de causalidade, as equações por serem constituídas de variáveis independentes exógenas (defasadas ou determinadas *a priori*) são exatamente identificadas (JOHNSTON, 1971). Dada esta condição de identificação, na estimativa econométrica das equações estruturais e das equações de causalidade, é utilizada a técnica dos Mínimos Quadrados Ordinários, para a qual considera-se as usuais pressuposições.

Os modelos são ajustados tanto aos números naturais dos valores observados como aos logaritmos naturais destes valores. Além disso, testa-se um modelo semi-logaritmo. Estas especificações são, respectivamente, dadas por:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + \dots + a_n X_{nt} + u_t \quad (22)$$

$$Y_t = a_0 \cdot X_{1t}^{a_1} \dots X_{nt}^{a_n} \cdot u_t \quad (23)$$

$$Y_t = e^{a_0 + X_{1t} \cdot a_1 + \dots + X_{nt} \cdot a_n} + u_t \quad (24)$$

Na forma funcional (22), as elasticidades de demanda do produto, em relação às variáveis  $X_{it}$  (em que  $i = 1, 2, \dots, n$ ) são dadas por:

$$\varepsilon_i = a_1 X_{it} / Y_t \quad (25)$$

Na forma duplo-logaritmica, a elasticidade de demanda em relação à variável  $X_{it}$  é dada por

$$\varepsilon_i = a_i \quad (26)$$

A forma funcional semi-logaritmica é também bastante utilizada em análise de demanda. Além de sua relativa facilidade de ajustamento, ela permite que a estimativa de elasticidade de demanda varie com a magnitude da variável independente  $X_{it}$ :

$$\varepsilon_i = a_{it} \cdot X_{it} \quad (27)$$

A escolha da forma funcional *a posteriori* mais adequada basear-se-á em critérios econométricos que envolvem grau de ajustamento das equações estimadas, coerência dos sinais dos coeficientes de regressão e significância dos coeficientes de regressão das três diferentes formas funcionais selecionadas *a priori*.

A estatística "F" é utilizada para testar a hipótese de que as variáveis independentes são relevantes para explicar variações das variáveis dependentes e também para o teste de causalidade de Granger. Aos parâmetros das equações, obtidos pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, é aplicado o teste "t" para verificar a sua significância estatística, enquanto o grau de ajustamento das regressões aos dados é indicado pelo coeficiente de determinação. O problema da autocorrelação entre os resíduos das séries temporais, quando verificado pelos testes de Durbin-Watson ou "h" de Durbin, é eliminado por meio da técnica de interações sucessivas de Cochrane-Orcutt (KMENTA, 1988 e DURBIN, 1970).

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

São apresentados, a seguir, os resultados das estimativas das equações estruturais de oferta, de demanda interna, de demanda de estocagem, de demanda de exportação e dos testes de causalidade na transmissão de preços do mercado cafeeiro.

### 4.1. Oferta

O Quadro 2 apresenta os parâmetros de regressão da equação de oferta obtidos por meio da técnica de Mínimos Quadrados Ordinários. O modelo selecionado tem a forma logarítmica por se ajustar melhor aos dados em termos de significância global da regressão e das variáveis testadas. As variáveis relevantes e previstas pela teoria para explicar as variações da oferta cafeeira são: preço do café recebido pelo produtor em  $t-2$  e preço pago pelo fertilizante em  $t-2$ , nos níveis de significância de 1% e 5% de probabilidade, respectivamente.

QUADRO 2 - Modelo de Oferta do Cafe, Brasil. 1970 - 1990<sup>1)</sup>

Variáveis explicativas	Coefficientes de regressão	Valor do teste t
Constante	11,2930	3,45
$YS_{t-1}$ = produção em t-1	0,1372 <sup>ns</sup>	0,82
$P_{t-2}^{pro}$ = preço do cafe recebido pelo produtor em t-2	0,3067 <sup>x</sup>	3,50
$P_{t-2}^{fer}$ = preço pago pelo fertilizante em t-2	-0,5201 <sup>**</sup>	2,28
T = tendencia	0,1182 <sup>ns</sup>	1,10
$R^2 = 0,7020$ $h = 1,2594 \text{ sc}$ $F(5,15) = 9,4216$ <sup>x</sup>		

1) A variável dependente é a produção de cafe.

\* significativo em nível de 1%; \*\* significativo em nível de 5%; ns não-significativo; sc sem correlação serial.

A variável tendencia e a variável endógena defasada não são importantes em níveis usuais de significância, sugerindo este último resultado não existir discrepância entre a produção realizada e a produção desejada de cafe. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) indica que as variáveis utilizadas explicam em torno de 70% das variações observadas da oferta de cafe, com o teste "F" significativo em nível de 1% de probabilidade.

O valor do coeficiente de regressão indica que a elasticidade-preço da oferta de café é igual a 0,31. Em outros termos, para um acréscimo de 10% no preço do café recebido pelo produtor em  $t-2$ , é de se esperar um acréscimo de 3,1% na produção do café, *ceteris paribus*. O coeficiente de regressão da variável preço pago pelo fertilizante é igual a -0,52 indicando que para uma variação de 10% no nível de preço pago pelo fertilizante em  $t-2$ , aqui considerado indicador do nível de preços dos insumos de produção, *ceteris paribus*, é de se esperar uma variação de aproximadamente de 5,2% na quantidade anual ofertada de café em sentido contrário.

#### 4.2. Demanda Interna

O Quadro 3 mostra os parâmetros da demanda das torrefações obtidos por meio da técnica de Mínimos Quadrados Ordinários. O modelo selecionado tem a forma linear devido ao melhor ajustamento dos dados em termos de significância global da regressão e dos parâmetros obtidos. O coeficiente de determinação indica que as variáveis predeterminadas, na forma utilizada, explicam em torno de 73% das variações observadas na demanda interna do café, com o teste "F" significativo em nível de 1%.

Inicialmente, na estimativa do modelo, o teste "h" de Durbin (Apêndice C) revelou a presença de autocorrelação serial da variável endógena defasada', sendo esse problema resolvido com a estimativa de outra regressão, obtida por

meio do procedimento de Cochrane-Orcutt de interações sucessivas.

QUADRO 3 - Modelo de Demanda Interna do Café, Brasil. 1970 - 1990<sup>1)</sup>

Variáveis explicativas	Coefficientes de regressão	Valor do teste t
Constante	6647,9	3,23
$YIN_{t-1}$ = quantidade demandada em t-1	0,22759 <sup>ns</sup>	1,00
$P_t$ = preço do café beneficiado	-0,00261 <sup>+</sup>	1,42
T = tendencia	-100,55000 <sup>*</sup>	2,56
$R^2$ = 0,7375	F (3,17) = 15,637 <sup>*</sup>	

1) A variável dependente é a quantidade demandada pelas torrefações. \* significativo em nível de 1%; + significativo em nível de 20%; ns não-signficativo.

A não-significância estatística da variável endógena defasada revela a baixa influência da quantidade demandada do ano t-1 sobre a quantidade demandada do ano t, o que sugere o ajustamento da quantidade demandada pelas torrefações bastante rápido, em período menor que um ano. Este resultado sugere a ausência de realocação de recursos pelas torrefações para o ajustamento gradual de longo prazo, além de uma capacidade instalada para a demanda com



possibilidade de promover grandes ajustes no curto prazo.

Considerando-se os níveis médios anuais de preço do café beneficiado e da quantidade demandada das torrefações, estima-se o valor da elasticidade-preço da ordem de  $-0,06$ , indicando que, para um aumento de 10% no preço do café beneficiado, *ceteris paribus*, é de se esperar uma variação em sentido contrário de aproximadamente 0,6% da quantidade demandada das torrefações.

A baixa interdependência entre a quantidade demandada e o preço pode ser explicada por alguns fenômenos econômicos e sociais. Em primeiro lugar, o café é uma bebida "formadora de hábito" e, desta forma, as variações de preço podem constituir baixo incentivo às variações nas compras do produto. Em segundo lugar, o café constitui um item de baixa participação relativa no orçamento doméstico da população brasileira. Finalmente, outros fatores deslocadores da demanda do produto, tais como as intervenções do Instituto Brasileiro do Café (IBC), que adquiriu e distribuiu quantidades substanciais de café à indústria de torrefação e moagem, acompanhadas de subsídios de preços, tiveram pouca ou nenhuma relação com variações nos preços do café beneficiado, mas que influenciaram de modo sensível os níveis de demanda das torrefações e dos estoques.

A variável tendência, introduzida no modelo, a qual teve finalidade de captar todas as possíveis influências não ali explicitadas, apresenta coeficiente negativo e significativamente diferente de zero em nível de 5%. Embora com um valor reduzido, o sinal negativo do coeficiente indica a taxa de crescimento negativo da demanda das

torrefações ao longo dos anos analisados.

#### 4.3. Demanda de Estocagem

A equação escolhida de demanda de estocagem do café tem a forma linear devido ao melhor ajustamento dos dados em relação às diferentes formas testadas. Apenas o coeficiente da variável taxa de juro não é significativo nos níveis usuais de significância. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) indica que as variáveis predeterminadas, na forma utilizada, explicam em torno de 70% das variações observadas na demanda de estocagem do café, com teste "F" significativo em nível de 1% de probabilidade (QUADRO 4).

Da elasticidade da variável endógena defasada é obtido o coeficiente de ajustamento em torno de 0.67 (Apêndice C). Este coeficiente indica que, aproximadamente, 67% dos ajustamentos de longo prazo do volume de estoque são realizados no decorrer de um ano, sendo necessários em torno de três anos para que se verifiquem 95% do ajustamento pleno, *ceteris paribus*.

Em grande parte, essa rapidez de ajustamento da quantidade estocada de café decorre da própria política do IBC que atuou no equilíbrio da oferta e da demanda cafeeira, ora elevando o volume por ocasião de grandes safras, ora diminuindo por ocasião de quebras de produção.

