

44099

MFU31064

**JOSÉ MARCOS CARVALHO DE MESQUITA**

**FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE CAFÉ**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração Rural, área de concentração em Administração Rural e Desenvolvimento, para obtenção do título de "Mestre".

Orientador

Prof. José Mário Patto Guimarães

LAVRAS

CERAIAS

1998

~~BIBLIOTECA CENTRAL~~

~~CLAS~~

~~1355-17373~~

~~MES~~  
~~João~~

~~M.S. TAVARES~~

~~D.A. A.~~



Ficha Catalográfica Preparada pela Divisao de Processos Técnicos da  
Biblioteca Central da UFLA

Mesquita, José Marcos Carvalho de  
Formação de preços no mercado de café / José Marcos Carvalho de  
Mesquita. – Lavras : UFLA, 1998.  
73 p. : il.

Orientador: José Mário Patto Guimarães.  
Dissertação ( Mestrado) – UFLA.  
Bibliografia.

1. Mercado de Café. 2. Preço. 3. Causalidade na transmissão de preço. 4.  
Café – Comercialização. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD-338.19373

**JOSÉ MARCOS CARVALHO DE MESQUITA**

**FORMAÇÃO DE PREÇOS NO MERCADO DE CAFÉ**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Administração Rural, área de concentração em Administração Rural e Desenvolvimento, para obtenção do título de “Mestre”.

**APROVADA em**

**Prof. Antônio João dos Reis**                      **UFLA**

**Prof. Ricardo Pereira Reis**                      **UFLA**

  
**Prof. José Mário Patto Guimarães**

**UFLA**

**Orientador**

**LAVRAS**

**MINAS GERAIS - BRASIL**

## **AGRADECIMENTOS**

O autor apresenta seus sinceros agradecimentos às seguintes pessoas e instituições que colaboraram para que este trabalho pudesse ser desenvolvido:

- à Universidade Federal de Lavras, pela oportunidade que lhe foi concedida;
- aos professores e servidores técnico-administrativos do Departamento de Administração e Economia;
- ao professor orientador e aos professores integrantes da banca examinadora, pela dedicação e valorosas sugestões;
- ao professor Ruben Delly Veiga, membro do comitê de orientação, pela colaboração no desenvolvimento do trabalho;
- às instituições de fomento à pesquisa, CAPES e CNPQ, pelo auxílio financeiro;
- às instituições que colaboraram no fornecimento de dados: BM&F, COCATREL, COCCAMIG, Coffee Business, OIC e UNICOOP;
- aos colegas de turma e de mestrado, pela feliz convivência;
- aos amigos e familiares, pelo apoio e compreensão.

# SUMÁRIO

	Página
RESUMO .....	i
ABSTRACT .....	iii
1 INTRODUÇÃO .....	1
1.1 Mercado de café .....	5
1.2 Importância da cafeicultura .....	15
1.3 Objetivos .....	18
2 REFERENCIAL TEÓRICO .....	19
2.1 Modelo de formação de preços .....	19
2.1.1 Formação de preços em concorrência perfeita .....	19
2.1.2 Formação de preços em mercados imperfeitos .....	26
2.2 Causalidade na transmissão de preços .....	29
3 METODOLOGIA .....	33
3.1 Modelo de formação de preços .....	33
3.2 Causalidade na transmissão de preços .....	36
3.3 Elasticidade na transmissão de preços .....	41
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	43
4.1 Modelo de formação de preços .....	43
4.2 Causalidade na transmissão de preços .....	46
4.3 Elasticidade na transmissão de preços .....	51
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	53
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	54
7 ANEXOS.....	59

## RESUMO

MESQUITA, José Marcos Carvalho de. **Formação de Preços no Mercado de Café**. Lavras: UFLA, 1998. 73p. (Dissertação – Mestrado em Administração Rural)\*

Partindo-se da constatação de que o preço do café pago ao produtor apresentou, nos últimos anos, variações elevadas, bastante superiores às variações apresentadas pelas quantidades ofertada e demandada, procurou-se testar no presente trabalho se o mercado de café opera próximo de um modelo concorrencial, ou se tem sofrido algum tipo de manipulação imposta por qualquer dos agentes que nele atuam. Buscou-se estimar um modelo estatístico que pudesse representar significativamente o processo de formação de preços neste mercado específico, ao mesmo tempo em que testou-se a existência de causalidade na transmissão de preços entre a *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange*, sediada em *New York*, e o mercado do produtor brasileiro. A teoria econômica afirma que em um mercado de concorrência perfeita o ajuste entre oferta e demanda vai determinar o preço de equilíbrio, ao passo que se prevalecerem condições de mercado imperfeito, monopsonio por exemplo, algum tipo de manipulação pode surgir. Duas características destacam-se no mercado de café: uma diz respeito à estrutura oligopsônica, tendo em vista o grande número de produtores rurais e o número significativamente menor de compradores intermediários, representados pelas indústrias de torrefação, moagem, solúvel e também exportadores; uma outra refere-se à grande participação da *commodity* em transações efetuadas nas bolsas de mercadorias e futuros, ressaltando-se que essas negociações são praticadas com maior

intensidade e frequência por agentes do mercado financeiro, sem grande interesse na *commodity* propriamente dita. Utilizou-se o procedimento dos Mínimos Quadrados Ordinários para estimar uma função que representasse o modelo de formação de preços. No caso da transmissão de preços, adotou-se um teste de causalidade específico para essa finalidade, tendo sido feitos três testes: um para a série histórica completa e outros dois para subperíodos que apresentaram características distintas. O resultado do modelo de formação de preços indica que as variáveis oferta e demanda mundiais são importantes na determinação do preço pago ao produtor brasileiro. Com relação ao teste de causalidade, os resultados indicam ausência de causalidade entre a bolsa de *New York* e o mercado brasileiro no período total e no segundo subperíodo, enquanto que no primeiro subperíodo constatou-se causalidade no sentido mercado brasileiro para a bolsa. De acordo com esses resultados, pode-se concluir que não foi identificada nenhuma forma de manipulação de preços.

\*Comitê Orientador: José Mário Patto Guimarães – UFLA (Orientador),  
Antônio João dos Reis – UFLA e Ruben Delly Veiga - UFLA.

## ABSTRACT

Mesquita, José Marcos Carvalho de. **Price Formation in Coffee Market.**  
Lavras: UFLA, 1998. 73 p. (Dissertation – Master Program in Rural  
Management).\*

Based on the evidences of prices variations paid to coffee producers which varied quite high in these past years, the present research was conducted to verify if coffee market operates close to the competitive model or if it has endured any manipulative action imposed by any agent that plays a role on it. It was searched a statistical model that could represent significantly the process of price formation in this distinct market, at the same time that it was tested the existence of a price transmission causality between the Coffee, Sugar and Cocoa, New York, and Brazilian market of producer. The economical theory states that in a perfect competitive market the adjustment between supply and demand will determine the equilibrium price, and on the other hand, if it prevails the conditions of imperfect market, a monopsony for example, any type of manipulation can exist. It can be pointed out two characteristics in the coffee market: the oligopsonistic structure which is related to a great number of rural producers and a small number of intermediary buyers, represented by industries of toasting and grinding coffee, as well as exporters; the other is the great partnership of the commodity in transactions of the market and future exchange, done by the agents of the financial market. The procedures used were the Ordinary Least Squares objectiving to estimate a function that could represent the price formation. In the case of price transmission, it was used a causality test which is specific for this purpose. Three tests were done: one for a complete

historical serie and two others for the subperiods which presented distinctive characteristics. The results for the price formation model indicate that the variables world supply and demand are important to determine the price paid to brazilian producer. Regarding to the causality test, the results indicate absence of causality between the New York market and the Brazilian market in the total period and second subperiod, while in the first subperiod it was verified causality towards Brazilian market for the stock exchange. According to these results it was concluded that no configuration of prices manipulation was identified.

**\*Guidance Committee: José Mário Patto Guimarães – UFLA (Major Professor),  
Antônio João dos Reis – UFLA e Ruben Delly Veiga – UFLA.**

## 1 INTRODUÇÃO

Diversas são as características peculiares apresentadas pela atividade agropecuária e, dentre elas, destaca-se a grande variabilidade dos preços dos produtos agrícolas. Na maioria dos casos, essas flutuações podem ser creditadas a choques de oferta, muitas vezes provocados por adversidades climáticas ou diminuição da área plantada, em caso de redução, e plantio excessivo aliado a clima favorável, quando ocorre super oferta.

Grandes variações na quantidade ofertada e conseqüentemente no nível de preços acarretam sérios problemas para os agentes envolvidos naquele mercado específico. Primeiramente, porque podem provocar transferência de renda de um setor para outro, considerando-se os diversos segmentos existentes no sistema de comercialização como produtores, atacadistas, varejistas e consumidores. Isto se explica na medida em que variações de preços nem sempre são acompanhadas na mesma proporção por variações de custos. Exemplificando, se há excesso de oferta de um determinado produto, o preço ao produtor tende a cair, podendo ficar abaixo do custo de produção. A parcela correspondente à perda do produtor vai ser apropriada por outro segmento, que poderá ser o atacadista, o varejista ou o consumidor, dependendo de como se comportar a negociação de preços entre eles. Em segundo lugar, porque dificultam ou até mesmo inviabilizam qualquer planejamento de médio e longo prazo, trazendo incertezas quanto à intenção de plantio, quanto à negociação de contratos futuros e quanto à programação da produção industrial.

Especificamente com relação ao produtor rural, o problema reside numa possível diferença entre o preço na época do plantio e o preço na época da colheita. Além disso, o abastecimento torna-se instável, podendo afetar o bem

estar dos consumidores, provocando também flutuações nos indicadores de custo de vida.

Segundo Barros (1987), Brandt (1980), Marques e Aguiar (1993) e Reis (1996), os movimentos de preços dos produtos agrícolas podem ser classificados da seguinte maneira :

- tendência ( secular ): movimento contínuo numa direção que pode ser observado num período longo de tempo, tendo como causas diversos fatores, desde avanços tecnológicos até mudanças de hábitos de consumidores.

- variações cíclicas: apresentam a característica de se repetirem frequentemente, podendo ser anuais ou plurianuais. As variações anuais ocorrem quando há discrepância entre quantidade ofertada e quantidade demandada num determinado momento, gerando oscilações de preços que tendem a provocar variações na oferta do período seguinte, sempre em sentido contrário ao desequilíbrio ocorrido no período imediatamente anterior. Já as variações plurianuais ocorrem de forma semelhante e são comuns em culturas perenes. Por exemplo, dada uma situação extrema, com escassez de oferta e preços muito elevados, haverá incentivos para novos investimentos no setor. Como o prazo necessário para a maturação dos novos investimentos é sempre superior a um ano, o crescimento da oferta e a redução de preços demandará o mesmo período, ocorrendo de forma gradativa. Raciocínio semelhante pode ser feito para situações de oferta abundante e preços baixos.

- variações sazonais (estacionais): associadas às estações do ano, guardam relação direta com os fenômenos de safra e entressafra, sendo provocadas por pressões de oferta ou demanda em períodos específicos.

Brandt (1980) e Reis (1996) acrescentam ainda as variações irregulares, que são imprevisíveis, e as variações de curto-prazo, que apresentam correção automática.

Cada uma dessas variações tem um mecanismo próprio de influenciar o nível de preços. Com relação às variações sazonais, o principal problema diz respeito à variação de preços, tão comum em períodos em que há pressões de oferta ou demanda, ou seja, dada uma situação de desequilíbrio, quando, por exemplo, a oferta supera a demanda, o preço pago ao produtor tende a sofrer reduções, às vezes alcançando níveis insuficientes para cobrir os custos de produção. Esse tipo de situação muitas vezes ocorre devido à descapitalização do produtor rural, que se vê obrigado a vender sua safra, ou parte dela, para conseguir o volume de capital de giro que lhe permita o bom andamento dos negócios e também por causa da perecibilidade do produto em questão, que não pode ser armazenado, ou o custo de armazenagem é de tal maneira elevado que inviabiliza o processo, impondo a necessidade de venda imediata. Na entressafra é comum a ocorrência de elevações de preço.

Um desequilíbrio como este pode dar início a uma variação cíclica anual, ou seja, caso ocorra uma abundância de oferta em relação à demanda, os preços provavelmente se reduzirão, inibindo o plantio da próxima safra. Este fato, por sua vez, pode provocar fenômeno contrário na safra seguinte, com a demanda superando a oferta, provocando elevações no nível de preços, caracterizando, desta maneira, a variação anual. Há que se ressaltar que o processo não tende necessariamente ao infinito, devendo ou podendo se estancar quando houver equilíbrio entre oferta e demanda.