QUADRO 4 - Modelo de Demanda de Estocagem do Cafe, Brasil.  
1970 - 1990<sup>1)</sup>

Variáveis explicativas	Coefficientes de regressão	Valor do teste t
Constante	18381,00	3,01
$YES_{t-1}$ = quantidade estocada em t-1	0,35713 **	2,28
$P_t$ = preço recebido pelo produtor em t	-0,03816 **	2,48
$TJ_t$ = taxa real de Juros em t	3,45010 ns	0,72
T = tendencia	-402,80 <sup>t</sup>	1-42
		*
$R^2 = 0,6987$	$h = 1,0294$ sc	$F(4,16) = 9,275$

1) A variável dependente é a quantidade estocada de café.  
\*\* significativo em nível de 5%; + significativo em nível de 20%; ns não significativo; sc sem correlação serial.

O valor do coeficiente do preço recebido pelo produtor indica que a elasticidade-preço da demanda de estocagem, calculada nos níveis médios anuais de preço e de quantidade dos estoques de café, é igual a -0,48. Em outros termos, para um decréscimo de 10% no preço recebido pelo produtor, *ceteris paribus*, é de se esperar um acréscimo da ordem de 4,8% na quantidade de café estocada.

O coeficiente da variável tendência é estatisticamente diferente de zero em nível de 20% de

---

probabilidade, indicando a importância desta variável em termos de explicação nos níveis anuais dos estoques de café. O sinal negativo indica que, permanecendo constante os fatores, é de se esperarem menores quantidades de estoques no futuro.

A não significância estatística da variável taxa de juros se deve, possivelmente, a marcante interferência do governo na política de estoques, eliminando o efeito da taxa de juros, conforme é esperado pela teoria.

#### 4.4. Demanda de Exportação

As variações da quantidade exportada de café são explicadas pela variável preço brasileiro de exportação e pela variável binária captadora da influência do acordo Internacional do Café (AIC) na mudança da inclinação da demanda em função do preço,  $P^{EXP}(AIC)$ , nos níveis de 1% e 5% de probabilidade, respectivamente, sendo a variável tendência não significativa nos níveis tradicionalmente aceitáveis.

No processo de estimação do modelo, a variável AIC de mudança de intercepto da demanda foi retirada pela sua baixa significância estatística e por apresentar alta correlação negativa com a variável  $P^{EXP}(AIC)$ . A variável preço colombiano de exportação também foi retirada do modelo por apresentar alta correlação com a variável preço brasileiro de exportação. E, ainda, a variável endógena defasada foi eliminada pela sua baixa significância

estatística e por se considerar, a *priori*, o rápido ajustamento da demanda de exportação.

O modelo selecionado tem a forma logaritmica-linear por se ajustar melhor aos dados em termos de  $R^2$  e significância dos parametros estimados. O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) indica que as variáveis predeterminadas, na forma utilizada, explicam em torno de 71% das variações observadas nas exportações do cafe, com o teste "F" significativo em nível de 1% de probabilidade (QUADRO 5).

A elasticidade-preço da demanda de exportação na ausência do Acordo Internacional do Cafe (AIC) é de cerca de -0,29 e na presença do AIC este valor passa para cerca de -0,11. Assim, o efeito da variação dos preços sobre a quantidade exportada é mais pronunciado na ausência do AIC. Entretanto, a despeito das diferenças, os valores obtidos são menores que a unidade, indicando que uma eventual variação nos preços de exportação tende a provocar uma variação, em sentido contrário, proporcionalmente menor na quantidade exportada de cafe.

Essa relação de inelasticidade pode ser percebida quando se analisa o quadro de preço e de volume de cafe exportado nos últimos anos (QUADRO 1A, Apêndice A). Em 1990, após o rompimento das cláusulas econômicas do AIC e a queda dos preços internacionais, ao preço médio de US\$ 77,79 por saca, as exportações brasileiras atingiram um volume em torno de 16,8 milhões de sacas. No período anterior a essa queda de preços internacionais, entre 1985 e 1989, ao preço médio de US\$ 147,22 por saca, a média anual das exportações de café foi em torno de 16,6 milhões de sacas. Observa-se

que o declínio em torno de 47,2% dos preços de exportação provocou uma elevação em torno apenas de 1,2% da quantidade exportada. Ressalta-se ainda, nesse contexto, que os preços mais elevados do café possibilitaram uma receita cambial muito mais elevada. Admitindo-se a receita obtida pela multiplicação entre o preço e a quantidade de café, em 1990, esse valor foi em torno de US\$ 1.30 bilhão, enquanto que, no período de 1985/89, esse valor atingiu a cifra de US\$ 2,44 bilhões. Portanto, a receita cambial foi superior em 87,7% quando os preços se situaram em patamar mais elevado.

QUADRO 5 - Modelo de Demanda de Exportação do Café, Brasil.  
1970 - 1990<sup>1)</sup>

Variáveis explicativas	Coefficientes de regressão	Valor do teste t
Constante	9,8402	137,8
$P_t^{exp}$ = preço brasileiro de exportação em t	-0,002092	4,85
$F^{exp}$ (AIC) = variável bindria de mudança de inclinação	0,001289	2,52
T = tendencia	0,003614	0,72
$R^2$ = 0,7116	DW = 2,5774 i	F (3,17) = 13,985 *

1) A variável dependente é a quantidade exportada de café.  
\* significativo em nível de 1%; \*\* significativo em nível de 5%; ns não-significativo; i inconclusivo.

A expressão da elasticidade e os reflexos para a receita cambial nas exportações de café é constatada em outra evidência empírica. A grande geada de julho de 1975 provocou perda de 100% da safra paranaense e de grande parte das lavouras de São Paulo e de Minas Gerais, forçando a elevação dos preços brasileiros de exportação de US\$ 65,38 para US\$ 151,74 (1975/76). Em decorrência disso, a exportação atingiu a cifra de 2,4 milhões de dólares, no ano de 1976, o que, conforme registro do ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1976), configurou um recorde de receita cambial com o café.

#### 4.5. Causalidade na Transmissão de Preços

São apresentados, a seguir, os resultados dos testes de causalidade nas transmissões entre os preços recebidos pelo produtor, pelo atacadista, pelo varejista, pela exportação brasileira e pela exportação colombiana. Lembra-se, que as ordens de defasagens são mensais e obtidas segundo o procedimento de AKAIKE (1969a).

Os resultados dos testes de causalidade entre preço brasileiro de exportação e preço colombiano de exportação estão descritos no Quadro 6. A inclusão do vetor de preço brasileiro (em  $t-1$ ) diminui o termo de erro da equação irrestrita, enquanto a inclusão do vetor de preço colombiano (em  $t-6$ ) não diminui, indicando a direção de causalidade no sentido do preço brasileiro para o preço colombiano. Este resultado revela também que tanto variações de preço

defasado até seis meses da exportação colombiana, como variações de preço defasado até um mês da exportação brasileira, provocam variações de preço corrente da exportação colombiana.

QUADRO 6 - Testes de Causalidade entre Preço Brasileiro de Exportação e Preço Colombiano de Exportação no Mercado Cafeeiro. Janeiro/76 - Setembro/89

Variável dependente	Variáveis independentes (meses)		F (1)
Preço Brasileiro de Exportação (t)	Preço Brasileiro de Exportação (t-2)	Preço Colombiano de Exportação (t-6)	ns 2,62 (2;174)
Preço Colombiano de Exportação (t)	Preço Colombiano de Exportação (t-6)	Preço Brasileiro de Exportação (t-1)	* 24,98 (2;174)

1) Entre parênteses, estão os graus de liberdade do teste.  
\* significativo em nível de 1%; ns = ausência de significância.

Tanto a equação com o vetor de preço recebido pelo produtor (em t-7) quanto a equação com o vetor de preço brasileiro de exportação (em t-2) mostram maiores erros para as equações irrestritas, indicando a ausência de causalidade entre o preço de exportação e o preço recebido pelo produtor (QUADRO 7).

O Quadro 8 apresenta o teste de causalidade entre preço recebido pelo produtor e preço recebido pelo varejista. Em nível de 1% de probabilidade, há ausência de causalidade, já que os dois testes apresentam maiores erros para as equações irrestritas. Em nível de 5% de probabilidade, o teste indica a direção de causalidade no



sentido do preço recebido pelo produtor para o preço recebido pelo varejista. Este resultado mostra ainda que tanto variações de preço defasado até três meses recebido pelo produtor, quanto variações de preço defasado até dois meses recebido pelo varejista, provocam variações de preço corrente recebido pelo varejista.

**QUADRO 7 - Teste de Causalidade entre Preço Brasileiro de Exportação e Preço Recebido pelo Produtor no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990**

Variável dependente	Variáveis independentes (meses)		F (1)
Preço Brasileiro de Exportação (t)	Preço Brasileiro Exportação It-3)	Preço Recebido pelo Produtor It-7)	ns 1,05 (2;237)
Preço Recebido pelo Produtor (t)	Preço Recebido pelo Produtor It-2)	Preço Brasileiro pelo Exportação It-2)	ns 2,01 (2;237)

(1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste. ns = não-significativo.

**QUADRO 8 - Teste de Causalidade entre Preço Recebido pelo Produtor e Preço Recebido pelo Varejista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990**

Variável dependente	Variáveis independentes (meses)		F (1)
Preço Recebido pelo Produtor (t)	Preço Recebido pelo Produtor It-2)	Preço Recebido pelo Varejista It-2)	ns 0,25 (2;237)
Preço Recebido pelo Varejista It)	Preço Recebido pelo Varejista (t-2)	Preço Recebido pelo Produtor It-31)	** 4,76 (2;237)

(1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste. ns = não-significativo; \*\* significativo em nível de 5%.

Os resultados do teste de causalidade entre preço recebido pelo produtor e preço recebido pelo atacadista estão apresentados no Quadro 9. A inclusão do vetor de preço recebido pelo produtor (em t-4) diminui o termo de erro da equação irrestrita, enquanto a inclusão do vetor de preço recebido pelo atacadista (em t-2) não diminui, indicando a direção de causalidade no sentido do preço recebido pelo produtor para o preço recebido pelo atacadista. De acordo com este sentido de causalidade, tanto as variações de preço recebido pelo produtor, quanto as variações de preço recebido pelo atacadista, ambos defasados até quatro meses, provocam variações de preço corrente recebido pelo atacadista.