Com relação às variações irregulares, estas podem se originar de diversos fatores como adversidades climáticas, sendo, portanto, de ocorrência imprevisível, assim como é difícil a mensuração ou previsão de suas consequências. Na maioria dos casos, o desequilíbrio provocado por uma variação irregular será tanto maior quanto for o período requerido para um novo ajuste, isto é, as culturas de ciclo longo serão atingidas de forma mais acentuada que as de ciclo curto.

As variações de tendência, por ocorrerem num período de tempo longo, permitem que se faça um ajuste gradual e as de curto-prazo, que apresentam correção automática, não acarretam problemas como as demais.

Tendo em vista os diversos tipos de variações possíveis, torna-se fácil compreender a dificuldade de ajuste entre oferta e demanda e, conseqüentemente, no nível de preços na atividade agropecuária.

Segundo o modelo de ajustamento parcial de Nerlove, citado por Barros (1987), Marques e Aguiar (1993) e Silvestrini Júnior (1994), variações de preços tendem a provocar duas variações de oferta, uma de curto e outra de longo prazo.

No curto prazo, somente os insumos variáveis podem sofrer modificações e, conseqüentemente, a variação na oferta é limitada. Como a variação dos recursos fixos utilizados demandará um período de tempo superior ao curto prazo, a produção desejada, dado aquele nível de preços, somente poderá ser integralmente alcançada num período de tempo que permita um reordenamento dos fatores de produção.

Segundo Brandt (1980) e Marques e Aguiar (1993), a velocidade do ajuste dependerá substancialmente da elasticidade-preço da oferta, sendo a oferta de longo prazo normalmente bem mais elástica se comparada a de curto prazo, devendo também ser ressaltado que a oferta de produtos agrícolas apresenta baixos coeficientes de elasticidade-preço (inelásticas).

Considerando a dificuldade de ajuste determinada em parte pelo tempo necessário para que um novo equilíbrio seja alcançado e também devido às flutuações de preços verificadas entre os períodos de safra e entressafra, surge um dos maiores problemas da agricultura com relação ao nível de preços, qual seja, a instabilidade da renda do setor agrícola. Esta constatação torna possível a ocorrência tanto de lucros como de prejuízos, gerando um clima de incerteza que refletirá diretamente sobre os níveis de produção e abastecimento.

Uma das consequências óbvias é o surgimento de um processo de transferência de renda entre setores, na medida em que variações de preços e de custos nem sempre acontecem na mesma proporção. Segundo Aguiar (1990), Barros (1987) e Marques e Aguiar (1993), citando os modelos de Gardner (1975) e Heien (1980), a determinação dos setores que se beneficiarão num processo deste tipo dependerá de vários fatores, tais como estrutura de mercado, elasticidade-preço da oferta e demanda e também elasticidade de transmissão de preços entre os setores envolvidos.

Normalmente os setores que apresentam maior concentração têm melhores condições de repassar custos, assumindo as maiores perdas os setores mais pulverizados, em geral produtores rurais e consumidores. Barros (1987, p. 90) define assim o problema :

“Sem dúvida, este é de longe o efeito mais perverso da ausência de competição, na medida em que deprime substancialmente a renda dos agricultores, reduz os níveis de abastecimento e eleva os preços aos consumidores”.

Estudo apresentado por Reis (1996), analisando o mercado de milho no estado de Minas Gerais, confirma este fato mostrando que a margem de comercialização do atacado mostrou-se mais estável durante o período analisado.

## **1.1 Mercado de café**

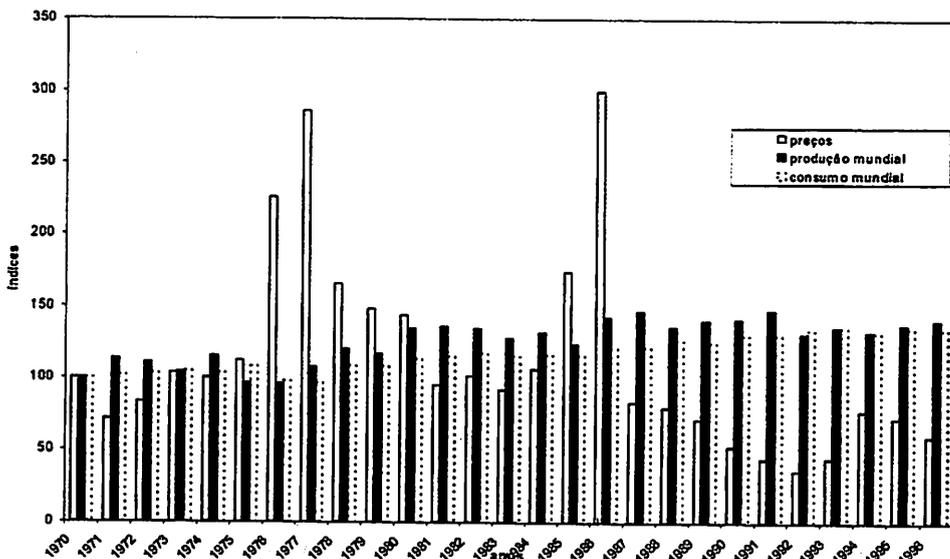
Mercado pode ser definido, segundo Barros (1987), Brandt (1980), Marques e Aguiar (1993) e Reis (1996), como o local onde atuam as forças de oferta e demanda, ocorrendo as transações de bens e serviços. O termo local é um tanto quanto abstrato, assumindo vários significados. Pode ser entendido como o espaço específico, por exemplo uma central de abastecimento, uma

região, o mercado de flores de Barbacena ou ainda o mercado de um produto específico, como é o caso do café.

No mercado de café, oscilações de preços manifestam-se de forma acentuada e cabe ressaltar, a título de ilustração, que os preços ao produtor variaram de R\$174,00 em abril de 1975 a R\$1.017,00 em março de 1977, de R\$852,00 em janeiro de 1986 a R\$125,00 em dezembro de 1987 e de R\$64,00 em setembro de 1992 a R\$238,00 em julho de 1994, valores referentes a saca de 60 kg de café verde beneficiado, fornecidos pelo Instituto Brasileiro do Café e Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Estado de Agricultura de São Paulo, obtidos em Silvestrini Júnior (1994), e também Preços Agrícolas (1992-1997), deflacionados para dez/96 pelo IGP-DI, FGV (Conjuntura Econômica, 1971-1997).

A Figura 1 apresenta os índices de preço do café recebido pelo produtor brasileiro, assim como os índices de produção e consumo mundiais, para o período de 1970/96, tomando-se como base o primeiro ano da série. Os dados encontram-se no Anexo A.

A análise dos dados apresentados na Figura 1 mostra com bastante clareza a volatilidade do mercado nos últimos anos, podendo-se observar que as variações nos preços têm sido mais acentuadas que as variações na produção e consumo. Deve-se ressaltar que as maiores elevações de preços ocorreram após adversidades climáticas de grandes proporções no Brasil, como a geada de 1975, a geada e a prolongada estiagem de 1985 e a geada de 1994.



**FIGURA 1** Mercado de café – índices de preços ao produtor brasileiro, produção e consumo mundiais - 1970/96.

Fonte: Silvestrini Júnior (1994), Preços Agrícolas (1992–1997), *International Coffee Organization* (1997). Dados trabalhados pelo autor.

Considerando que o volume colhido na safra afetada por qualquer tipo de adversidade não foi reduzido, havendo apenas a previsão de queda no volume a ser colhido na safra subsequente, imagina-se que a simples expectativa de problemas no abastecimento pode gerar elevações de preços.

Os períodos de maior variabilidade nos preços correspondem aos períodos sem mecanismos de regulação entre oferta e demanda impostos pelo Acordo Internacional do Café (AIC) e, certamente, essa volatilidade é um dos fatores que explicam as diversas formas de intervenção que ocorreram ao longo dos tempos.

Segundo Bacha (1992) e Mendes (1996), a primeira grande intervenção interna foi o “Convênio de Taubaté”, em fevereiro de 1906, firmado pelos

governos dos maiores estados produtores, São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro, quando se comprou grande parte da safra e proibiu-se novos plantios. Seguiram-se a essa as políticas de valorização do produto adotadas em 1917 e 1921, patrocinadas pelo governo de São Paulo em comum acordo com o governo federal, a criação do Instituto Paulista do Café em 1924, a queima de estoques entre 1932 e 1944, a criação do Instituto Brasileiro do Café (IBC) em 1952, a erradicação de lavouras no princípio da década de 60, o plano de renovação e revigoramento de cafezais em 1970, além de outras medidas de menor impacto, em períodos específicos, como fixação de preço mínimo de garantia e taxa de câmbio flexível, formação de estoques reguladores, fixação de registro mínimo de embarque, cotas de exportação e ainda política de contingenciamento.

Todas essas medidas objetivaram primordialmente sustentar a política econômica do país, seja em termos de incentivos à industrialização, seja em termos de manutenção da taxa de câmbio, sendo a cafeicultura beneficiada de forma indireta, devido a sua grande importância para a economia do país (Bacha, 1992 ; Moricochi e Martin ,1994).

Em âmbito internacional também ocorreram diversas formas de intervenção, sendo a primeira o Convênio Internacional do Café, firmado em Washington em 1940. Após essa, seguiram-se o Convênio da Cidade do México em 1957, o Convênio Latino-Americano em 1958 e o Convênio Internacional do Café, em 1959, os quais procuraram estabelecer mecanismos de regulação entre oferta e demanda. Em 1962, criou-se a Organização Internacional do Café (OIC), com sede em Londres, congregando países produtores e consumidores e, em 1963, firmou-se o primeiro Acordo Internacional do Café (AIC), vigorando até 1972, sendo estabelecidas cotas de exportação e importação aos países membros, bem como uma tabela flexível de preços, dentro da qual as transações deveriam se efetuar, estipulando-se também aumentos ou reduções de cotas

sempre que o preço ultrapassasse os limites da média móvel. Outros acordos vigoraram entre setembro de 1980 e fevereiro de 1986 e entre outubro de 1987 e julho de 1989 (Bacha, 1992; Mendes, 1996; Secretaria, 1995).

Como as cláusulas econômicas do último acordo então vigente foram suspensas e até 1993 não haviam sido renovadas, criou-se neste mesmo ano, sob a liderança brasileira, a Associação dos Países Produtores de Café (APPC), com sede também em Londres, cuja principal orientação tem sido a de propor reduções de exportações sempre que uma tendência persistente de queda de preços seja identificada. Contudo, as cotações elevadas dos últimos anos têm limitado a atuação desse órgão.

Internamente, desde a extinção do IBC ocorrida em 1990, no princípio do governo Collor, o mercado tem operado praticamente livre de intervenções, exceção feita aos leilões praticados pelo governo federal para garantir o suprimento interno, procurando evitar a elevação de preços para o consumidor doméstico.

Segundo diversos autores, entre eles Bacha (1992), Moricochi e Martin (1994), Ponciano (1995) e Silvestrini Júnior (1994), os diversos mecanismos de intervenção no mercado cafeeiro tiveram como consequência uma forte elevação da oferta mundial, na medida em que mantiveram preços acima do que seria praticado em condições de mercado livre. Desta maneira, incentivaram novos plantios, inclusive em regiões pouco afeitas à atividade, e a consequência imediata para o Brasil foi a perda de parcela substancial do mercado mundial, tendo sua participação reduzida de 77%, no início do século, para algo em torno de 25%, atualmente.

O rompimento definitivo do AIC ocorrido em 1989 teve como uma de suas principais causas exatamente a negociação da cota brasileira, tendo havido pressões, principalmente por parte dos representantes norte-americanos, para

que a mesma fosse reduzida, hipótese totalmente descartada pela delegação brasileira.

Além disso, a aparente estabilidade nos períodos com AIC e a grande variabilidade com o mercado livre sugerem que acordos de preços como os implementados pela OIC podem funcionar para manutenção de um patamar mínimo de preços, em caso de oferta abundante, mas são ineficazes para manutenção de preços em patamares reduzidos em se tratando de frustração de safra, considerando que as maiores cotações tiveram lugar após sérias adversidades climáticas no Brasil.

Anteriormente afirmou-se que as variações de preços que acarretam maiores distúrbios podem ser de três tipos: sazonais, cíclicas e irregulares. A variação sazonal do mercado brasileiro de café está representada na Figura 2. Os índices foram calculados através do método da média geométrica móvel centralizada, de acordo com o procedimento descrito em Hoffmann (1991).