QUADRO 9 - Teste de Causalidade entre Preço Recebido pelo Produtor e Preço Recebido pelo Atacadista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990

Variável dependente	Variáveis independentes (meses)		F (1)
Preço Recebido pelo Produtor (t)	Preço Recebido pelo Produtor (t-2)	Preço Recebido pelo Atacadista (t-2)	ns 0,01 (2;237)
Preço Recebido pelo Atacadista (t)	Preço Recebido pelo Atacadista (t-4)	Preço Recebido pelo Produtor (t-4)	* 26,52 (2;237)

(1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.  
\* significativo em nível de 1%; ns = não-significativo.

A relação entre preço recebido pelo varejista e preço recebido pelo atacadista é mostrada no Quadro 10. Tanto a presença do vetor de preço recebido pelo atacadista (em t-

1) quanto a presença do vetor de preço recebido pelo varejista (em  $t-2$ ) acarretam equações irrestritas com menores erros, o que implica numa causalidade bidirecional. Considerando a causalidade atacadista/varejista, tanto as variações de preço defasado até um mês recebido pelo atacadista, quanto as variações de preço defasado até dois meses recebido pelo varejista, provocam variações de preço corrente recebido pelo varejista. Para a causalidade varejista/atacadista, as variações de preço defasado até dois meses recebido pelo varejista e as variações de preço defasado até quatro meses recebido pelo atacadista provocam variações de preço corrente recebido pelo atacadista.

QUADRO 10 - Teste de Causalidade entre Preço Recebido pelo Varejista e Preço Recebido pelo atacadista no Mercado Cafeeiro. Janeiro/1971 - Dezembro/1990

Variável dependente	Variáveis independentes (reses)		F (1)
Preço Recebido pelo Varejista (t)	Preço Recebido pelo Varejista (t-2)	Preço Recebido pelo Atacadista (t-1)	‡ 49,92 (2;237)
Preço Recebido pelo Atacadista (t)	Preço Recebido pelo Atacadista (t-4)	Preço Recebido pelo Varejista (t-2)	‡ 124,87 (2;237)

(1) Entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.  
\* significativo em nível de 1%.

A Figura 4 resume os resultados obtidos dos testes de causalidade realizados para o período de 1970 a 1990: causalidade no sentido do preço brasileiro de exportação

para o preço colombiano de exportação; ausência de causalidade entre o preço brasileiro de exportação e o preço recebido pelo produtor; causalidade no sentido do preço recebido pelo produtor para o preço recebido pelo atacadista e para o preço recebido pelo varejista; e causalidade bidirecional entre o preço recebido pelo varejista e o preço recebido pelo atacadista.

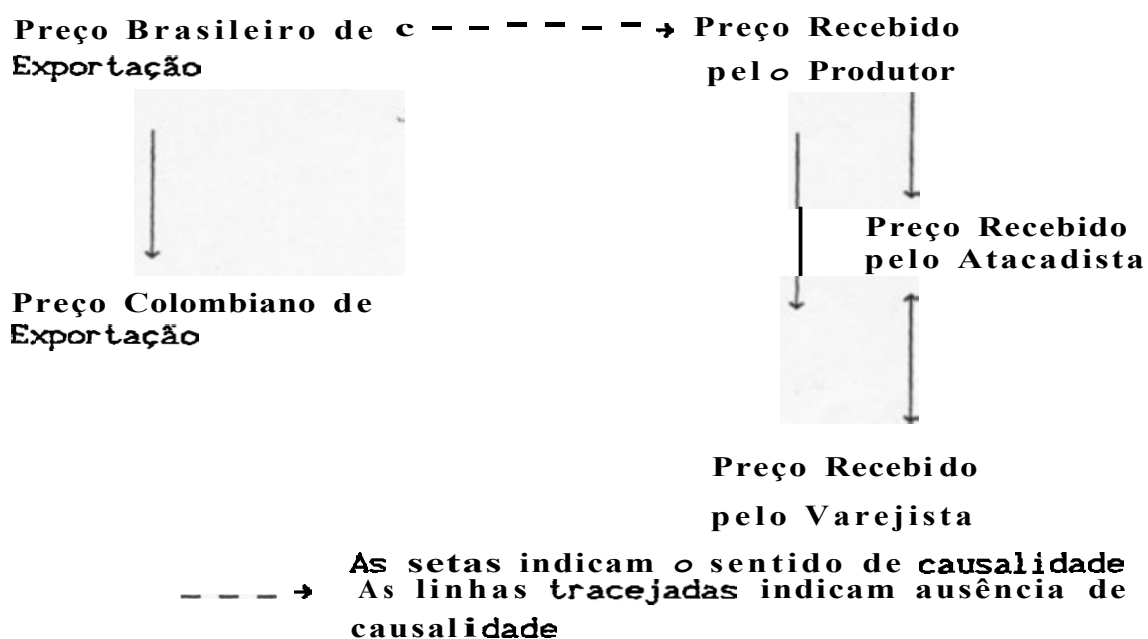


FIGURA 4 - Fluxograma da Causalidade no Mercado Cafeeiro.

Conforme indicado pelo teste de causalidade, os produtores iniciam as variações de preços e transmitem para o atacado e para o varejo. O que a evidência empírica sugere, os choques de oferta tendem a predominar no mercado cafeeiro, sendo alguns fatores responsáveis por essa condição. Sabe-se que as geadas são responsáveis por grandes quebras de produção cafeeira. Os declínios da produção

ocorridos nos anos de 1969, 1972, 1975, 1979 e 1981 são exemplos deste comportamento.

Além disso, deve-se considerar que a oferta primária também é afetada por fatores como a sazonalidade e a bianualidade, características da produção cafeeira. Por outro lado, os choques de demanda tendem a ser menos pronunciados pela própria condição de inelasticidade desta demanda e por não existir fatores exógenos capazes de promover grandes variações na quantidade demandada de café.

Assim, as variações de preços em nível de produtor tendem a ser mais significativas e transmitidas para os outros níveis de mercado urbano.

Quanto à transmissão de preços no sentido da produção para o atacado e para o varejo é explicada principalmente pelo modelo de HEIEN (1980), o qual ressalta o processo de *markup* sobre os custos de produção, pelos atacadistas e pelos varejistas, no acompanhamento das variações de preços do produtor.

Os resultados mostram a causalidade de preços apenas no sentido do varejista para o atacadista, não ocorrendo a causalidade no sentido do varejista para o produtor. Esse comportamento se deve, possivelmente, ao pequeno poder de mercado dos produtores rurais e, muitas vezes, às dificuldades destes no acesso às informações. Por outro lado, os atacadistas tendem a acompanhar com facilidade as variações de preço do varejista, uma vez que são bastante atrelados ao varejo, de natureza especulativa e com mais fácil acesso às informações.

Os resultados apresentam a ausência de causalidade

entre preço recebido pelo produtor e preço brasileiro de exportação e a principal explicação para este fato se deve, possivelmente, a grande interferência do Instituto Brasileiro do Café (IBC) sobre os preços internos e de exportação.

A principal interferência sobre o comércio externo do café consistiu na capacidade de administrar a diferença entre o preço do café brasileiro no exterior e o preço recebido pelo exportador. Na medida em que coube à autarquia fixar os valores de preço mínimo de registro, abaixo do qual não eram permitidas as exportações, e da taxa de contribuição (ou imposto de exportação), ela deteve o poder de determinar o valor médio recebido pelos exportadores.

Por outro lado, o IBC pôde interferir na taxa cambial específica do café, corrigindo o valor da taxa de contribuição, cada vez que a taxa de câmbio era alterada. Em termos médios, o valor da taxa de contribuição foi em torno de 40% do valor do preço mínimo de registro, mostrando grandes variações ao longo dos anos de estudo.

Acrescenta-se que, em 1986, foi implantado pelo IBC a modalidade de contingenciamento das vendas externas, ou seja, para cada três sacas de café a serem exportadas, uma deveria ser entregue ao governo, com a finalidade de preservar o abastecimento interno.

Ressalta-se, ainda, que, em períodos de escassez do produto no mercado, por meio da política de estoques reguladores, o governo promoveu a desova dos estoques para as torrefações a preços subsidiados. Por outro lado, em

períodos de excesso de oferta, o governo efetuou a compra do café, garantindo a sustentação dos preços internos e a formação dos estoques.

Assim, o que se apresenta no período é uma acentuada interferência governamental sobre o mercado exportador, não havendo transmissão dos preços de exportação e preço do produtor.

Na relação testada entre o Brasil e a Colômbia, as variações de preços brasileiros antecedem as variações de preços colombianos. Esse resultado se insere no contexto do mercado mundial, uma vez que o Brasil tende a estabelecer as principais políticas comerciais e os demais países produtores sempre seguem muito de perto a política brasileira. A elevação dos preços brasileiros, antecipando a elevação dos preços colombianos, nos períodos das adversidades climáticas de 1975 e de 1985, são exemplos desta liderança na formação de preços. Tal comportamento decorre, principalmente, do Brasil contar com a maior parcela nas exportações mundiais de café, além de sua grande tradição no comércio mundial.

## 5. RESUMO E CONCLUSÃO

O setor cafeeiro teve grande importância na história econômica brasileira e, ainda hoje, é um dos mais relevantes produtos na geração de divisas e na criação de empregos. Contudo, a observação das séries temporais revela constantes flutuações de produção, ora com supersafras, ora com quebras de produção, o que traz grande instabilidade para os preços internos e internacionais do produto. As diversas interferências do governo sobre os diferentes agentes da cadeia de comercialização cafeeira também provocaram problemas para a formação e transmissão de preços neste mercado.

Assim, para o estudo dos problemas citados, procura-se analisar as relações de oferta e de demanda do mercado cafeeiro e verificar o processo de formação de preços entre os níveis de produtor, de atacadista, de varejista, de exportador brasileiro e de exportador colombiano. O Método dos Mínimos Quadrados Ordinários é utilizado para estimação das equações de oferta, de demanda das torrefações, de demanda de estocagem e de demanda de exportação e os



modelos de AKAIKE (1969a) e de GRANGER (1969) para o estudo de causalidade na transmissão de preços.

No modelo de oferta cafeeira, os resultados indicam que a produção, embora responda de modo pouco sensível às variações em preço do café, o faz positivamente. Tendo-se em conta a elasticidade do preço do fertilizante maior que a elasticidade direta do produto, políticas governamentais com objetivo de aumentos de produção surtirão melhor efeito se promoverem o declínio do preço dos fertilizantes em vez da elevação do preço do produto.

A análise dos resultados obtidos da demanda interna indica que, *ceteris paribus*, eventuais elevações de preço do café beneficiado não exercem impacto substancial sobre a quantidade demandada. Os resultados mostram a baixa influência da quantidade demandada no ano  $t-1$  sobre a quantidade demandada no ano  $t$  e indicam o ajustamento da demanda das torrefações em período menor que um ano. E, ainda, o sinal negativo do coeficiente da tendência, indica que, permanecendo constantes as condições do período de estudo, as torrefações tenderão no futuro a consumir menores quantidades do produto. Evidentemente, essas conclusões poderão ser alteradas com novas situações de mercado que porventura possam ocorrer no futuro.

Os resultados de demanda de estocagem sugerem que, conforme esperado, existe uma relação inversa e inelástica entre o volume dos estoques e as variações em preço do café beneficiado. O resultado da variável endógena defasada indica uma certa rapidez de ajustamento da quantidade estocada de café, em torno de três anos para o ajustamento

pleno. E o sinal negativo do coeficiente da variável tendência mostra-çe de acordo com as evidências empíricas e indica que, permanecendo constantes os demais fatores, é de se esperar que ocorram baixos estoques de café no futuro.

No modelo de demanda de exportação, os resultados indicam a baixa elasticidade-preço do produto e sugerem que a elevação dos preços de exportação do café não deve implicar em decréscimos substanciais da quantidade exportada. As evidências empíricas sugerem, ainda, a importância da manutenção do preço brasileiro em patamar relativamente elevado para a elevação das receitas cambiais com o café, sendo a presença do Acordo Internacional do Café (PIC) relevante para auxiliar na elevação desses preços. O modelo mostra que a presença do PIC altera a inclinação da curva de demanda de exportação, tornando-a mais inelástica a preço. Neste sentido, desde que existam condições de manutenção do PIC e de preços elevados, deve-se considerar que eventuais elevações da quantidade exportada de café pode significar declínios substanciais de preços, com reflexos significativos de diminuição de receitas cambiais com as exportações de café.

Os preços internacionais elevados são associados, muitas vezes, à queda da participação brasileira no mercado mundial. A este respeito, a alternativa brasileira seria desenvolver um parque cafeeiro que preze pela qualidade do produto, além de uma atuação paralela de "marketing" internacional junto aos principais países consumidores.

Os resultados obtidos de formação de preços são:

causalidade no sentido do preço brasileiro de exportação para o preço colombiano de exportação; ausência de causalidade entre o preço brasileiro de exportação e o preço recebido pelo produtor; causalidade no sentido do preço recebido pelo produtor para o preço recebido pelo atacadista e para o preço recebido pelo varejista; causalidade bidirecional entre o preço recebido pelo varejista e o preço recebido pelo atacadista.

A causalidade na transmissão de preços ocorre no sentido da exportação brasileira para a exportação colombiana. Esse resultado indica, de um lado, o pequeno potencial desestabilizador dos preços colombianos em relação à economia cafeeira do Brasil, por outro lado, mostra a importância do País na formação dos preços internacionais.

A ausência de causalidade entre os preços de exportação brasileira e os preços recebidos pelo produtor se deve, possivelmente, às marcantes interferências governamentais sobre o mercado cafeeiro, processadas por meio das políticas de preços mínimos de registro e de taxas de contribuição no período. Neste sentido, uma política mais liberal de exportação, associada a menores interferências nos preços internos do café, poderia aumentar a eficiência dessa transmissão de preços, ou seja, a bicausalidade da transmissão, além de possibilitar uma melhor eficiência do setor exportador, conforme tem ocorrido com algumas mercadorias de exportação em outros países.

Observa-se uma certa liderança na formação de preços ao nível de produtor rural que inicia as variações de preços para os mercados urbanos. Ao que a evidência empírica sugere,

os choques de oferta tendem a predominar no mercado cafeeiro, sendo diversos os fatores responsáveis por esses choques. A sazonalidade e a bianualidade, características da produção cafeeira, e as variações climáticas aleatórias são exemplos desses fatores. O resultado indica o poder desestabilizador dos preços do produtor sobre os preços urbanos do café e sugere a necessidade de estudo mais profundos dos fatores que afetam a estabilidade da produção cafeeira, além da necessidade de uma possível formação e manutenção de estoques reguladores em níveis satisfatórios para atenuar os efeitos da instabilidade.

Não se observa a influência das variações de preços do varejista sobre os preços do produtor, já que a transmissão de preços não ocorre no sentido do varejo para a produção. Essa observação se deve, possivelmente, ao pequeno poder de barganha do produtor rural e, em grande parte, ao baixo acesso desses às informações. Neste sentido, algumas medidas possíveis para atenuar o problema seriam: a implementação de um serviço governamental eficiente de coleta, processamento e divulgação de informação de mercado, além do incentivo às organizações de produtores rurais, tais como cooperativas e associações.

## **BIBLIOGRAFIA**

## BIBLIOGRAFIA

- ABAEU, J. N. *A quarterly analysis of the United States import demand for varieties of green coffee.* East Leasing, MSU, 1966. 245 p. (Tese Ph.D.)
- AGROANALYSIS. *Retrospectiva da agropecuária - anos 80.* Rio de Janeiro, FGV, 1990. p. 38-40.
- \_\_\_\_\_. *Perspectiva do mercado cafeeiro.* Rio de Janeiro, FGV, 13(6):5-7, 1989.
- AGUIAR D.R.D. & BARROS G.S.A.C. Transmissão de preços de laranja entre os mercados externo e interno. *Revista de Economia e Sociologia Rural.* Brasília, 27 (1): 61-70, 1989.
- AGUIAR D.R.D. *Formação de preços na indústria de soja - 1982/1989.* Piracicaba, São Paulo. 1990. 139p. (Tese M.S.).
- AKAIKE , H. *Statistical predictor identification.* Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 21:203-217, 1969a.
- ALBUQUERQUE M.C. & NICOL, R. *Economia agrícola: o setor primário e a evolução da economia brasileira.* São Paulo, McGraw-Hill, 1987. 335 p.
- ANUARIO ESTATÍSTICO DO BRASIL 1965-1993. Rio de Janeiro, IBGE, 1965-1990. v. 11-19.
- ANUARIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ 1971-1989. Rio de Janeiro, IBC, 1971-1989. n. 11-19.
- ARAK, M. *The supply of brazilian coffee.* New Haven, MIT, 1967. 213 p. (Tese Ph.D.).

- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DA INDÚSTRIA DE TORREFAÇÃO E MOAGEM DE CAFÉ - ABIC. *Registro da evolução do preço do café cru, torrado e moído*. Rio de Janeiro, RJ, 1992. 6p. (fac-símile).
- BACHA, E.L. *An econometric model for the world coffee market the impact of Brazilian price policy*. New Haven, Yale University, 1968. 240 p. (Tese Ph.D.).
- BARROS, G.S.A.C. & MARTINES FILHO J.G. *Comercialização de produtos agrícolas e sua relação com a inflação brasileira*. Brasília, Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1987. 90 p. (Relatório de Pesquisa).
- BARROS, G.S.A.C. *Transmissão de preços pela central de abastecimento de São Paulo, Brasil*. In: SEMINÁRIO DE PERSPECTIVAS DA AGRICULTURA, 4, Piracicaba, 1988. Anais. Piracicaba, Fundação de Estudos Agrários "Luiz de Queiroz", 1988, p 99-119.
- BISHOP, R.V. *The construction and use of causality tests*. *Agricultural Economics Research*, 31(4):1-6, 1979.
- BOLETIM MENSAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL. Brasília, BACEN, 1988/1993.
- BURNQUIST, H.L. *A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercados agrícolas*. Piracicaba, ESALQ, 1986. 83 p. (Tese M.S.).
- CARNEIRO FILHO, F. *Café = O planejamento da comercialização pelo Produtor*. Londrina, Scientia et Labor, 1989. 98 p.
- CARVALHO, M. R. *Análise Estrutural da demanda interna de café*. Viçosa, MG, UFV, 1974. 135 p. (Tese M.S.).
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA - CNA. *Cafecultura brasileira: perfil da produção - jan./1992*. s.l., 1992. 72 p.
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro, FGV, 1973/1993.
- DURBIN, J. *Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when Same of the Regression and Lagged Dependent Variables*. *Econometrics*, 38(3):410-21, 1970.
- ECONOMIA CAFETERA. Bogotá, Federación Nacional de Cafeteros de Colombia, 1976/1993.
- FAS, USDA. *Horticultural and Tropical Products*. 1988.
- FERREIRA, M. M. *Retorno aos investimentos em pesquisa e assistência técnica na cultura do café em Minas Gerais*. Viçosa, MG, UFV, 1993. 139 p. (Tese M.S.).

- GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*. 57(3):399-409, 1975.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37 (3):424-38, 1969.
- HAEBERLIN, I.B. & TEIXEIRA, E.C. *Analisando o impacto do rompimento do acordo internacional do café sobre o Brasil e a Colômbia*. Viçosa, MG, UFV, 1990. 30 p.
- HEIEN, D. M. Markup pricing in a dynamic model of the food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 61(1) : 10-18, 1980.
- HSIAO, C. Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data. *Journal of American Statistical Association*. 74(367):553-560, 1979.
- INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ/DEC/PFP. *Café e planos de desenvolvimento econômico*. In: CURSO DE ECONOMIA CAFEEIRA DO IBC. São Paulo, s.d.
- INFORMAÇÕES ECONOMICAS DO ESTADO DE SÃO PAULO. São Paulo, Instituto de Economia Agrícola, 1985/1992.
- INFORME AGROPECUARIO. Belo Horizonte, EPAMIG, 1988/1993.
- JOHNSTON, J. *Métodos econométricos*. São Paulo, Atlas, 1971. 318 p.
- JUNGUITO, R. Política cafetera y auste económico después de Londres. En: *Debates de Conjuntura Económica*. FEDESARROLLO Y FEXCOL. Dic, 1989.
- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. 2 ed. S.Paulo, Atlas 1988. v.2.
- KOYCK, L.M. *Distributed lags and investment analysis*. Amsterdam, North-Holland, 1954. 111 p.
- LABYS, W. C. *Dinamic commodity, models: specification, estimation, and simulation*. Lexington D.C., Heath and Company, 1973. 351 p.
- LADEIRA, H.H. *Avaliação econométrica da oferta de café em Minas Gerais*. Viçosa, UFV, Imp. Univ., 1974. 38 p. (Tese M.S.)
- LEMONS, N. Restringir o consumo para exportar? *Revista do Comércio do Café*, 53 (580): 1-5, 1973.
- MARTINES Fo, J. G. *Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas*. Piracicaba, 1988. 146 p. (Tese M.S.)