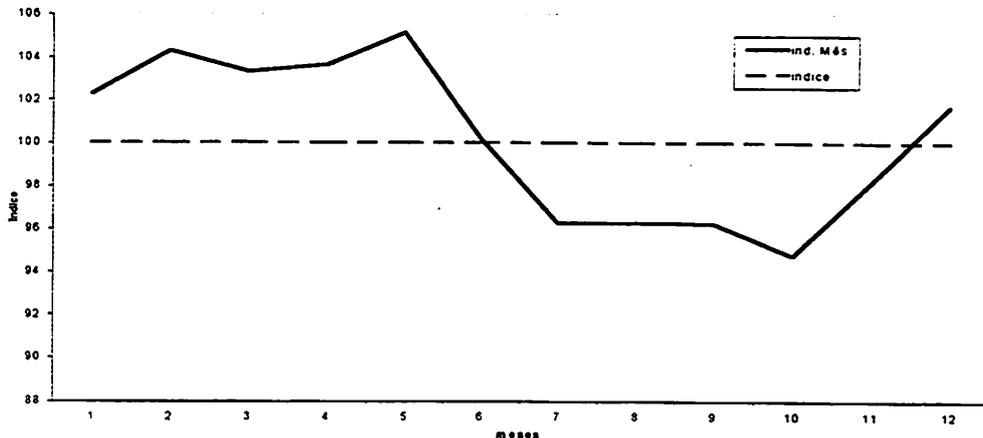


FIGURA 2 Variação estacional do preço do café pago ao produtor brasileiro – 1970/96.

Fonte: Silvestrini Júnior (1994), Preços Agrícolas (1992 – 1997).

Observa-se que os preços tendem a reduzir entre maio e outubro, quando a colheita está sendo efetuada nas lavouras brasileiras. O principal motivo para esse movimento refere-se à necessidade do produtor rural de obter recursos para o andamento da colheita, gerando pressões de oferta, já que o café, por suas características de pouca perecibilidade, não precisa ser imediatamente comercializado. Por se tratar de uma cultura perene, esse tipo de variação normalmente tem seu efeito apenas naquele momento, não gerando variações cíclicas, uma vez que baixos preços durante a colheita não significam baixos preços durante o restante do ano agrícola.

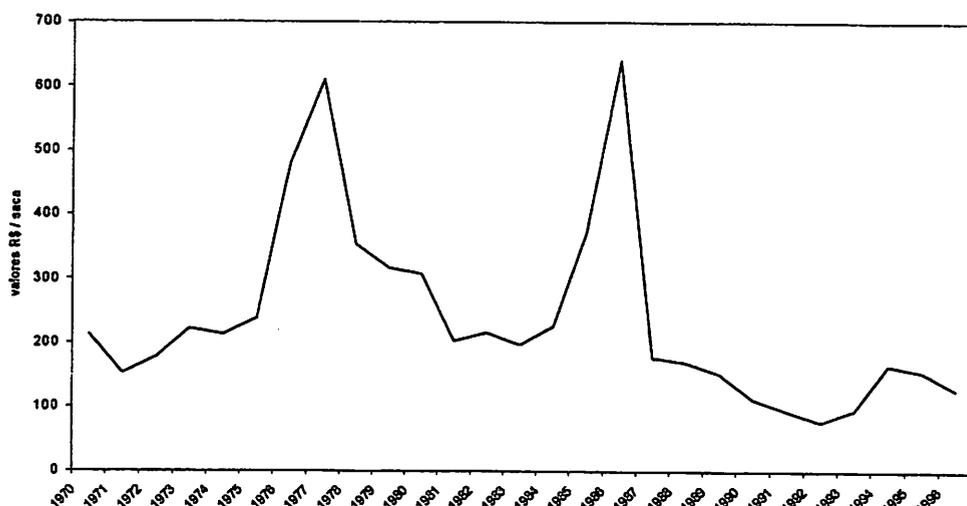
A bem da verdade, pode-se imaginar, dependendo do volume comercializado a preços pouco remuneradores, uma diminuição dos tratos culturais e redução na oferta da safra subsequente, mas esta é uma questão de difícil mensuração e transcende aos objetivos do presente estudo.

Por seu lado, as variações cíclicas plurianuais têm seus efeitos bastante ampliados. Como o tempo de maturação de novos investimentos gira em torno de 3 a 4 anos, uma elevação significativa de preços irá produzir seus efeitos em termos de acréscimo na oferta num período como esse e o mesmo pode-se dizer em casos de redução de oferta provocada por baixos preços. A Figura 3 mostra o movimento cíclico do preço do café de 1970 a 1996, preço pago ao produtor em R\$ por saca de 60 kg de café verde beneficiado, valores reais de dezembro de 1996 deflacionados pelo IGP-DI da FGV (Conjuntura Econômica, 1971–1997). Os dados encontram-se no Anexo A.

Pode-se observar que, após uma oscilação brusca nas cotações, tanto ascendente quanto descendente, seguem-se períodos de movimento de preços em sentido contrário, com duração variável entre 3 e 7 anos. Segundo Delfim Neto, citado em Moricochi, Martin e Vegro (1997), isto advém da própria natureza biológica do café, que demanda um longo período de tempo para alcançar um outro ajuste entre quantidade ofertada e demandada. Além disso,

a inelasticidade-preço da oferta é outro fator que contribui para a demora do ajuste, tanto em casos de aumento quanto para redução, já que o elevado valor do capital investido inibe a erradicação e o abandono de lavouras por parte dos produtores.

Estudo de Silvestrini Júnior (1994) aponta para um coeficiente de elasticidade-preço da oferta de 0,31, ou seja, dado um aumento de 10% no nível de preços espera-se um crescimento da oferta da ordem de 3,1%, *ceteris paribus*.



**FIGURA 3** Variação cíclica do preço do café pago ao produtor brasileiro - em R\$ por saca - 1970/96 - Preços constantes de dez/96.

Fonte: Silvestrini Júnior (1994), Preços Agrícolas (1992 – 1997).

Deve-se ressaltar que o início de uma variação cíclica plurianual muitas vezes é provocado por uma variação irregular como, por exemplo, uma geada de grandes proporções no Brasil. A elevação de preços tende a incentivar novos plantios e, conseqüentemente, promover o crescimento da oferta, criando um

quadro de super oferta num determinado momento futuro, quando fatalmente haverá problemas com a manutenção dos preços e comercialização de toda a safra, promovendo então queda abrupta nos preços, iniciando um novo ciclo em sentido oposto.

Outra característica importante diz respeito à estrutura de mercado. Segundo Barros (1987), Brandt (1980), Marques e Aguiar (1993), Ponciano (1995) e Reis (1996), esse conceito refere-se às características que influenciam a organização e a competição do mercado, entre elas o número e o tamanho das firmas, o grau de diferenciação dos produtos e a existência de barreiras à entrada de novas firmas.

Segundo dados citados por Ponciano (1995) e Secretaria (1995), somente no Brasil o café é produzido em mais de 300 mil propriedades rurais em 1700 municípios. O quadro se completa com existência de cerca de 1300 indústrias de torrefação e moagem, 40 delas de grande porte, e 450 empresas de exportação, das quais 40 são responsáveis por 90% das vendas externas. Em âmbito mundial, cinco grandes grupos são responsáveis por 80% das importações.

Esses valores mostram uma imperfeição do mercado, na medida em que o elevado número de produtores, considerados tomadores de preços, e a concentração do lado da demanda (comerciantes e industriais), empresta ao mercado um caráter oligopsônico que pode traduzir-se ou não em poder de mercado em benefício do lado mais concentrado.

Concentração também pode ser observada em relação aos países produtores e consumidores. Brasil e Colômbia são responsáveis por cerca de 83% e 89,5% das exportações de café arábica não lavado e arábica suave, respectivamente, e conjuntamente por 50% da produção de café arábica, enquanto que Estados Unidos, Alemanha, França, Itália e Japão respondem por 70% das importações.

Entretanto, essa concentração não transfere, necessariamente, poder de mercado ao setor intermediário que adquire a matéria-prima café verde, traduzido em capacidade de determinação de preços e, segundo afirmam Tomek e Robinson (1977), o fato de existirem muitos vendedores e poucos compradores num mercado específico não representa evidência concreta de que os preços possam ser manipulados.

Se houver manipulação, esta pode estar ocorrendo através das bolsas de mercadorias e futuros. Moricochi, Martin e Vegro (1997), citando dados de Heuman, indicam que a participação dos fundos de *commodities* nos mercados futuros é bastante significativa, sendo esses fundos responsáveis por cerca de 70% dos contratos futuros de café.

Atrasas (1993), Marques e Aguiar (1993), Reis (1996) e Staduto(1995) afirmam que as bolsas, se funcionarem de forma eficiente, devem prestar alguns serviços aos agentes envolvidos no mercado em questão, tais como antecipar preços futuros com confiabilidade, facilitar a transferência de riscos e funcionar como centro coletor e disseminador de informações. No entanto, a presença dos grandes grupos que efetivamente processam o café verde aliada à crescente participação de grupos com interesses exclusivos no mercado financeiro pode induzir as bolsas de mercadorias e futuros à não eficiência, ou seja, elas deixariam de cumprir com suas principais obrigações.

Pode-se imaginar algum tipo de manipulação pela análise dos dados apresentados por Ponciano (1995) e Secretaria (1995), segundo os quais, em períodos de baixas cotações, a queda no custo da matéria-prima não tem sido integralmente repassada aos consumidores, com as margens de comercialização sendo apropriadas pelos grandes grupos processadores de café verde. Segundo as mesmas fontes, houve transferência de US\$10 bilhões dos países produtores para os países consumidores no período imediatamente posterior ao

rompimento do último Acordo Internacional do Café (1989 a 1992), quando se verificaram as mais baixas cotações dos últimos anos.

Além disso, o preço do café torrado e moído ao consumidor foi reduzido em torno de 7,45%, ao passo que a redução no custo da matéria-prima foi de cerca de 34%. No segmento atacadista norte-americano, houve redução de 5,15% para o café torrado e 7,25% para o solúvel, valores também inferiores à redução ocorrida no custo da matéria-prima, segundo Vegro e Carvalho (1994).

Diante do exposto, fica claro que o mercado de café tem-se mostrado extremamente volátil, situação agravada pela atual liberdade de mercado e talvez por algum tipo de manipulação.

## **1.2 Importância da cafeicultura**

O problema passa a ter dimensões ampliadas quando se analisa a importância da cafeicultura para a economia nacional. Embora sua participação seja menor do que foi na primeira metade do século, ainda tem grande participação no contexto econômico brasileiro. Diversos indicadores servem para ilustrar essa afirmação, principalmente aqueles referentes ao volume de exportação e geração de empregos.

Segundo Ponciano (1995), o número de empregos diretos gerados pela atividade aproxima-se de 700 mil, sendo 10 milhões se considerados todos os setores envolvidos, tais como indústria fornecedora de insumos, indústria processadora, comércio e setor de serviços. No período compreendido entre os anos 1990/93, houve redução da área plantada da ordem de 750 mil hectares, segundo dados publicados pelo IBGE, e como estima-se que seja gerado um emprego direto para cada três hectares cultivados, pode-se imaginar que 250 mil postos de trabalho deixaram de existir.

Com relação às exportações, a cafeicultura ainda é responsável por significativa parcela das receitas cambiais do país, apesar de sua participação relativa ter decrescido de forma acentuada, fruto do desenvolvimento industrial e também do crescimento das exportações de outros produtos de origem agrícola, como, por exemplo, suco de laranja e complexo soja. A Tabela 1 mostra as exportações brasileiras de café, assim como a participação percentual nas exportações brasileiras.

TABELA 1 Exportações brasileiras de café – 1980/1997

Período	Café - US\$ mil	Café / Exp.Brasil (%)
1980	2.771.205	14
1981	1.754.260	8
1982	2.108.914	10
1983	2.340.335	11
1984	2.852.672	11
1985	2.619.144	10
1986	2.327.094	10
1987	2.169.011	8
1988	2.221.869	7
1989	1.780.860	5
1990	1.284.686	4
1991	1.575.841	5
1992	1.097.915	3
1993	1.241.975	3
1994	2.534.651	6
1995	2.425.842	5
1996	2.094.000	4
1997 <sup>1</sup>	1.533.000	6

Fonte : Anuário Estatístico do Café, (1995-1997).

1 – até junho.

Observa-se que o volume de divisas gerado com o comércio de café apresentou significativa redução no período de 1992/1993, quando se observaram também as piores cotações, e desta maneira tiveram lugar as mais baixas participações relativas diante do total exportado pelo país. No ano

seguinte, com os preços novamente em ascensão, houve significativa recuperação, verificando-se crescimento de 100% tanto em números absolutos quanto relativos, ocorrendo outras pequenas reduções nos períodos subsequentes.

Tendo em vista as constantes dificuldades enfrentadas pelo país na obtenção de receitas cambiais, torna-se evidente a importância da cafeicultura para a economia brasileira.

Em âmbito mundial, a atividade foi responsável por um valor global da produção da ordem de US\$ 40 bilhões em 1992, considerando o custo de produção da matéria-prima, acrescido do custo de beneficiamento, de transporte, de processamento e distribuição final, segundo dados divulgados por Moricochi, Martin e Vegro (1997). Além disso, o café é produzido em cerca de 75 países, contribuindo com mais de 50% das exportações para 30% deles e mais de 25% para 70% (Secretaria, 1995).