- NERLOVE, M. Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, Menasha, 38(2):496-509, 1956.
- REVISTA CENARIOS. *Taxas de Juros no Brasil*. São Paulo, Analises, 1989. 57 p.
- SAYLOR, R. G. A resposta da área de café em São Paulo às variações de preço. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, 20(1/2):43-59, 1973.
- SIMS, C.A. Money, Income and Causality. *American Economic Review*, 62(4):540-52, 1972.
- STATISTICS COFFEE. London, International Coffee Organization, jan./mar. 1993.
- SUMA ECONÔMICA. São Paulo, jan./fev. 1990/1991.
- SZMRECSANYI, T. *Pequena história da agricultura no Brasil*. São Paulo, Contexto, 1990. 102 p. (Coleção Repensando a História).
- VISSOTTO, S.L.; MACHADO, J.A.R.; PEDROSA, A.V.B.; CAIXETA FILHO, J.V. Caracterização da cafeicultura brasileira no final do século XX. *Inf. GEP/DESR*, 3(11):5-26, 1990.
- WILLIAMS, G.W. & THOMPSON R.L. *A indústria da soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado*. Brasília, Companhia de Financiamento da Produção, 1988. 80 p. (Coleção Análise e Pesquisa, 34).

## APENDICE

## APENDICE A

Nesta seção são apresentados os dados, as fontes utilizadas para os diferentes modelos e as matrizes de correlação das equações estimadas do modelo estrutural. Os valores monetários em moeda nacional foram atualizados por meio do Índice Geral de Preços da Fundação Getúlio Vargas, na base de dezembro de 1991.

### Variáveis Utilizadas na Estimativa da Oferta

YS - Produção brasileira, em 1.000 sacas de 60 kg de café beneficiado. As informações foram obtidas das publicações ANUARIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ (1971/1989) e STATISTICS COFFEE (1993).

PPRO - Preço recebido pelo produtor nos Estados de Minas Gerais, Paraná e São Paulo, em cruzeiros por saca de 60 kg de café beneficiado. As informações foram obtidas do ANUARIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ (1971/1989) e ANUARIO ESTATÍSTICO DO BRASIL (1965/1971). Para os anos de 1989 e 1990, as informações referem-se aos estados de Minas Gerais e São

Paulo e foram obtidas do INFORME AGROPECUARIO (1988/1993) e INFORMAÇÕES ECONOMICAS DO ESTADO DE SAO PAULO (1988/1990), respectivamente.

par - Preço médio dos fertilizantes clorato de potássio e sulfato de amônia no Estado de São Paulo, em cruzeiros por tonelada. As informações foram obtidas das INFORMAÇÕES ECONOMICAS DO ESTADO DE SAO PAULO (1965/1990).

QUADRO 1A - Dados Utilizados para Estimacão do Modelo de Oferta de Café, Brasil. 1970 - 1990

Ano	Produção (1000sc)	Produção (t-1)	Preço recebido pelo produtor (Cr\$/sc)			
			(t)	(t-1)	(t-2)	(t-3)
1970	16000	19000	110788.76	68984.86	54746.73	44248.57
1971	17800	16000	78904.88	110788.76	68984.86	54746.73
1972	24550	17800	92531.96	78904.88	110788.76	68984.86
1973	19400	24550	186451.61	92531.96	78904.88	110788.76
1974	21200	19400	110766.33	186451.61	92531.96	78904.88
1975	25141	21200	124319.01	110766.33	186451.61	92531.96
1976	14091	25141	249482.41	124319.01	110766.33	186451.61
1977	11028	14091	317760.05	249482.41	124319.01	110766.33
1978	18007	11028	183386.52	317760.05	249482.41	124319.01
1979	20790	18007	164643.32	183386.52	317760.05	249482.41
1980	19030	20790	159692.75	164643.32	183386.52	317760.05
1981	25903	19030	105328.69	159692.75	164643.32	183386.52
1982	25771	25903	112410.91	105328.69	159692.75	164643.32
1983	23279	25771	102022.79	112410.91	105328.69	159692.75
1984	26094	23279	117654.19	102022.79	112410.91	105328.69
1985	27211	26094	192890.30	117654.19	102022.79	112410.91
1986	23058	27211	332135.57	192890.30	117654.19	102022.79
1987	28200	23058	92438.04	332135.57	192890.30	117654.19
1988	32710	28200	88366.03	92438.04	332135.57	192890.30
1989	23960	32710	82593.37	88366.03	92438.04	332135.57
1990	25450	23960	58417.88	82593.37	88366.03	92438.04

Continua...

## QUADRO 1A, cont.

Preço Recebido pelo Produtor (Cr\$/sc)	Preço Pago pelo Fertilizante (Cr\$/ton)			
	(t-4)	(t)	(t-1)	(t-2)
48355.66	192531.21	194678.51	202293.91	231772.35
44248.57	224288.35	192531.21	194678.51	202293.91
54746.73	213719.44	224288.35	192531.21	194678.51
68984.86	239902.33	213719.44	224288.35	192531.21
110788.76	376809.85	239902.33	213719.44	224288.35
78904.88	360854.96	376809.85	239902.33	213719.44
92531.96	290382.76	360854.96	376809.85	239902.33
186451.61	259629.36	290382.76	360854.96	376809.85
110766.33	264905.24	259629.36	290382.76	360854.96
124319.01	295492.26	264905.24	259629.36	290382.76
249482.41	437675.86	295492.26	264905.24	259629.36
317760.05	402127.27	437675.86	295492.26	264905.24
183386.52	302695.42	402127.27	437675.86	295492.26
164643.32	329328.77	302695.42	402127.27	437675.86
159692.75	372107.56	329328.77	302695.42	402127.27
105328.69	337209.08	372107.56	329328.77	302695.42
112410.91	272935.21	337209.08	372107.56	329328.77
102022.79	249656.46	272935.21	337209.08	372107.56
117854.19	253023.88	249656.46	272935.21	337209.08
192890.30	243441.80	253023.88	249656.46	272935.21
332135.57	253168.14	243441.80	253023.88	249656.46

Fonte: Citada no início do Apêndice A.

### Variáveis Utilizadas na Estimativa da Demanda Interna

YIN - Quantidade demandada pelas torrefações, em 1.000 sacas de 60 kg de café beneficiado. As informações foram obtidas do ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989) e CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA (1992).

PPRO - Preço recebido pelo produtor, expresso em cruzeiros por saca de 60 kg de café beneficiado. Fonte anteriormente citada.

QUADRO 2A - Dados Utilizados para Estimaco do Modelo de  
Demanda Interna do Caf, Brasil. 1970 - 1990

Ano	Quantidade Demandada (1000 sc)	Quantidade Demandada (t-1)	Preo Recebido pelo Produtor (Cr\$/sc)
1970	8888	8745	110788.76
1971	8831	8888	78904.88
1972	6713	8831	92531.96
1973	6733	6713	186451.61
1974	7505	6733	110766.33
1975	6916	7505	124319.01
1976	6410	6916	249482.41
1977	7036	6410	317760.05
1978	<b>6811</b>	7036	183386.52
1979	6612	<b>6811</b>	164643.32
1980	7162	6612	159692.75
1981	7389	7162	105328.69
1982	7172	7389	112410.91
1983	6986	7172	102022.79
1984	6530	6986	117854.19
1985	<b>6088</b>	6530	192890.30
1986	5136	6088	332135.57
1987	5501	5136	92438.04
1988	5346	5501	88366.03
1989	5882	5346	82593.37
1990	5500	5882	55670.00

Fonte: Citada no inicio do Apndice A.

Variveis Utilizadas na Estimativa da Equaco de  
Demanda de Estocagem

YES - Quantidade estocada, em 1.000 sacas de 60 kg de caf beneficiado. As informaes referem-se ao volume de estoque no final do ano safra e foram obtidas da FAS, USDA (1988), ANUARIO ESTATISTICO DO CAF (1971/1989) e CONFEDERAO NACIONAL DA AGRICULTURA (1992).

PPRO - Preço recebido pelo produtor, expresso em cruzeiros por saca de 60 kg de café beneficiado. Fonte anteriormente citada.

TJ - Taxa real de juros do mercado financeiro oficial, expressa em porcentagem. O valor foi obtido da diferença entre a média no ano t das taxas de juroç nominais dos certificados de depósitos bancários (CDB) e da variação no ano t do Índice Geral de Preçoç - Disponibilidade Interna. Informações obtidas da REVISTA CENARIOS (1989), SUMA ECONOMICA (1990/1991) e CONJUNTURA ECONOMICA (1976/1993).

QUADRO 3A - Dadoç Utilizados para Estimacão do Modelo de Demanda de Estocagem do Café, Brasil. 1970 - 1990

Ano	Quantidade Estocada (1000sc)	Quantidade Estocada (t-1)	Preço Recebido pelo Produtor (Cr\$/sc)	Taxa Real de Juros (%)
1970	31904	45831	110788.76	0.37
1971	27632	31904	78904.88	1.68
1972	25888	27632	92531.96	-2.15
1973	15551	25888	186451.61	6.15
1974	22200	15551	110766.33	-6.27
1975	23149	22200	124319.01	3.46
1976	7630	23149	249482.41	-6.16
1977	10130	7630	317760.05	-0.22
1978	8430	10130	183386.52	8.58
1979	8430	8430	164643.32	-15.01
1980	6160	8430	159692.75	-53.75
1981	13080	6160	105328.69	8.67
1982	5930	13080	112410.91	10.10
1983	8714	5930	102022.79	-139.66
1984	3714	8714	117854.19	0.47
1985	13414	3714	192890.30	26.26
1986	5822	13414	332135.57	-24.08
1987	15822	5822	92438.04	-130.36
1988	12322	15822	88366.03	-245.99
1989	13463	12322	82593.37	776.18
1990	16696	13462	55670.00	876.96

Fonte: Citada no inicio do Apêndice A.

## **Variáveis Utilizadas na Estimativa da Demanda de Exportação**

**YEX** - Quantidade exportada, em 1.000 sacas de 60 kg de café beneficiado. Informações obtidas do ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989) e do BOLETIM MENSAL DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (1988/1993).

**p<sub>bra</sub>** - Preço brasileiro de exportação, em dólares americanos por saca de 60 kg de café beneficiado. Este preço foi obtido da relação entre receita e quantidade das exportações de café do Brasil. Entre 1970 e 1988 as informações foram obtidas do ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989). Em 1989 e 1990, as informações foram obtidas do BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL (1990/1993).

**P<sup>exp</sup>(AIC)** - Variável binária para captar a influência do AIC na mudança da inclinação da demanda em função do preço. A variável foi obtida da multiplicação entre preço brasileiro de exportação e as informações da variável binária AIC.

**AIC** - Variável binária indicando a vigência ou não das cláusulas econômicas do Acordo Internacional do Café (AIC).



QUADRO 4A - Dados Utilizados para a Estimaco do Modelo de Demanda de Exportaco do Cafe, Brasil. 1970 - 1990

Ano	Quantidade Exportada (1000 sc)	Quantidade Exportada (t-1)	Preo Brasileiro (US\$/sc)	AIC
1970	17085	19137	56.83	1
1971	18399	17085	45.25	1
1972	19215	18399	56.51	1
1973	19817	19215	69.46	0
1974	13279	19817	76.19	0
1975	14604	13279	65.38	0
1976	15602	14604	151.74	0
1977	10083	15602	292.41	0
1978	12551	10083	245.99	0
1979	12010	12551	202.54	0
1980	15209	12010	190.30	0
1981	15912	15209	111.63	1
1982	17063	15912	125.70	1
1983	17820	17063	133.71	1
1984	19597	17820	147.69	1
1985	19143	19597	136.28	1
1986	9914	19143	240.60	0
1987	18466	9914	120.04	0
1988	17082	18466	133.52	1
1989	18377	17082	105.66	1
1990	16767	18377	77.79	0

Fonte: Citada no incio do Apndice A.

QUADRO 5A - Matriz de Correlação Simples das Variáveis Envolvidas na Equação de Oferta, Brasil. 1970 - 1990

	$\log YS_t$	$\log YS_{t-1}$	$\log P^{PRO}_{t-2}$	$\log P^{fer}_{t-2}$	$\log T$
$\log YS_t$	1,0000	0,1997	0,6591	-0,4957	0,2653
$\log YS_{t-1}$		1,0000	0,1780	-0,2620	-0,0838
$\log P^{PRO}_{t-2}$			1,0000	0,1977	-0,3172
$\log P^{fer}_{t-2}$				1,0000	-0,2785
$\log T$					1,0000

em que  $YS_t$  é a produção no ano t, expressa em 1.000 sacas de 60 kg de café beneficiado;  $YS_{t-1}$  é a produção no ano t-1;  $P^{PRO}_{t-2}$  é o preço recebido pelo produtor no ano t-2, expresso em cruzeiros por saca de 60 kg de café beneficiado;  $P^{fer}_{t-2}$  é o preço do fertilizante no ano t-2, em cruzeiros por tonelada; T é a tendência. Todas variáveis expressas na forma logarítmica.

QUADRO 6A - Matriz de Correlação Simples das Variáveis Envolvidas na Equação de Demanda Interna, Brasil. 1970-1990

	$YIN_t$	$YIN_{t-1}$	$P^{PRO}_t$	T
$YIN_t$	1,0000	0,2350	-0,3260	-0,5277
$YIN_{t-1}$		1,0000	0,3727	0,8051
$P^{PRO}_t$			1,0000	0,3515
T				1,0000

em que  $YIN_t$  é a quantidade demandada pelas torrefações no ano t, expressa em 1.000 sacas de 60 kg de café beneficiado;  $YIN_{t-1}$  é a quantidade demandada pelas torrefações no ano t-1;  $P^{PRO}_t$  é o preço recebido pelo produtor no ano t, expresso em cruzeiros por saca de 60 kg de café beneficiado; e T tendência. Todas variáveis expressas na forma linear.

**QUADRO 7A - Matriz de Correlação Simples das Variáveis Envolvidas na Equação de Demanda de Estocagem, Brasil. 1970 - 1990**

	YES <sub>t</sub>	YES <sub>t-1</sub>	P <sup>PRO</sup> <sub>t</sub>	TJ <sub>t</sub>	T
YES <sub>t</sub>	1,0000	0,4952	-0,5270	0,1780	-0,3373
YES <sub>t-1</sub>		1,0000	<b>0,2486</b>	-0,2910	0,7421
P <sup>PRO</sup> <sub>t</sub>			1,0000	0,1545	<b>0,1831</b>
TJ <sub>t</sub>				1,0000	-0,4511
T					1,0000

em que YES<sub>t</sub> é a quantidade estocada no ano t, expresso em **1.000** sacas de **60** kg de cafe beneficiado; YES<sub>t-1</sub> é a quantidade estocada no ano t-1; P<sup>PRO</sup><sub>t</sub> é o preço recebido pelo produtor no ano t, expresso em cruzeiros par saca de **60** kg de **cafe** beneficiado; TJ<sub>t</sub> é a taxa real de juros no ano t, expressa em porcentagem; e T tendência. Todas variáveis expressas na forma linear.

**QUADRO 8A - Matriz de Correlação Simples das Variáveis Envolvidas na Equação de Demanda de Exportação, Brasil. 1970 - 1990**

	log YEX <sub>t</sub>	P <sup>EXP</sup> <sub>t</sub>	P <sup>EXP(AIC)</sup>	T
log YEX <sub>t</sub>	1,0000	-0,7621	0,5214	<b>0,1725</b>
P <sup>EXP</sup> <sub>t</sub>		1,0000	0,3154	-0,3607
P <sup>EXP(AIC)</sup>			1,0000	-0,4279
T				1,0000

em que YEX<sub>t</sub> é a quantidade exportada no ano t, expressa em **1.000** sacas de **60** kg de cafe beneficiado; P<sup>EXP</sup><sub>t</sub> é o preço brasileira de exportação no ana t, em dólares americanos por saca de **60** kg de cafe beneficiado; P<sup>EXP(AIC)</sup> é a variável bindria indicando a influência do AIC na mudança da inclinação da demanda em função do preço; e T tendência. A variável YEX<sub>t</sub> expressa na forma logaritmica e as demais na forma linear.

## APENDICE B

As informações utilizadas para o estudo de causalidade na transmissão de preços são apresentados no QUADRO 9A a seguir. As informações referem-se ao preço recebido pelo produtor por saca de 60 kg de café beneficiado; preço recebido pelo atacadista por 60 kg de café torrado e moído; preço recebido pelo varejista por 60 Kg de café torrado e moído; preço brasileiro de exportação, em dólares americanos por saca de 60kg de café beneficiado; e preço colombiano de exportação, em dólares americanos por saca de 60kg de café beneficiado. Os valores expressos em moeda nacional foram corrigidos pelo IGP, na base de dezembro de 1991. As informações de preços do atacado e do varejo foram obtidos da ABIC (1992) e do ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989). As informações de preços do produtor, de exportação brasileira e de exportação colombiana foram obtidas das publicações ANUARIO ESTATISTICO DO CAFÉ (1971/1989), INFORMAÇÕES ECONOMICAS DO ESTADO DE SAO PAULO (1988/1993), INFORME AGROPECUARIO (1988/1993) e ECONOMIA CAFETERA (1975/1993).

QUADRO 1B - Dados Utilizados para Estimação das Equações de Causalidade entre os Níveis Produtor, Atacadista, Varejista, Exportador Brasileiro e Exportador Colombiano

Ano Mês	Preços Recebidos				
	Produtor (Cr\$/60sc)	Atacadista (Cr\$/60kg)	Varejista (Cr\$/60kg)	Exportação Brasileira (US\$/60kg)	Exportação Colombiana (US\$/60kg)
1970 JAN	113894.69	68414.83	73465.63	52.70	n.d.1}
1970 FEV	116227.95	67441.54	72420.87	52.77	n.d.
1970 MAR	117273.40	66200.94	71088.25	47.95	n.d.
1970 ABR	117419.23	68206.05	74849.50	61.44	n.d.
1970 MAI	116695.95	69716.92	77560.07	57.33	n.d.
1970 JUN	113000.27	68230.87	76759.73	56.37	n.d.
1970 JUL	107618.53	77569.20	90147.99	55.28	n.d.
1970 R60	113527.85	86042.16	94236.65	49.77	n.d.
1970 SET	108676.13	84363.77	91398.42	65.90	n.d.
1970 OUT	104795.40	83123.83	91040.38	54.16	n.d.
1970 NOV	102179.13	82471.15	90325.54	59.56	n.d.
1970 DEZ	97956.63	81874.19	89671.74	68.75	n.d.
1971 JAN	90165.22	60573.18	88246.82	47.93	n.d.
1971 FEV	83719.14	115192.50	124634.50	46.41	n.d.
1971 MAR	85829.35	112998.35	122260.51	45.91	n.d.
1971 ABR	82535.82	111059.22	120162.44	38.87	n.d.
1971 MAI	78080.29	109074.00	118014.49	40.99	n.d.
1971 JUN	76326.12	106623.51	115363.14	40.12	n.d.
1971 JUL	74051.72	105050.12	113660.78	43.30	n.d.
1971 AGO	71659.87	104077.43	112608.37	46.63	n.d.
1971 SET	76269.28	102627.05	114403.92	44.37	n.d.
1971 OUT	74774.25	102255.30	152871.80	48.24	n.d.
1971 NOV	75681.60	146756.49	164525.21	48.88	n.d.
1971 DEZ	77765.89	153356.51	172933.54	51.35	n.d.
1972 JAN	81296.47	150826.34	170080.76	49.95	n.d.
1972 FEV	79200.83	166793.81	188623.18	50.24	n.d.
1972 MAR	80004.42	164138.09	185816.71	51.15	n.d.
1972 ABR	82228.52	155059.50	174671.77	50.84	n.d.
1972 MAI	84552.87	153714.08	173156.18	53.71	n.d.
1972 JUN	87189.18	152130.08	171371.83	52.40	n.d.
1972 JUL	97870.51	150068.18	169049.13	52.62	n.d.
1972 AGO	107683.56	165572.93	184191.30	62.87	n.d.
1972 SET	101187.76	167682.57	182137.97	61.01	n.d.
1972 OUT	101190.52	166105.19	180424.60	66.39	n.d.
1972 NOV	102221.80	164690.67	178888.14	66.92	n.d.
1972 DEZ	105752.01	191763.64	208683.96	60.06	n.d.
1973 JAN	106766.11	188573.91	205212.78	61.65	n.d.
1973 FEV	109666.30	186432.70	202682.65	62.05	n.d.
1973 MAR	112154.00	183770.41	191985.44	63.83	n.d.
1973 ABR	110574.97	181183.08	197169.82	66.71	n.d.
1973 MAI	110288.05	200363.96	216182.16	72.33	n.d.
1973 JUN	113612.61	198495.59	214166.29	73.98	n.d.
1973 JUL	120623.48	196443.95	211952.69	73.23	n.d.
1973 AGO	121000.00	194505.36	209861.05	77.26	n.d.
1973 SET	122023.26	192534.97	207735.10	73.04	n.d.
1973 OUT	121903.89	189720.74	204698.69	68.16	n.d.
1973 NOV	117977.54	187448.63	202247.21	71.01	n.d.
1973 DEZ	115889.95	185423.93	200062.66	70.25	n.d.