Diante do que foi anteriormente exposto, como as bruscas oscilações de preços, presença e atual ausência de formas de intervenção, estrutura de mercado oligopsônica e, somando-se a isso a crescente participação de fundos de *commodities* nas negociações em bolsas de mercadorias e futuros, torna-se imprescindível elucidar questões relativas ao mecanismo de formação de preços no mercado de café, procurando avaliar se existe algum tipo de liderança no processo.

### 1.3 Objetivos

O objetivo geral do presente trabalho é estudar o processo de formação de preços no mercado de café, com ênfase no preço pago ao produtor, identificando as possíveis origens das oscilações observadas. Especificamente, pretende-se:

- a) determinar a influência das variáveis oferta e demanda sobre a formação de preços;
- b) verificar a causalidade na transmissão de preços entre a *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange*, bolsa de mercadorias sediada em *New York* e o mercado do produtor brasileiro;
- c) estimar a elasticidade na transmissão de preços.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Modelo de formação de preços

Segundo a teoria econômica, um mercado pode ser classificado, dependendo de suas características, em: concorrência perfeita, concorrência monopolística, oligopólio e monopólio. A produção rural ocorre numa estrutura próxima da concorrência perfeita, principalmente porque os agentes são tomadores de preço, ou seja, sua oferta ou demanda, individualmente consideradas, não são capazes de alterar o preço de mercado. Por outro lado, se existe um grande número de firmas agrícolas de pequeno porte fornecendo matéria-prima para um pequeno número de compradores, surge uma imperfeição no mercado, caracterizando o oligopsônio.

Como o trabalho objetiva estudar o processo de formação de preços num mercado aparentemente competitivo, fornecendo matéria-prima para um setor que mostra fortes evidências de estrutura oligopsônica, serão apresentados apenas os modelos conceituais para formação de preços em mercados competitivos e mercados de fatores imperfeitos. A exposição a seguir baseou-se nas descrições de Ferguson (1994), Leftwich (1991), Nicholson (1995) e Pindyck e Rubinfeld (1994).

#### 2.1.1 Formação de preços na concorrência perfeita.

Concorrência perfeita é um conceito abstrato que significa ausência total de competição entre os agentes daquele mercado, ou seja, o mercado é totalmente impessoal e nele o preço será determinado pelo equilíbrio entre

oferta e demanda. Um mercado competitivo deve apresentar algumas características básicas:

- os agentes são pequenos em relação ao mercado e suas decisões não são capazes de influenciar o nível de preços, isto é, todos os agentes são tomadores de preços;
- o produto é homogêneo, não existindo a possibilidade de qualquer agente obter vantagens por comercializar um produto que contenha algum tipo de diferenciação frente aos consumidores, ou um consumidor individual conseguir benefícios por seu volume de compras;
- há livre mobilidade de recursos, portanto inexistem barreiras à entrada e à saída de firmas;
- existe o perfeito conhecimento por parte dos agentes;
- todos os produtores procuram maximizar lucros.

Nesse contexto, os preços seriam determinados pelo equilíbrio entre quantidade ofertada e quantidade demandada, constituindo-se no principal indicador para crescimento ou redução da oferta.

Neste momento, faz-se importante a distinção entre os possíveis períodos de ajuste. O curtíssimo prazo, ou período de mercado, é aquele em que a oferta é fixa, inexistindo a possibilidade de ser aumentada ou reduzida. Curto prazo significa um período no qual alguns insumos podem ser modificados e, longo prazo quer dizer o período que permite variações em todos os insumos.

A condição de maximização do lucro de cada firma é dada pela situação onde receita marginal é igual a custo marginal, o que equivale a dizer que cada unidade adicional de receita é igual a cada unidade adicional de custo. Como uma unidade de acréscimo nas vendas não vai reduzir o preço, dado pelo mercado, cada firma enxerga sua receita marginal igual ao preço, sendo sua curva de demanda uma reta paralela ao eixo das abscissas. A quantidade

ofertada por cada firma vai depender, portanto, da sua situação de equilíbrio, conforme mostra a Figura 4.

A um preço  $P_1$ , receita marginal (RMg), custo marginal (CMg) e custo total médio (CTMe) se equivalem e a firma obtém lucro normal, situação na qual todos os custos são cobertos, inclusive remuneração ao capital investido e pagamento ao serviço do administrador. Se o preço for  $P_2$ , surgirá um excedente além de todos os custos, situação conhecida como lucro supernormal. Se o preço cair para  $P_3$ , a firma incorrerá em perdas, pois o preço unitário é menor que o custo unitário, passando a depender da estrutura das curvas de custo variável médio (CVMe) e custo total médio (CTMe) a decisão de continuar operando ou suspender a produção.

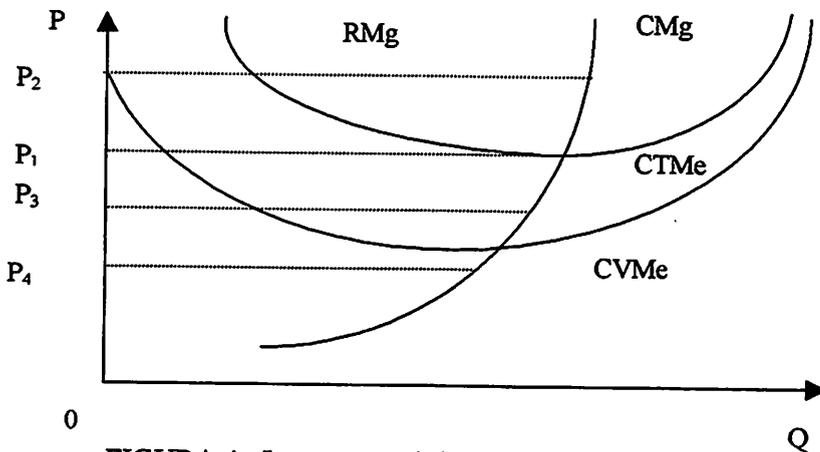


FIGURA 4 Lucro ou prejuízo no curto prazo.

Como os custos fixos são dados e, portanto, independem do fato de a firma operar ou não, os custos variáveis tornam-se fatores de decisão. Se o preço superar o custo variável médio, porém situando-se abaixo do custo total médio, caso representado por  $P_3$ , a firma incorrerá em prejuízo mas poderá recuperar parte do custo fixo, minimizando o prejuízo. No entanto, se os custos variáveis não forem cobertos, situação representada por  $P_4$ , a firma poderá

deixar de produzir, razão pela qual a oferta de cada firma é dada pelo segmento da curva de custo marginal igual ou acima da curva de custo variável médio.

No curtíssimo prazo, a oferta de cada firma individual é dada e a curva de oferta de mercado é a soma horizontal das curvas de oferta individuais, sendo representada por uma reta paralela ao eixo das ordenadas, como pode ser visto na Figura 5.

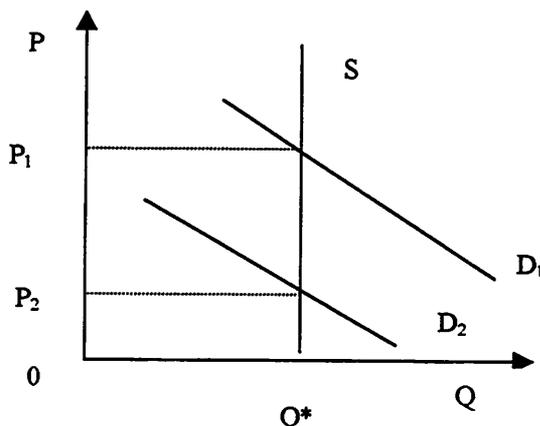


FIGURA 5 Equilíbrio do mercado no curtíssimo prazo.

Se a oferta (S) é fixa, a determinação do nível de preços vai depender exclusivamente da quantidade demandada (D). Em se tratando de produção agrícola, o curtíssimo prazo pode ser representado pelo momento após a colheita, sendo impossível aumentar a oferta até que a safra subsequente comece a ser colhida. No curtíssimo prazo, a oferta não está relacionada com o custo de produção e o preço passa a funcionar como um mecanismo de racionamento, sinalizando a quantidade que os indivíduos desejam adquirir.

Já, no curto prazo, existe a possibilidade de variações na oferta porque as firmas podem aumentar ou diminuir os insumos variáveis. Considerando-se

que se todas as firmas aumentarem ou reduzirem seu nível de produção podem ocorrer variações no custo dos insumos, a curva de custo marginal de cada firma irá se modificar e a oferta de mercado não mais será a soma horizontal das curvas de custo marginal de todas as firmas. Desta maneira, o conceito de oferta de mercado torna-se menos preciso, mas pode-se presumir que a quantidade oferecida varie diretamente com o preço. O preço de equilíbrio será determinado pela interseção das curvas de oferta e demanda do mercado, estando representada na Figura 6.

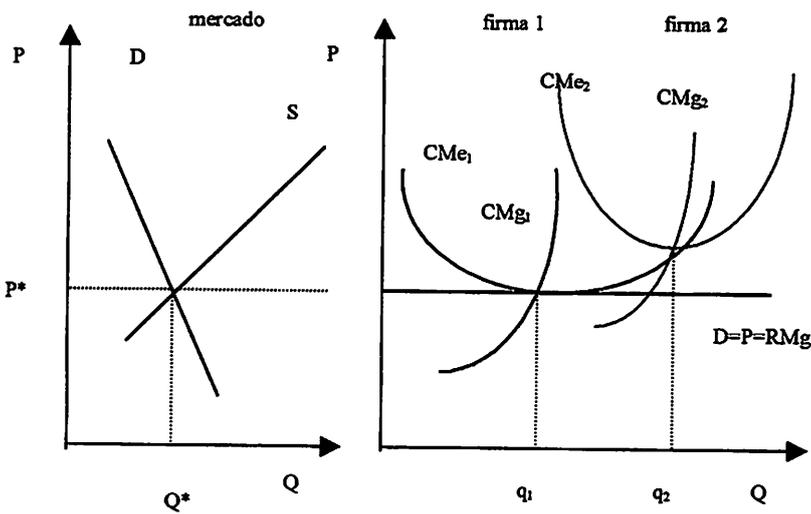


FIGURA 6 Equilíbrio do mercado no curto prazo.

Ao preço  $P^*$  de equilíbrio corresponde a quantidade  $Q^*$  do mercado e a firma passa a ver sua curva de demanda individual naquele nível, ou  $D = P = RMg$ . Dependendo do ponto de equilíbrio da firma, ela obterá lucro normal (firma 1), ou incorrerá em prejuízo (firma 2), conforme mostra o diagrama do equilíbrio da firma. Como se trata do curto prazo, a firma irá se ajustar procurando maximizar o lucro ou minimizar o prejuízo, não tendo qualquer

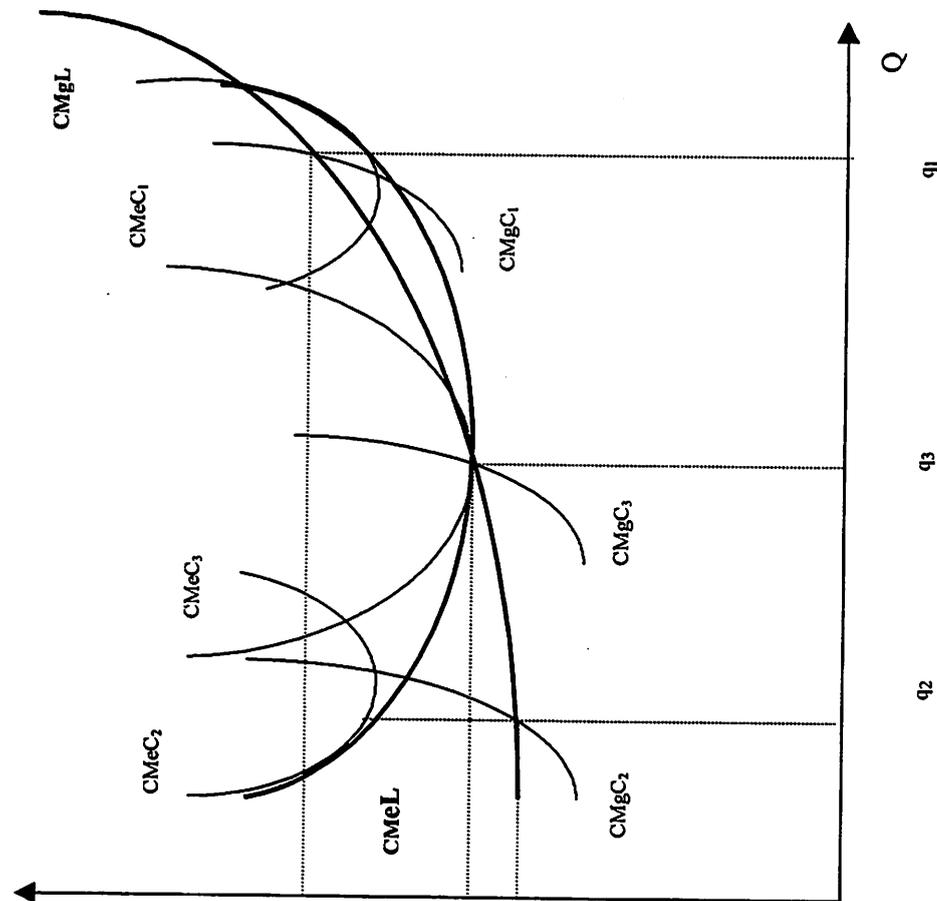
influência sobre o nível de preço, dado pelo mercado, passando assim a ser considerada mera ajustadora de quantidade.