Continua...

## QUADRO 1B, cont.

1974 JAN	116940.26	180151.21	194373.67	68.43	n.d.
1974 FEV	125863.96	189373.29	189373.29	74.39	n.d.
1974 MAR	133311.97	181186.44	181186.44	75.20	n.d.
1974 ABR	129942.66	172322.88	172322.88	82.13	n.d.
1974 MAI	120797.47	166477.19	166477.19	80.84	n.d.
1974 JUN	111161.72	163258.41	179186.06	81.01	n.d.
1974 JUL	105914.97	240030.22	259704.83	76.71	n.d.
1974 AGO	99707.60	236967.42	256390.98	74.12	n.d.
1974 SET	97146.51	233151.62	252262.41	77.95	n.d.
1974 OUT	94742.93	229641.81	248464.91	76.51	n.d.
1974 NOV	94524.04	226116.34	244650.47	74.55	n.d.
1974 DEZ	99141.62	221255.51	239391.21	72.47	n.d.
1975 JAN	100529.75	216434.64	234175.19	63.32	147.70
1975 FEV	97132.23	211609.50	228954.54	69.33	100.75
1975 MAR	95070.42	208357.94	225536.46	65.78	84.55
1975 ABR	98868.58	204664.00	221439.74	61.41	142.16
1975 MAI	99374.31	200391.17	216816.67	61.95	135.36
1975 JUN	103688.68	195618.86	211653.19	62.59	111.80
1975 JUL	130369.74	192013.38	207752.19	61.75	78.63
1975 AGO	159245.15	306240.67	336864.74	62.39	116.51
1975 SET	152395.10	299302.97	329233.27	60.45	187.77
1975 OUT	151001.86	292733.82	322007.20	58.75	253.96
1975 NOV	150207.33	286564.07	315220.47	68.77	294.20
1975 DEZ	161944.99	280424.23	308466.65	88.13	197.42
1976 JAN	194920.89	271982.64	299180.90	96.93	147.70
1976 FEV	208942.72	391767.60	423109.01	116.50	100.75
1976 MAR	197513.90	377816.17	408041.46	124.69	84.55
1976 ABR	252051.91	364128.60	524345.18	131.38	142.16
1976 MAI	283100.68	469551.92	507116.07	135.03	135.36
1976 JUN	271132.53	465728.60	493868.96	156.70	111.80
1976 JUL	241499.94	447567.46	483372.86	162.63	78.63
1976 AGO	235945.76	423221.09	457078.78	163.68	116.51
1976 SET	247216.46	409185.86	441920.73	171.59	187.77
1976 OUT	251327.46	399725.59	431703.63	178.64	253.96
1976 NOV	289960.09	392279.72	423662.10	188.31	294.20
1976 DEZ	320170.58	383629.25	414319.60	195.84	197.42
1977 JAN	328068.96	369655.17	399227.58	210.83	202.51
1977 FEV	371742.37	358305.90	386970.37	234.18	240.75
1977 MAR	538795.62	368083.84	397496.14	271.94	348.12
1977 ABR	490280.21	404068.02	436376.93	280.82	434.60
1977 MAI	387725.39	438783.88	473886.59	301.68	209.01
1977 JUN	302679.81	430350.45	464778.48	328.27	169.15
1977 JUL	247997.53	421634.13	455364.86	339.11	661.93
1977 AGO	231060.51	416211.62	449508.55	372.14	414.35
1977 SET	220096.54	460896.31	441680.22	359.57	130.30
1977 OUT	203250.56	398057.48	429902.08	298.27	247.4
1977 NOV	251111.18	387952.67	418988.88	248.03	522.78
1977 DEZ	240311.95	379803.37	415187.64	263.93	231.79
1978 JAN	234191.18	403584.61	435871.38	265.59	292.01
1978 FEV	222560.41	390456.86	421693.41	242.91	162.43
1978 MAR	196746.29	378156.24	408408.74	219.05	259.62
1978 ABR	184348.42	365649.76	394901.74	200.72	181.40
1978 MAI	181549.27	354242.48	382581.88	188.40	209.88
1978 JUN	182414.06	341848.31	369176.18	185.35	188.11
1978 JUL	169741.73	332645.75	359257.41	189.72	132.11
1978 AGO	177619.24	323925.66	349839.71	161.71	115.58
1978 SET	175230.32	315888.40	341159.48	167.91	129.77
1978 OUT	165670.79	307113.73	331682.83	174.07	182.07
1978 NOV	158288.07	298813.36	322318.42	181.76	244.46
1978 DEZ	152278.48	294415.96	317969.24	170.54	240.33

Continua... .

## QUADRO 1B, cont.

1979 JAN	150846.75	312259.96	337240.75	165.70	161.32
1979 FEV	154565.24	301071.49	325157.21	144.71	70.83
1979 MAR	156945.70	327688.83	354421.34	145.43	39.06
1971 ABR	160821.88	315825.91	341590.66	152.30	206.85
1979 MAI	171300.03	308502.42	333669.72	170.66	194.99
1979 JUN	207174.38	357174.64	385748.61	179.86	155.86
1979 JUL	194045.73	382450.60	413061.70	217.32	106.46
1979 AGO	168716.12	399515.98	431505.70	228.41	136.59
1979 SET	160865.65	370898.44	400596.71	239.83	202.13
1979 OUT	150151.52	352461.48	380683.49	257.66	171.36
1979 NOV	150556.06	333777.14	360503.06	262.34	272.29
1979 DEZ	149730.69	311085.57	335994.56	266.25	283.27
1980 JAN	147181.51	292600.03	292800.03	210.78	163.99
1980 FEV	112159.12	280987.68	280987.68	205.47	125.22
1980 MAR	184222.97	263667.17	263667.17	217.56	81.93
1980 ABR	190607.09	249460.06	249460.06	224.63	178.78
1980 MAI	197112.67	234449.36	234449.36	220.80	157.84
1980 JUN	175842.92	247066.69	265980.88	195.10	187.93
1980 JUL	152586.28	254360.93	274709.80	190.40	187.32
1980 AGO	152187.11	237860.86	256911.33	190.62	202.98
1980 SET	151192.27	225981.33	244059.84	160.45	221.55
1980 OUT	138744.38	242902.63	262394.81	175.71	170.53
1980 NOV	128622.14	225832.22	243954.56	152.08	146.56
1980 DEZ	125852.54	213264.76	241700.06	140.04	480.99
1981 JAN	132763.88	210016.37	226817.68	136.09	109.81
1981 FEV	123801.44	193588.03	270567.74	136.46	178.95
1981 MAR	97167.23	233371.07	252040.76	137.26	448.27
1981 ABR	107065.94	221238.32	238937.39	132.41	133.14
1981 MAI	101251.17	208342.23	225009.61	128.15	133.36
1981 JUN	95852.56	199441.02	215396.30	119.69	191.52
1981 JUL	97391.68	194536.04	210083.04	98.31	181.92
1981 AGO	100832.01	221286.11	239038.15	89.78	81.45
1981 SET	97624.51	234637.32	253869.88	89.79	147.79
1981 OUT	96159.13	224854.59	243285.29	91.85	176.59
1981 NOV	101931.54	213524.18	231026.16	86.39	302.09
1981 DEZ	112083.20	242803.84	222570.19	93.37	231.44
1982 JAN	111785.50	267143.02	368035.52	118.07	395.10
1982 FEV	110655.75	277332.21	356315.48	120.30	104.45
1982 MAR	108338.85	259258.24	333094.09	121.43	82.20
1982 ABR	111954.48	254434.04	315414.10	125.48	166.30
1982 MAI	115605.12	268000.45	346765.84	130.51	207.09
1982 JUN	118142.02	285775.71	366967.20	136.31	184.59
1982 JUL	109876.91	285450.73	346000.89	133.89	108.07
1982 AGO	106646.94	269802.52	339297.11	124.93	147.76
1982 SET	105503.49	280275.25	331259.41	125.37	121.52
1982 OUT	109107.00	264581.65	351144.64	121.97	198.88
1982 NOV	115675.68	272058.59	334427.75	128.12	375.93
1982 DEZ	124639.15	273198.66	371469.12	121.95	188.88
1983 JAN	117477.42	284906.35	371616.98	140.22	139.46
1983 FEV	124204.01	30031.69	382889.27	144.54	56.73
1983 MAR	120052.81	285749.90	361731.85	134.36	117.96
1981 ABR	112027.51	275705.45	362770.33	123.32	189.66
1983 MAI	103172.08	258383.50	346097.90	122.18	198.30
1983 JUN	99211.23	240219.74	323800.83	131.77	362.05
1983 JUL	88661.66	236945.80	308742.12	132.77	120.07
1983 AGO	90350.01	241878.94	300932.99	131.36	16.67
1983 SET	89814.74	219181.62	282153.30	139.31	152.31
1983 OUT	91207.50	20344.57	269373.57	131.88	345.14
1983 NOV	87981.45	197383.05	252276.56	140.17	269.12
1983 DEZ	100113.63	194043.87	260607.32	132.70	167.56

Continua...