Por sua vez, o longo prazo permite que a firma ajuste também os recursos fixos, modificando inclusive o tamanho das instalações. Também neste caso o preço de equilíbrio vai ser determinado pelo ajuste entre quantidade ofertada e demandada, porém torna-se impossível a existência de lucro supernormal. Se, por exemplo, o preço de mercado proporcionar lucro supernormal às firmas, haverá incentivos à entrada de outras firmas no setor e, conseqüentemente, a oferta se elevará. Maior quantidade oferecida, supondo a demanda estável, vai provocar queda de preços, alterando o equilíbrio da firma, e reduzindo a oferta de mercado. O processo de ajuste continua até que seja alcançado um equilíbrio no mercado que proporcione apenas lucro normal às firmas, impossibilitando, desta maneira, a existência de lucro supernormal no longo prazo, situação representada na Figura 7.

Dada uma situação de equilíbrio do setor representada por  $P_1$  e  $Q_1$ , a firma encontra-se num equilíbrio tal que auferir lucro supernormal. Essa situação vai provocar o deslocamento da curva de oferta do mercado de  $S_1$  para  $S_2$ , na medida em que novas firmas serão atraídas para aquele setor. O preço de equilíbrio tende a cair diante da nova quantidade ofertada, alcançando  $P_2$  com a quantidade em  $Q_2$ . Nessa situação a firma incorre em prejuízos, o que provoca a redução da oferta, já que muitas firmas abandonam o setor. A redução na oferta vai provocar nova elevação nos preços, desta vez atraindo novas firmas, ou seja, a curva de oferta se desloca para  $S_3$ , num novo equilíbrio dado por  $P_3$  e  $Q_3$ .

É importante que se faça neste momento a distinção entre setores que operam com custos constantes, crescentes ou decrescentes. Custos crescentes condizem mais com a realidade do setor ora em estudo, sendo sua análise suficiente para os propósitos do presente trabalho.

Firma



Mercado

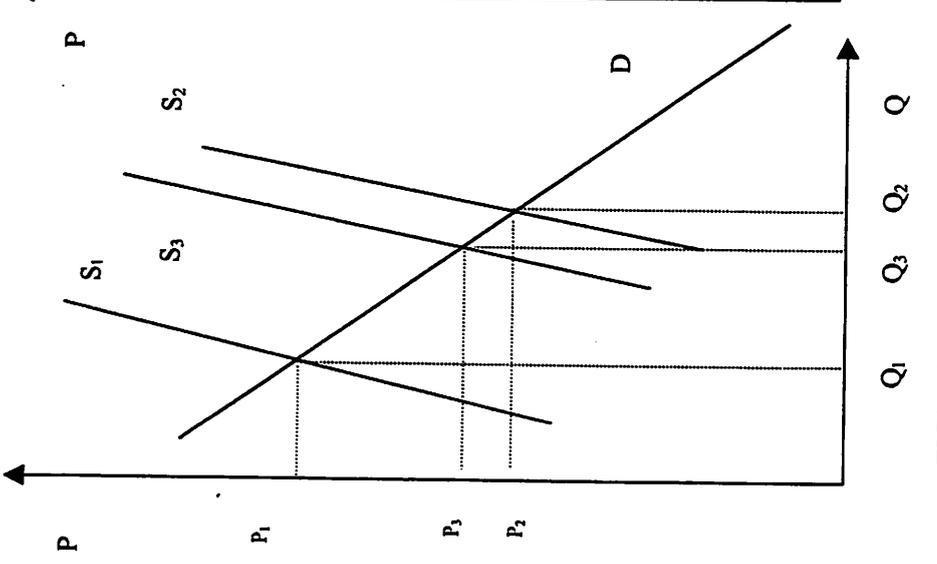


FIGURA 7 Equilíbrio de mercado no longo

A entrada de novas firmas deslocará as curvas de custo médio e marginal de cada firma para cima, assim como aumentará a quantidade ofertada pelo mercado. Ou seja, em setores que operam com custos crescentes, a maior procura por fatores de produção, provocada pela entrada de novas firmas, resultará na elevação dos custos dos mesmos, alterando o equilíbrio de cada firma individualmente. Como a maior oferta tende a reduzir o preço de mercado e a firma agora está sujeita a custos elevados, deverá haver um novo limite para a entrada de firmas. Esse limite vai ser determinado pelo ponto em que o novo preço de mercado se igualar ao novo custo médio mínimo.

### **2.1.2 Formação de preços em mercados imperfeitos**

Ao contrário da concorrência perfeita, situação que não permite aos agentes qualquer influência sobre o nível de preços, mercados imperfeitos são caracterizados pela presença de um ou alguns agentes, os quais detêm poder na determinação dos preços. Em casos extremos pode existir apenas um vendedor, monopólio, ou apenas um comprador, monopsônio. A existência de um único agente num mercado pode acarretar custos à sociedade, traduzidos em preços que não refletem o custo marginal dos produtos ou dos fatores, representando lucros elevados para aquela firma específica. Muito embora na realidade prática seja mais comum a existência de poucos vendedores ou compradores, oligopólio e oligopsônio respectivamente, os princípios analíticos são os mesmos e será apresentado a seguir o modelo para formação de preços no mercado de fatores sob condições de monopsônio. A descrição foi baseada em Ferguson (1994), Leftwich (1991), Nicholson (1995) e Pindyck e Rubinfeld (1994).

Mercado de fatores corresponde ao mercado de mão-de-obra, matéria-prima ou outros insumos de produção. A condição para maximização de lucros

é também receita marginal igual a custo marginal, porém a grande diferença reside na situação do monopsonista diante do mercado. Como único comprador, seu volume de compras influencia o nível de preços e, portanto, defronta-se com uma curva de oferta positivamente inclinada. Desta maneira, cada unidade adicional a ser adquirida provocará elevação de preço de todas as outras e o conceito relevante passa a ser o de despesa marginal, como pode ser observado na Figura 8.

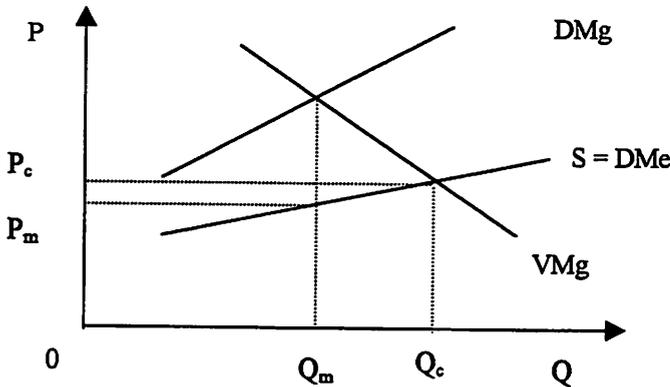


FIGURA 8 Equilíbrio do monopsonio.

A despesa média (Dme) corresponde à curva de oferta do mercado, porém a curva de despesa marginal (DMg) encontra-se numa posição acima, considerando que novas aquisições elevarão o preço de todas unidades adquiridas. A curva de valor do produto marginal (VMg) representa a demanda do setor para aquele fator de produção e corresponde ao produto marginal desse fator de produção multiplicado pelo preço do bem final, destinado ao consumo. A posição de equilíbrio da firma será determinada pela interseção das curvas de despesa marginal com a de valor do produto marginal, o que equivale a menor preço e menor quantidade, se comparados a aqueles existentes em condições competitivas. Essa situação representa a exploração monopsonística

e corresponde a diferença entre  $P_c$  e  $P_m$ , significando que cada unidade do fator de produção não recebe em pagamento o mesmo que contribui para com a receita total da firma.

A existência do poder de monopólio de uma firma depende de três características básicas: primeiramente, a elasticidade-preço da oferta; se a despesa marginal é sempre superior à despesa média, quanto menor a elasticidade maior será a diferença; em segundo lugar, do número de compradores, tendo em vista que maior número de compradores reduz o poder de mercado de cada um deles; finalmente, da interação entre os compradores, já que se eles competirem entre si terão pouco poder de mercado e, caso contrário, se atuarem em comum acordo formando um cartel, poderão ter grande influência no nível de preços. Apesar da possível existência, torna-se bastante difícil a determinação do poder de monopólio de uma firma, principalmente porque não há como mensurar a forma e o grau de interação entre elas.

Em resumo, pode-se afirmar que os preços serão determinados livremente pelo equilíbrio entre oferta e demanda se o mercado for de concorrência perfeita, ao passo que os compradores poderão ter condições de estabelecer preços se o mercado apresentar algum tipo de imperfeição.

Em se tratando de mercado de café, observa-se que a oferta é feita por um grande número de produtores, verificando-se, em contrapartida, concentração no lado da demanda, considerando apenas a demanda derivada, ou aquela dos setores intermediários. Apesar de uma certa concentração na demanda, o número de firmas (exportadoras e indústrias de processamento) é grande, com empresas de portes diversos atuando conjuntamente. Foge aos interesses deste trabalho determinar o poder de monopólio presente neste mercado, mas procura-se tão somente testar a influência das variáveis oferta e

demanda sobre o nível de preços. Desta forma, adotou-se para análise o modelo sugerido por Brandt (1980, p. 82), apresentado a seguir.

$$Q^d = f(P_t, Y_t, Z_t, U_t), \quad (1)$$

$$Q^s = f(P_{t-1}, Z_t, U_t), \quad (2)$$

$$P_t = f(\Delta e_t, Z_t, U_t), \quad (3)$$

$$\Delta e_t = Q^s - Q^d, \quad (4)$$

onde :

$Q^d$  é quantidade demandada;

$Q^s$  é quantidade ofertada;

$P_t$  é o preço corrente do produto;

$P_{t-1}$  é o preço defasado;

$Y_t$  corresponde à renda dos consumidores;

$Z_t$  representa variáveis exógenas adequadas;

$\Delta e_t$  é a variação nos estoques;

$U_t$  é o termo de erro aleatório.

São pressupostos básicos do modelo: preços determinados num mercado competitivo, homogeneidade de produto, livre mobilidade de recursos e disponibilidade de informações a todos os agentes. Além disso, os estoques flutuam consideravelmente, sendo os preços determinados por variações em estoques, ou seja, os preços refletem ajustamento de fluxo.

## 2.2 Causalidade na transmissão de preços

Na comercialização agrícola existem diferentes níveis de mercado: o do produtor e o varejista, passando pelos atacadistas de concentração e dispersão

(Barros,1987; Brandt, 1980; Marques e Aguiar, 1993 e Reis, 1996). As variações de preço ocorrem dentro desta estrutura, afetando um setor de forma mais intensa que o outro. Causalidade na transmissão de preços diz respeito à origem das variações e o sentido em que elas ocorrem, podendo ser de um nível para outro, nos dois sentidos (bidirecional), ou ainda ausência de causalidade.

Diversos estudos foram elaborados no Brasil objetivando estudar o sentido de causalidade entre os diferentes níveis encontrados no mercado de produtos agrícolas, entre eles Aguiar (1990), Burnquist (1986), Martines Filho (1988) e Silvestrini Júnior (1994).

Para testar o sentido de causalidade entre variáveis econômicas, será utilizado o método proposto por Sims (1972), baseado no conceito de causalidade de Granger (1969), segundo o qual existe causalidade entre duas variáveis  $X$  e  $Y$ , se valores presentes e passados de uma ajudam na previsão da outra. Segundo Sims, no sentido de Granger,  $Y$  é dita causar  $X$ , relativo a um universo  $U$  ( $U$  é um vetor de série temporal com componentes de  $X$  e  $Y$ ) se, e somente se, predições de valores presentes de  $X$ , baseadas em  $U$ , forem melhores que as predições com base em todos componentes de  $U$ , exceto os valores passados de  $Y$ .

Mais especificamente, o teste consiste em :

“se, e somente se, o sentido de causalidade for unicamente de valores presentes e passados de uma série de variáveis exógenas para uma dada variável endógena, então numa regressão da variável endógena com valores passados, presentes e futuros da variável exógena, os valores futuros da variável exógena deverão ter coeficientes iguais a zero” (Sims, 1972, p. 541).