## QUADRO 1B, cont.

1984 JAN	101233.54	206170.79	<b>226637.31</b>	163.68	54.55
1984 FEV	97011.43	210522.07	225848.78	166.03	116.22
1984 MAR	99531.65	213136.86	226957.41	156.83	85.83
1984 ABR	103921.94	207376.51	228114.16	144.68	178.55
1984 MAI	107640.62	237448.35	261091.85	142.04	139.42
1984 JUN	122908.88	217344.19	238985.86	145.03	122.20
1984 JUL	127103.26	266236.69	294261.60	150.54	<b>205.22</b>
1984 AGO	122214.71	<b>270564.26</b>	<b>297620.69</b>	153.31	140.39
1984 SET	128886.39	<b>275095.65</b>	302605.21	150.69	125.43
1984 OUT	127032.31	254742.94	280196.87	127.07	306.08
1984 NOV	133844.25	241297.72	<b>265390.43</b>	137.12	217.68
1984 DEZ	142921.25	261898.99	288055.35	135.29	119.32
1985 JAN	180455.85	<b>416806.06</b>	<b>458486.67</b>	140.80	195.12
1985 FEV	200437.45	<b>437812.73</b>	481594.00	163.13	180.70
1985 MAR	193285.13	<b>388448.56</b>	427293.42	168.86	133.87
1985 ABR	190033.61	<b>375497.68</b>	<b>409626.97</b>	157.48	157.94
1985 MAI	178684.32	360626.54	<b>392373.29</b>	141.57	118.09
1985 JUN	144030.19	<b>342264.63</b>	374319.70	125.49	<b>159.87</b>
1985 JUL	134329.56	<b>327668.14</b>	<b>353306.19</b>	116.70	115.29
1985 AGO	128946.40	287607.03	309921.37	122.01	121.79
1985 SET	130977.76	263538.74	283985.71	124.70	<b>356.77</b>
1985 OUT	192982.60	264591.90	285425.91	<b>123.65</b>	130.48
1985 NOV	<b>243607.56</b>	371323.09	407798.40	117.82	256.28
1985 DEZ	396713.11	<b>667652.73</b>	724552.16	133.12	131.05
1986 JAN	442986.06	902248.11	<b>974886.73</b>	180.69	176.56
1986 FEV	<b>393450.24</b>	707860.20	765346.13	299.17	133.86
1986 MAR	402784.42	<b>599037.61</b>	<b>647002.63</b>	310.43	210.02
1986 ABR	<b>341558.44</b>	602544.42	<b>650790.23</b>	<b>306.92</b>	516.35
1986 MAI	336481.25	<b>600623.25</b>	648715.24	306.02	235.21
1986 JUN	307571.96	<b>517466.27</b>	645305.48	<b>269.60</b>	178.20
1986 JUL	<b>299598.83</b>	573712.01	641250.61	197.01	<b>283.68</b>
1986 AGO	<b>328358.14</b>	585907.42	632821.11	177.21	137.93
1986 SET	337754.86	579575.46	<b>625982.15</b>	211.75	159.92
1986 OUT	<b>302438.75</b>	571649.86	617421.95	211.48	245.84
1986 NOV	282804.90	557950.16	<b>602625.30</b>	204.20	244.58
1986 DEZ	<b>209439.01</b>	518741.60	560277.31	<b>192.79</b>	127.57
1987 JAN	<b>158809.76</b>	463006.34	<b>500079.33</b>	140.08	<b>148.63</b>
1987 FEV	132637.45	<b>405766.82</b>	<b>438756.62</b>	<b>132.35</b>	133.24
1987 MAR	114689.31	<b>352852.45</b>	381105.40	130.86	138.67
1987 ABR	<b>108013.54</b>	<b>293847.55</b>	317375.96	127.23	160.10
1987 MAI	105605.44	282683.02	<b>323066.31</b>	116.25	113.03
1987 JUN	<b>76863.90</b>	<b>245968.66</b>	<b>263079.52</b>	116.44	102.96
1987 JUL	69695.77	<b>224974.77</b>	<b>244537.79</b>	124.02	117.52
1987 AGO	<b>69882.56</b>	217162.90	<b>237755.93</b>	<b>99.78</b>	96.33
1987 SET	68427.84	<b>204509.37</b>	<b>223573.81</b>	102.58	61.16
1987 OUT	<b>70352.15</b>	183997.41	<b>202705.01</b>	<b>98.95</b>	<b>274.24</b>
1987 NOV	69070.74	177064.49	262221.26	124.43	150.62
1987 DEZ	<b>65207.75</b>	<b>166920.39</b>	<b>191605.80</b>	127.46	<b>373.73</b>
1988 JAN	67187.11	181437.79	<b>219037.44</b>	129.53	<b>77.64</b>
1988 FEV	83993.78	<b>226434.49</b>	259980.34	136.55	146.39
1988 MAR	82874.24	231374.22	262602.64	139.70	<b>328.61</b>
1988 ABR	<b>79562.36</b>	<b>232388.01</b>	259519.61	139.51	163.72
1988 MAI	75676.21	<b>238868.16</b>	<b>276376.38</b>	<b>138.20</b>	101.2
1988 JUN	<b>90839.75</b>	245984.51	<b>277744.86</b>	136.61	153.88
1988 JUL	<b>87594.98</b>	<b>248688.45</b>	<b>285655.65</b>	135.71	98.63
1988 AGO	88260.3	<b>237908.46</b>	273458.00	132.47	125.52
1988 SET	87707.47	<b>265285.65</b>	304426.16	125.47	<b>456.20</b>
1988 OUT	<b>87853.95</b>	<b>272694.96</b>	<b>315303.55</b>	128.54	101.96
1988 NOV	95163.62	269564.07	311650.16	131.36	190.31
1988 DEZ	<b>131678.90</b>	<b>266603.77</b>	301737.60	128.33	179.52

Continua..



## QUADRO 1B, cont.

---

1989 JAN	116698.30	268603.84	352629.89	134.72	105.79
1989 FEV	99635.04	276072.89	317429.63	142.46	131.58
1989 MAR	85410.00	274033.53	306501.95	138.91	106.31
1989 ABR	15466.40	260563.44	291435.94	136.37	194.67
1989 MAI	128911.02	290220.92	323076.12	137.68	107.18
1989 JUN	109231.05	252271.04	278189.29	135.80	138.94
1989 JUL	70803.72	200192.81	218676.96	93.70	172.27
1989 AGO	53169.88	205446.17	229548.79	75.03	101.25
1981 SET	55920.07	165240.29	191513.50	70.44	103.50
1989 OUT	45905.20	165597.02	191737.69	69.70	111.56
1989 NOV	51086.62	184220.79	218490.62	66.86	95.00
1989 DEZ	57683.08	222486.76	216315.82	66.19	124.31
1990 JAN	60973.88	209753.85	181786.67	66.65	76.83
1990 FEV	71461.64	190783.82	146300.45	65.96	85.57
1990 MAR	63632.39	196132.53	127691.78	67.42	93.30
1990 ABR	65989.07	192427.81	239521.40	69.43	92.99
1990 MAI	62280.75	182550.40	219543.47	72.63	116.31
1990 JUN	57350.60	167490.35	201431.55	74.48	82.66
1990 JUL	52464.32	148251.12	178293.59	78.12	88.67
1990 AGO	61919.50	135472.91	157879.68	81.04	91.25
1990 SET	56574.06	143802.09	173936.60	86.47	147.99
1990 OUT	50490.79	145492.72	188073.51	88.37	n.d.
1990 NOV	48013.93	143228.42	166208.41	88.60	n.d.
1990 DEZ	49863.62	146632.16	179273.94	83.68	n.d.

---

1) não disponível.

Fonte: Citada anteriormente no início do Apêndice B.

## APENDICE C

### Teste Estatístico "h" de Durbin

Em modelos autorregressivos como

$$Y_t = b_1 + b_2 + b_3 Y_{t-1} + u_t$$

a usual estatística  $d$  de Durbin-Watson não é aplicada para detectar a autocorrelação. Para esses modelos, Durbin sugeriu trocar a estatística  $d$  por  $h$ , definido como

$$h = d' \left[ n / (1 - n \cdot \text{var}(b_3)) \right]^{1/2}$$

em que  $n$  é o tamanho da população;  $d'$  é o estimador de autocorrelação do coeficiente  $d$  e  $\text{var}(b_3)$  é a variância do estimador de  $b_3$ , o coeficiente da variável endógena defasada.

Durbin também mostra que em grandes amostras, com hipótese de nulidade que é verdadeira  $d = 0$ ,  $h$  é distribuído como

$$h \underset{\sim}{\sim} N(0, 1)$$

isto é, a estatística segue a distribuição normal de

probabilidade, com média zero e variância unitária. Portanto, pode-se rejeitar a hipótese de nulidade que  $d=0$ , se a estatística  $h$  calculada excede o valor crítico de  $h$ . Se, por exemplo, o nível de significância é 5%, o valor crítico de  $h$  é  $-1,96$  ou  $1,946$ . Assim, se  $h$  calculado excede  $\pm 1,96$ , pode-se rejeitar a hipótese de nulidade; se, ao contrário, não exceder ao valor crítico, não se pode rejeitar a hipótese de nulidade de ausência de autocorrelação de primeira ordem.

#### Período Necessário para Ajustamento Total

O tempo suficiente para o pleno ajustamento da oferta ou demanda é dado pela seguinte expressão (KDYCK, 1954):

$$(1 - B)^t = 1 - Z$$

onde  $B$  é a elasticidade de ajustamento e  $t$  é o período de tempo necessário para o total ajustamento e  $Z$  representa a proporção do nível de demanda (ou oferta) a ser alcançado no longo prazo. O pleno ajustamento é arbitrariamente definido como um ajustamento igual ou maior que 95%, dentro de  $t$  períodos.