Conforme afirmou-se anteriormente, observa-se uma crescente participação dos fundos de *commodities* nas negociações em bolsas de mercadorias e futuros, influenciando diretamente as cotações. Essas bolsas devem prestar alguns serviços aos seus agentes, destacando-se a sua função de

antecipar preços com confiabilidade, possibilitar a transferência de riscos e funcionar como um centro coletor e disseminador de informações.

Desta maneira, se as negociações em uma bolsa de mercadorias forem feitas em grande parte pelos agentes que atuam no mercado de café com o objetivo de se protegerem contra riscos de altas oscilações nas cotações futuras da mercadoria em questão, operação conhecida como *hedge*, as cotações em bolsas devem retratar com bastante fidelidade as condições presentes no mercado.

Por outro lado, se as cotações na bolsa apresentarem bruscas oscilações, sem grande relação com as condições apresentadas pelo mercado, pode estar havendo algum tipo de manipulação, ocasião em que as bolsas deixariam de atuar com eficiência.

*Hedging*, segundo Atrasas (1993), Hull (1994), Marques e Aguiar (1993) e Reis (1996), consiste numa operação de transferência de riscos possibilitada pelos mercados futuros, fundamentada no fato de que as cotações no mercado futuro, na época do vencimento, tendem a se aproximar do preço no mercado físico. Basicamente, seria a compra ou venda de um contrato futuro com data de vencimento previamente estabelecida, não havendo a necessidade de liquidação do contrato com a própria mercadoria, fato aliás bastante raro. Na data de vencimento liquida-se o contrato através de uma operação inversa à inicial, garantindo desta maneira o agente, ou *hedger*, contra oscilações desagradáveis nos preços. Por exemplo, se a cotação do café numa bolsa de mercadorias é de R\$150,00, por saca, para vencimento em setembro, um produtor, ao iniciar a colheita em maio considerando que esse preço é suficiente para cobrir o custo de produção, pode fazer uma operação de venda futura na bolsa. Na época de liquidação do contrato, se no mercado físico e na bolsa a mercadoria estiver cotada em R\$100,00, o produtor faz uma compra futura na bolsa, liquidando sua operação inicial e auferindo ganhos de R\$50,00

por saca. Ao mesmo tempo, vende seu produto no mercado físico por R\$100,00 a saca, perfazendo um total de R\$150,00, valor inicialmente tido como satisfatório. No caso oposto, havendo uma elevação de preços no período decorrido entre a contratação e a liquidação, o produtor deixaria de ganhar a diferença correspondente, mas teria a certeza de vender a produção àquele preço tido como remunerador. Além disso, usualmente são feitas várias operações consecutivas, não sendo comum a liquidação do contrato na data exata previamente estabelecida, ou seja, normalmente os contratos vão sendo liquidados em intervalos de tempo pequenos, permitindo ajustes instantâneos à nova realidade do mercado.

O teste propriamente dito consiste em estimar duas equações com valores presentes, futuros e passados da variável independente, em relação a valores presentes da variável dependente, sendo que cada variável será dependente em uma e independente em outra equação. Isto feito, deve-se testar se os coeficientes futuros da variável independente são estatisticamente iguais a zero como um grupo. Os procedimentos relativos ao teste de Sims serão mostrados no próximo capítulo.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Modelo de formação de preços

Um dos objetivos do presente trabalho é testar se o mercado de café apresenta características competitivas, ou se existe alguma manipulação por parte dos agentes intermediários que adquirem café verde como matéria prima. Já que testar o poder de monopólio dos compradores, representados por indústrias de torrefação e solúvel e também exportadores, demandaria um outro tipo de pesquisa que contemplasse a elasticidade preço da oferta, o número de firmas e principalmente a interação entre elas, optou-se por testar se o mercado do produtor pode ser representado de forma satisfatória por uma função do tipo  $P = f ( Q^d, Q^s )$  ou o preço é função das quantidades demandada e ofertada. Desta forma, pretende-se avaliar a importância das variáveis demanda e oferta mundiais na determinação do preço ao produtor brasileiro.

Como o modelo teórico de concorrência perfeita afirma que em condições competitivas o preço será determinado pelo equilíbrio entre oferta e demanda, assume-se que se a função obtida através de procedimentos estatísticos mostrar-se significativa, o mercado tende a ser competitivo.

Deve-se ressaltar, neste momento, que duas simplificações se fizeram necessárias, muito embora acredita-se que não cheguem a afetar o resultado final do trabalho. A primeira delas refere-se à homogeneidade de produtos, condição necessária no modelo de concorrência perfeita. O mercado de café apresenta, segundo a OIC, três tipos básicos do produto (suave, arábica e robusta), cada qual possuindo seu mercado consumidor cativo, o que poderia refletir algum privilégio em termos de cotação.

De acordo com Epps, Fioravante e Naylor (1972), historicamente pode ser identificado um diferencial de preços entre eles. Se esse diferencial se alargar ou se estreitar, as próprias condições do mercado irão fazer retornar o diferencial histórico. Exemplificando, se o diferencial entre o suave e o arábica se ampliar devido a uma elevação na cotação do café suave, haverá uma maior procura por café arábica, fazendo com que a cotação do suave retorne ao patamar tido como normal. Diante disso, imagina-se que variações na oferta de um determinado tipo vá influenciar as cotações dos outros, razão pela qual optou-se por trabalhar com séries históricas representando a oferta e o consumo total, sem distinção de tipos.

A segunda simplificação diz respeito à separação entre demanda primária e demanda derivada. Um dos objetivos do trabalho é avaliar se as variáveis oferta e demanda são importantes na determinação do preço, com a intenção precípua de verificar se a estrutura oligopsônica presente no mercado de café tem resultado em benefícios para os agentes intermediários. Desta maneira, o ideal seria a utilização de dados referentes à demanda derivada, ou seja, as aquisições dos agentes intermediários.

Como esses dados não foram obtidos, trabalhou-se com dados referentes à demanda primária, consumo final, na expectativa de que as aquisições intermediárias sejam na maior parte destinadas à industrialização para posterior consumo, não havendo formação de estoques especulativos.

O método a ser utilizado para a determinação da função será o dos Mínimos Quadrados Ordinários, para o qual assumem-se as pressuposições usuais, conforme Kmenta (1988). Serão testadas várias formas funcionais, envolvendo números naturais e logaritmos, defasagem de tempo na variável oferta, além da inclusão de variáveis *dummies*: uma para representar os anos com mecanismos de regulação de preços (valor 1 para a presença de tais mecanismos e 0 para ausência), outra relacionada às adversidades climáticas

ocorridas no Brasil (valor 1 para os anos com anormalidades e 0 quando as condições climáticas foram favoráveis) e ainda variável tendência (valor um no primeiro ano da série e vinte e sete no último).

Desta maneira, o modelo a ser testado tem a seguinte forma genérica:

$$P_t = \alpha_1 + \alpha_2 Q_t^D + \alpha_3 Q_t^S + \alpha_4 D^C + \alpha_5 D^P + \alpha_6 T + e_t, \quad (5)$$

onde:

$P_t$ : preço pago ao produtor brasileiro no tempo  $t$ ;

$Q_t^D$ : consumo mundial no tempo  $t$ ;

$Q_t^S$ : produção mundial no tempo  $t$ ;

$D^C$ : variável *dummy* referente ao clima;

$D^P$ : variável *dummy* referente a mecanismos de regulação de preços;

$T$ : variável tendência;

$e_t$ : erro aleatório;

$\alpha_1 \dots \alpha_6$ : parâmetros a serem estimados.

A escolha da forma funcional adequada será feita *a posteriori*, com base em critérios que envolvam grau de ajustamento dos dados, medido pelo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), coerência dos sinais e significância dos parâmetros estruturais, avaliada pelos resultados do teste "t".

Será aplicado o teste de Durbin-Watson (D.W.) para verificar a presença de autocorrelação serial, a qual será eliminada desde que presente pelo processo iterativo de Cochrane-Orcutt, segundo metodologia proposta por Johnston (1991) e Kmenta (1988).

O período de análise vai de 1970 a 1996, prazo que contempla vários anos em que houve mecanismos de intervenção, tanto internos quanto internacionais, além de conter também flutuações de preços bastante elevadas.

Os preços foram fornecidos pelo Instituto Brasileiro do Café e Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Estado de Agricultura de São Paulo, coletados em Silvestrini Júnior (1994), e também em Preços Agrícolas (1992 – 1997). Referem-se a médias anuais calculadas pela média aritmética dos valores mensais, em R\$ por saca de 60 kg de café verde beneficiado, pagos ao produtor brasileiro, deflacionados pelo IGP DI-FGV (Conjuntura Econômica, 1971 – 1997) para dezembro de 1996.

A série histórica de produção e consumo mundiais, obtida em *International Coffee Organization* (1997), está apresentada em milhões de sacas de 60 kg de café verde beneficiado, arábica e robusta. Os dados utilizados encontram-se no Anexo A.

### 3.2 Causalidade na transmissão de preços

Os testes de causalidade feitos no Brasil contemplaram, de forma geral, diferentes níveis de mercado, sempre com negociação direta entre eles, como, por exemplo, mercado de produtor e mercado atacadista, mercado atacadista e varejista, mercado exportador e mercado de produtor, etc. Sims (1972), por seu lado, utilizou o teste para verificar a existência de causalidade entre as variáveis macroeconômicas meios de pagamento e produto nacional bruto.

Neste trabalho, procura-se testar se as cotações da *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange*, sediada em *New York*, têm influenciado o preço pago ao produtor brasileiro. A série histórica cobre o período de janeiro de 1980 a dezembro de 1996, com dados mensais. O preço ao produtor brasileiro foi obtido junto às fontes anteriormente citadas, tendo recebido o mesmo

tratamento. As cotações em *New York* referem-se ao café arábica brasileiro Santos 4 no mercado disponível (*spot*), segundo dados publicados em Anuário (1995 - 1997), e estão em centavos de dólar americano por libra-peso, deflacionados para dezembro de 1996 pelo *Consumer Price Index* norte-americano (Conjuntura Econômica, 1971-1997). Os dados encontram-se no Anexo A.

O modelo de Sims adotado neste trabalho consiste na estimação de duas equações com valores presentes, passados e futuros da variável independente, relativos a valores presentes da variável dependente, sendo cada variável dependente em uma e independente em outra equação, para depois testar a nulidade estatística dos coeficientes dos valores futuros como um grupo, procedimento apresentado a seguir.

Em primeiro lugar, deve-se estimar as duas equações :

$$Ppd = \alpha_0 + \alpha_1 Pny_t + \sum_{i=1}^4 \alpha_{2i} Pny_{t+i} + \sum_{k=1}^8 \alpha_{3k} Pny_{t-k} + \alpha_{4j} D_j + e_{1t}, \quad (6)$$

$$Pny = \beta_0 + \beta_1 Ppd_t + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} Ppd_{t+i} + \sum_{k=1}^8 \beta_{3k} Ppd_{t-k} + \beta_{4j} D_j + e_{2t}, \quad (7)$$

onde :

$Ppd$  : preço pago ao produtor brasileiro;

$Pny$  : cotação na bolsa de *New York*;

$D$ : variável *dummy* representando os períodos com ou sem intervenção no mercado;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_{2i}, \alpha_{3k}$  e  $\alpha_{4j}$  : parâmetros estimados na equação 6;

$\beta_0, \beta_1, \beta_{2i}, \beta_{3k}$  e  $\beta_{4j}$  : parâmetros estimados na equação 7;

$e_{1t}$  e  $e_{2t}$  : erros aleatórios.

Após a estimação das duas equações testam-se as seguintes hipóteses de nulidade:

$$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \alpha_{24} = 0 \quad \text{na equação 6;}$$

$$\beta_{21} = \beta_{22} = \beta_{23} = \beta_{24} = 0 \quad \text{na equação 7.}$$

Os resultados possíveis serão os seguintes :

- causalidade de *Ppd* para *Pny*: se os coeficientes dos valores futuros de *Ppd* não forem estatisticamente diferentes de zero e os de *Pny* forem, isto é, não se rejeita a hipótese de nulidade dos coeficientes dos valores futuros de *Ppd*;

- causalidade de *Pny* para *Ppd*: se os coeficientes dos valores futuros de *Pny* não forem estatisticamente diferentes de zero e os de *Ppd* forem;

- causalidade bidirecional: se os coeficientes dos valores futuros de ambas variáveis forem estatisticamente diferentes de zero, ou seja, as duas hipóteses serão rejeitadas;

- ausência de causalidade: se os coeficientes das duas variáveis não forem estatisticamente diferentes de zero, não se rejeitando nenhuma das hipóteses.

Para testar as hipóteses acima, utiliza-se a estatística F, estimando-se o seu valor pela seguinte fórmula :

$$F = \frac{(SQRr - SQRu)/(q - p)}{(SQRu)/(n - q)}, \quad (8)$$

onde:

- $SQR_r$  é a soma dos quadrados dos resíduos da equação com restrição (sem valores futuros);
- $SQR_u$  é a soma dos quadrados da equação sem restrição (com valores futuros);
- $q$  é o número de parâmetros estimados na equação sem restrição;
- $p$  é o número de parâmetros da equação com restrição;
- $n$  o número de observações.

Após isso, compara-se o valor encontrado com a tabela de F, considerando a probabilidade desejada e os graus de liberdade apropriados.

Outro aspecto importante a considerar diz respeito ao sentido da causalidade dentro do período de análise ou, mais especificamente, se a causalidade pode mudar de sentido em subperíodos. Como diversas modificações podem ter ocorrido no mercado relativamente ao período em análise, torna-se de fundamental importância testar o sentido de causalidade em períodos diversos que permitam a separação em subperíodos que apresentem características relevantes distintas. Desta maneira serão feitos três testes: o primeiro cobrindo toda a série histórica, o segundo contemplando o período que vai até junho de 1989, último mês em que vigoraram as cláusulas econômicas do AIC e, finalmente, o terceiro de julho de 1989 até dezembro de 1996.

Para a elaboração de testes como estes, alguns cuidados básicos devem ser tomados, principalmente com relação à eliminação de perturbações auto-regressivas e quanto à definição do número de defasagens a ser utilizado.

Johnston (1991) e Kmenta (1988) afirmam que existem perturbações auto-regressivas ou autocorrelação ou correlação serial, quando o efeito de uma perturbação num período afeta o período seguinte, ou mais de um. Esse problema é comum quando se utiliza séries temporais, sendo maior a possibilidade de sua ocorrência para intervalos de tempo menores, isto é, a

possibilidade de ocorrência de autocorrelação é maior em séries mensais do que em séries anuais.

Segundo os mesmos autores, na presença de autocorrelação os estimadores obtidos através do método dos mínimos quadrados ordinários mantêm ainda alguma das propriedades desejadas, são não tendenciosos e consistentes, porém não são eficientes nem assintoticamente eficientes. O problema surge quando da elaboração do teste de hipóteses, na medida em que os intervalos de confiança para testar a significância dos parâmetros podem levar a resultados incorretos. Isto é, com a presença de perturbações auto-regressivas, as regiões de rejeição ou aceitação podem ser mais amplas ou estreitas que as corretas, dependendo do sentido das perturbações.

Para se detectar a presença de autocorrelação, utiliza-se o teste de Durbin-Watson e, em caso positivo, deve-se proceder a um processo de filtragem que possa eliminá-la. O método utilizado é o processo iterativo de Cochrane-Orcutt, citado por Bishop (1979), Johnston (1991) e Kmenta (1988) e adotado por Aguiar (1990), Burnquist (1986), Martines Filho (1988) e Silvestrini Júnior (1994).

Johnston (1991) afirma que se o teste de Durbin-Watson mostrar-se inconclusivo, ainda assim deve-se fazer a correção, porque a correção de uma série isenta de perturbações auto-regressivas proporciona resultados mais confiáveis se comparados àqueles proporcionados por uma série que apresente correlação serial que não tenha sofrido o processo de filtragem.

Com relação ao número de defasagens, Sims (1972) afirma que o número deve ser “generoso” o bastante para se captar o sentido de causalidade mas não tão grande que possa provocar problemas de multicolinearidade, e utiliza 8 valores passados e 4 futuros, mesmo número utilizado por Bishop (1979), Burnquist (1986) e Martines Filho (1988), ao passo que Aguiar (1990) utilizou 12 passadas e 12 futuras. Neste trabalho, também serão utilizados 4

valores futuros e 8 passados, uma vez que a significância estatística das variáveis defasadas mostrou que este número foi suficiente, conforme Tabelas B1, B2 e B3.

### 3.3 Elasticidade de transmissão de preços

Após a determinação do sentido de causalidade, deve-se proceder ao cálculo da elasticidade de transmissão de preços, de acordo com o sentido de causa-efeito encontrado. O conceito de elasticidade ( $\eta_{xy}$ ) diz respeito às variações proporcionais em uma variável, dada uma variação na outra variável.

A relação é a seguinte:

$$\eta_{xy} = \frac{\partial X}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{X}, \quad (9)$$

onde:

$X$  – variável preço determinada como endógena;

$Y$  – variável preço determinada como exógena.

Se o sentido de causalidade encontrado for unidirecional, como por exemplo  $Ppd$  para  $Pny$ , deve-se primeiramente estimar a equação de transmissão de preços, de acordo com a seguinte forma, onde todas as variáveis foram definidas anteriormente:

$$Pny = \beta_0 + \beta_1 Ppd_t + \sum_{k=1}^8 \beta_{2k} Ppd_{t-k} + \beta_{3j} D_j + e_t. \quad (10)$$

O número de defasagens significativas é determinado por um procedimento que consiste na exclusão sucessiva das variáveis defasadas ( 2 a 8, 3 a 8, ..., 7 e 8), avaliando-se a significância do teste F, até alcançar a forma final.

Em se tratando de causalidade bidirecional, estima-se um modelo de equações simultâneas, como descrito a seguir, onde as variáveis também foram definidas anteriormente:

$$Ppd = \alpha_0 + \alpha_1 Pny_t + \sum_{k=1}^8 \delta_{2k} Pny_{t-k} + \alpha_{3j} D_j + e_{1t}, \quad (11)$$

$$Pny = \beta_0 + \beta_1 Ppd_t + \sum_{k=1}^8 \beta_{2k} Ppd_{t-k} + \beta_{3j} D_j + e_{2t}. \quad (12)$$

Como o modelo apresenta equações superidentificadas, deve-se utilizar o método dos mínimos quadrados em dois estágios para estimar as referidas equações (Kmenta, 1988).

Após a determinação das formas funcionais, calcula-se os coeficientes de elasticidade, sendo que se a forma logarítmica for adotada, os coeficientes estimados serão os próprios coeficientes de elasticidade.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Modelo de formação de preços

A forma funcional contendo apenas duas variáveis independentes, produção e consumo, teve que ser descartada porque apresentou resultados pouco significativos, de acordo com os critérios previamente estabelecidos para adoção, quais sejam: grau de ajustamento dos dados, coerência de sinais e significância dos parâmetros estimados. A forma funcional adotada foi a semilogarítmica e contém as variáveis produção mundial, consumo mundial, *dummy* representando adversidades climáticas no Brasil e tendência, tendo sido desprezada a variável *dummy* referente aos mecanismos de regulação de preços, que mostrou-se não significativa. Os resultados relativos ao modelo de formação de preços são apresentados na Tabela 2.

TABELA 2 Modelo de formação de preços do café no mercado brasileiro – 1970/96.

Variável	Parâmetro	Valor de "t"
Constante	46,087*	4,512
Log. consumo	-11,099*	-4,873
Log. produção	2,109**	2,011
<i>Dummy</i> clima	0,194***	1,868
Tendência	0,036*	2,872
R <sup>2</sup>	0,643	
F	9,920*	
DW	2,188*	

Nível de significância : \*1%; \*\* 5%; \*\*\*10%.

O resultado do teste F indica que as variáveis independentes são importantes para explicar a variável dependente e o teste "t" indica que todas as variáveis são relevantes no modelo. O coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) mede o

grau de ajustamento dos dados e apresentou um resultado de 0,643, o que equivale a dizer que 64,3% das variações na variável dependente são explicadas por variações nas variáveis independentes incluídas no modelo. O teste de Durbin-Watson não detectou a presença de perturbações auto-regressivas.

O coeficiente negativo da variável consumo indica que preço e quantidade demandada guardam relação inversa, ao passo que o sinal positivo da variável oferta mostra que ela está diretamente relacionada ao preço.

Muito embora esteja de acordo com o modelo adotado para análise, a função, como está apresentada, mostra resultados aparentemente contraditórios, indicando que a um aumento na demanda corresponderá uma redução de preços e haverá elevação de preço caso a oferta se expanda.

Esta aparente contradição pode ser explicada pelo fato de a função preço ter sido derivada das funções demanda e oferta, conforme expressões (1) a (4), ou seja, o preço é função da variação em estoques, que é dada pela relação quantidade ofertada menos quantidade demandada. Portanto, a função preço corresponde na verdade a uma função inversa das funções oferta e demanda.

Quanto ao clima, pode-se dizer que ele influencia de forma direta o nível de preços, tendo em vista que a variável *dummy* assumiu valor um nos anos em que houve adversidades no Brasil e zero nos demais, ou seja, o sinal positivo da variável mostra que os preços tendem a subir quando se verifica qualquer tipo de anormalidade com relação ao clima, sugerindo que a expectativa de problemas no abastecimento é, por si só, suficiente para elevar as cotações.

O sinal positivo da variável tendência mostra que está havendo crescimento de preços, considerando o período como um todo. Essa variável capta o efeito de fatores diversos que não foram incluídos no modelo como, por exemplo, renda e hábito de consumidores, tecnologia, etc. Por tudo isso, pode-

se concluir que o modelo tem mediano poder de explicação do mecanismo de formação de preços no mercado de café.

Deve-se ressaltar, entretanto, que o modelo não se mostra útil para fazer previsões acerca de preços futuros, principalmente devido à necessidade de inclusão de duas variáveis qualitativas para se obter um resultado mais significativo. Desta forma, a variável referente ao clima não pode ser antecipada, na medida em que previsões acerca de adversidades climáticas somente podem ser feitas com elevado grau de confiabilidade num período de tempo curto, bastante próximo à ocorrência do fato e a variável tendência, por seu lado, pode apresentar mudança de sentido em subperíodos, também não sendo passível de antecipação. Desta maneira, as duas variáveis que dizem respeito ao próprio mercado e que poderiam ser previstas, consumo e produção, mostram-se insuficientes para determinar com precisão o nível de preços futuros.

Um outro modelo que incluísse apenas as variáveis oferta e demanda poderia ser testado, desde que considerasse, ao invés de médias anuais, valores mensais das variáveis em questão. Um modelo como este poderia apresentar resultados bastante significativos, principalmente se for considerada a variação estacional do preço do café mostrada no Capítulo 1, Figura 3.

Mais precisamente, imagina-se que a quantidade demandada apresente comportamento estável durante o ano, com pequenas variações entre os períodos de inverno e verão no hemisfério norte, principal consumidor mundial. Por outro lado, a oferta sofre variações acentuadas, ocorrendo pressões de venda em períodos de colheita nos países produtores, o que tende a forçar os preços para baixo. Como a série histórica analisada contém valores anuais, o preço médio anual pode não estar refletindo a situação de um momento específico, quando a oferta claramente supera a demanda. Ou seja, um modelo que contemplasse valores mensais poderia refletir com maior

precisão a realidade momentânea do mercado. Não obstante essa possível vantagem, um modelo como esse é praticamente impossível de ser ajustado, tendo em vista não existirem séries históricas que mostrem a oferta mensal de café, em nível de produtor, mas tão somente o volume total colhido ao final de cada safra, como também não se dispõe de dados referentes à demanda mensal, ainda que pudessem ser estimados com base no consumo anual.

Conclusão  
Em resumo, as médias anuais podem não estar refletindo o comportamento mês a mês do mercado, devido à grande variação estacional do preço do produto provocada por momentos de escassez ou abundância de oferta, tornando o modelo com apenas duas variáveis exógenas, oferta e demanda, pouco eficiente para a explicação do preço.

#### 4.2 Causalidade na transmissão de preços

As equações para a análise do sentido de causalidade entre as cotações na bolsa de *New York* e o preço recebido pelo produtor brasileiro foram estimadas segundo o método proposto por Sims (1972). O resumo dos resultados será apresentado nas Tabelas 3, 4 e 5, de acordo com a divisão da série temporal proposta anteriormente. Em todos os modelos, o teste de Durbin-Watson acusou a presença de perturbações auto-regressivas impondo a necessidade de correções, o que foi feito segundo o processo iterativo de Cochrane-Orcutt. Adotou-se em todos os modelos a forma funcional semilogarítmica. Os parâmetros estimados nas equações encontram-se no Anexo B.

**TABELA 3** Teste de causalidade entre as cotações do café na bolsa de *New York* e o preço pago ao produtor brasileiro -1980/96.

Variável dependente	Variável independente	Teste F <sup>1</sup>
<i>Ppd</i>	<i>Pny</i>	3,356* (4,165)
<i>Pny</i>	<i>Ppd</i>	1,688* (4,165)

1: entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

Nível de significância: \* 1%.

No teste referente ao período completo, janeiro de 1980 a dezembro de 1996, não se rejeita a hipótese de nulidade estatística dos coeficientes dos valores futuros de ambas variáveis, indicando desta maneira ausência de causalidade. Este resultado sinaliza que, durante todo o período analisado, a determinação tanto do preço no mercado do produtor brasileiro, quanto das cotações na bolsa se deu de forma isolada, não podendo ser identificada nenhuma liderança no processo, ou mais especificamente, nenhum mercado iniciou os movimentos de preços.

Como o sentido de causalidade pode mudar em períodos específicos, o teste também foi feito para dois subperíodos distintos: janeiro de 1980 a junho de 1989 e julho de 1989 a dezembro de 1996, os quais representam anos com e sem mecanismos de regulação de preços impostos pela OIC, respectivamente.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste referente ao primeiro subperíodo.

TABELA 4 Teste de causalidade entre as cotações do café na bolsa de *New York* e o preço pago ao produtor brasileiro - janeiro de 1980 a junho de 1989.

Variável dependente	Variável independente	Teste F <sup>1</sup>
<i>Ppd</i>	<i>Pny</i>	5,273 (4,80)
<i>Pny</i>	<i>Ppd</i>	0,941* (4,80)

1: entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.  
Nível de significância : \* 1%.

Na equação onde o preço ao produtor é a variável dependente, rejeita-se a hipótese de nulidade dos coeficientes futuros, condição necessária para a existência de causalidade no sentido *Ppd* para *Pny*. Na equação em que a cotação em *New York* foi considerada variável dependente, não se pode rejeitar a hipótese de nulidade estatística dos coeficientes dos valores futuros, condição suficiente para que se estabeleça sentido de causalidade de *Ppd* para *Pny*, ou seja, os preços no mercado físico brasileiro causaram as cotações na bolsa de *New York*.

Na Tabela 5 estão os resultados do teste referente ao segundo subperíodo.

TABELA 5 Teste de causalidade entre as cotações do café na bolsa de *New York* e o preço pago ao produtor brasileiro – julho 1989 a dezembro 1996.

Variável dependente	Variável independente	Teste F <sup>1</sup>
<i>Ppd</i>	<i>Pny</i>	0,867* (4,60)
<i>Pny</i>	<i>Ppd</i>	2,628* (4,60)

1: entre parênteses estão os graus de liberdade do teste.

Nível de significância: \* 1%.

Como ocorreu no teste referente ao período completo, constatou-se ausência de causalidade, tendo em vista que não se rejeita a hipótese de nulidade dos coeficientes dos valores futuros nas duas equações. Os resultados indicam que no período total, 1980 a 1996, assim como no segundo subperíodo, julho 1989 a dezembro 1996, constatou-se ausência de causalidade.

Era de se esperar causalidade bidirecional, desde que a bolsa funcionasse de forma eficiente, cumprindo com suas funções básicas, quais sejam: antecipar preços com confiabilidade, possibilitar a transferência de riscos e funcionar como centro coletor e disseminador de informações. Desta maneira, havendo causalidade bidirecional, a bolsa deveria causar os preços ao produtor brasileiro, bem como receber influência das condições presentes no mercado, em termos de quantidade ofertada e demandada, isto é, ser também causada pelo preço ao produtor.

De qualquer forma, a ausência de causalidade em toda a série e no subperíodo mais recente, 1989 a 1996, indica tão somente que um segmento não está causando o outro, ou mais especificamente, que não está iniciando os movimentos de preços, mas não significa que as cotações em um e outro sejam sempre divergentes, muito embora isto possa às vezes ocorrer, como de fato tem ocorrido. Contudo, sempre são fenômenos de curtíssimo prazo, com duração de poucos dias.

Staduto (1995) afirma que as bolsas de mercadorias são mais utilizadas por investidores oriundos do setor financeiro do que por agentes com reais interesses naquele mercado específico, sendo a *commodity* mera figurante, servindo apenas como instrumento para operações financeiras. Isto significa que a participação dos especuladores nas negociações em bolsas de mercadorias é bastante superior em relação à participação dos *hedgers*, estes sim com interesses naquela *commodity*, o que pode ajudar a explicar a não causalidade entre os dois segmentos analisados.

Anteriormente falou-se que uma das principais funções de uma bolsa de mercadorias é antecipar preços com confiabilidade. A análise da significância estatística dos coeficientes dos valores futuros feita com o uso do teste t, apresentada no Anexo A, indica que a bolsa de *New York* não tem sido eficiente em antecipar os preços no Brasil, na medida em que apenas a variável  $Pny_{t+1}$ , na série total e no primeiro subperíodo, mostrou-se significativa num nível de 1%, e a variável  $Pny_{t+2}$ , no primeiro subperíodo, em 5%.

Atrasas (1993), estudando o comportamento dos mercados de café, soja e boi gordo na Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo, BM&F, confirma o fato de não haver previsibilidade de preços por parte das bolsas, afirmando que no caso específico do café o poder de previsão situa-se ao redor de dois meses.

Com relação ao primeiro subperíodo (janeiro de 1980 a junho de 1989), constatou-se causalidade no sentido *Ppd* para *Pny*. Isto significa que, durante este período, as variações nos preços foram iniciadas pelo produtor brasileiro, a despeito de o mercado contar em diversas ocasiões com mecanismos de regulação de preços, os quais visavam evitar exatamente que bruscas oscilações pudessem ocorrer.

Estudo de Silvestrini Júnior (1994), analisando o período 1979/90, confirma esse resultado, afirmando que o preço recebido pelo produtor causava o preço no atacado e no varejo, que havia causalidade bidirecional entre o preço ao produtor e o preço brasileiro de exportação e que este último causava o preço colombiano de exportação.

Entretanto, deve-se ressaltar que o período entre janeiro de 1980 a junho de 1989 apresentou as maiores variações de preços, o que poderia ter causado esse resultado. Ou seja, a brutal redução na oferta brasileira somada a conseqüente elevação nos preços, talvez tenha sido responsável pela existência

de causalidade no sentido do preço pago ao produtor brasileiro para a cotação na bolsa de *New York*.

Por outro lado, a inexistência de causalidade do Brasil para o mercado internacional na década de 90 pode também sugerir perda de liderança no mercado de café, imaginando-se que ele não mais ocupe posição preponderante no mercado mundial, fato esse confirmado pelas menores participações brasileiras no volume produzido e exportado mundialmente.

#### 4.3 Elasticidade na transmissão de preços

Como só foi constatada causalidade no primeiro subperíodo, 1980 a 1989, somente para este foi calculada a elasticidade. O teste F para exclusão de variáveis indicou que todos os oito valores passados eram significativos, muito embora o teste “t” tenha indicado que apenas os coeficientes de  $P_t$  e  $P_{t-1}$  sejam significativos ao nível de 1%, e  $P_{t-7}$  ao nível de 5%. A forma funcional adotada corresponde à forma semilogarítmica e, portanto, os próprios coeficientes representam as elasticidades. Esses resultados estão na Tabela 6.

Os dados apresentados indicam que a uma variação de 10% no preço pago ao produtor brasileiro no tempo  $t$ , corresponderá uma variação de 2,53% na cotação na bolsa no mesmo período e uma outra de 2,03% no período seguinte.

TABELA 6 Elasticidade na transmissão de preços de café entre o preço pago ao produtor brasileiro e a cotação na bolsa de *New York* – janeiro de 1980 a junho de 1989.

Var. depend. ( <i>P<sub>ny</sub></i> )	Estimativa	Teste t
Constante	1,577 *	5,134
P <sub>t-1</sub>	0,203 *	3,356
P <sub>t-2</sub>	-0,058	-0,836
P <sub>t-3</sub>	0,102	1,423
P <sub>t-4</sub>	0,022	0,301
P <sub>t-5</sub>	0,007	0,099
P <sub>t-6</sub>	-0,075	-1,041
P <sub>t-7</sub>	-0,151 **	-2,008
P <sub>t-8</sub>	-0,072	-0,165
P <sub>t</sub>	0,253 *	4,446
Oic	0,017	0,074

Nível de significância : \* 1%; \*\* 5%.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados dos testes desenvolvidos no presente trabalho não indicam que os preços no mercado de café estejam sendo manipulados.

2) No modelo de formação de preços, o resultado mostra que as variáveis oferta e demanda mundiais são fortes indicativos para explicar a determinação do preço pago ao produtor brasileiro. Deve-se ressaltar, entretanto, que a utilização de valores médios anuais pode não ter refletido com precisão a realidade momentânea do mercado.

Com relação ao teste de causalidade entre as cotações na bolsa de *New York* e o mercado do produtor brasileiro, constatou-se ausência de causalidade no período total e no subperíodo que vai de julho de 1989 a dezembro de 1996. A causalidade no sentido produtor brasileiro para bolsa de *New York* foi verificada no primeiro subperíodo, de janeiro de 1980 a junho de 1989.

Como não se constatou causalidade no sentido bolsa de *New York* para o mercado do produtor brasileiro em nenhum momento, não ficou evidenciada nenhuma forma de manipulação de preços via mercados financeiros, patrocinadas por capitais especulativos ou por agentes diretamente envolvidos no mercado de café, tendo em vista que o preço pago ao produtor não foi liderado pelas cotações na bolsa.

Ou seja, apesar da grande participação de fundos de *commodities* nos negócios com contratos de café em bolsas de mercadorias e futuros, esse elevado volume de negócios não chega a causar o preço pago ao produtor.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, D.R.D. de. **Formação de preços na indústria brasileira de soja 1982/1989**. Piracicaba: ESALQ, 1990. 140p. (Dissertação - Mestrado em Economia Agrária).

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ. **Coffee Business**, Rio de Janeiro. 1995/1997.

→ ATRASAS, A.L. **Formação de preços no mercado futuro brasileiro**. Viçosa: UFV, 1993. 104 p. (Tese - Mestrado em Economia Rural).

BACHA, E.L. **Política brasileira do café: uma avaliação centenária**. Rio de Janeiro: Marcellino Martins & E. Johnston Exportadores, 1992. 133p.

→ BARROS, G. S. A. de C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p.

BISHOP, R. V. The construction and use of causality tests. **Agricultural Economics Research**, Washington, v. 31, n. 4, p. 1-6, Oct. 1979.

→ BRANDT, S.A. **Comercialização agrícola**. Piracicaba: Livroceres, 1980. 195p.

- BURNQUIST, H.L. A questão da causalidade entre preços a diferentes níveis de mercado agrícola. Piracicaba: ESALQ, 1986. 83 p. (Dissertação – Mestrado em Economia Agrária).
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1971-1997.
- EPPS, M.L.; FIORAVANTE, M.; NAYLOR, T.H. Modelo econométrico trimestral do mercado mundial de café. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 113-146. abr./jun. 1972.
- FERGUSON, C.E. *Microeconomia*. 18.ed. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1994. 610 p.
- GARDNER, B.L. The farm-retail price spread in a competitive food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, v. 57, n. 3, p. 399-409, Aug. 1975.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, Oxford, v. 37, n. 3, p. 424-438, July 1969.
- HEIEN, D.M. Markup pricing in a dynamic model of food industry. *American Journal of Agricultural Economics*, Lexington, v. 31, n. 1, p. 10-18, Jan. 1980.
- HOFFMANN, R. *Estatística para economistas*. 2.ed. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1991. 426 p.

HULL, J. **Introdução aos mercados futuros e de opções.** São Paulo: Cultura Editores Associados.1994. 410 p.

INTERNATIONAL COFFEE ORGANIZATION. **Coffee statistics.** London, May 1997.

JOHNSTON, J. **Econometric Methods.** 3.ed. Cingapura: Mcgraw-Hill International Editions, 1991. 568 p.

KMENTA, J. **Elementos de econometria.** 2.ed. São Paulo: Atlas, 1988. 711 p.

LEFTWICH, R.H. **O sistema de preços e a alocação de recursos.** 7.ed. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Ciências Sociais, 1991. 452 p.

MARQUES, P.V.; AGUIAR, D.R.D.de. **Comercialização de produtos agrícolas.** São Paulo: EDUSP, 1993. 295 p.

MARTINES FILHO, J.G. **Margens de comercialização e causalidade de preços agrícolas.** Piracicaba: ESALQ, 1988. 146 p. (Dissertação - Mestrado em Economia Agrária).

MENDES, A. N. G. **Economia cafeeira: o agribusiness.** Lavras: UFPA/FAEPE, 1996. 59 p.

MORICOCHI, L. ; MARTIN, N.B. **Acordos internacionais e mercado de café.** **Informações Econômicas,** São Paulo, v. 24, n. 7, p. 17-29, jul. 1994.

MORICOCI, L. ; MARTIN, N.B. ; VEGRO, C.L.R. Produção de café nos países concorrentes do Brasil e tendências do consumo mundial. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 27, n. 5, p. 7-23, maio 1997.

NICHOLSON, W. **Microeconomic theory : basic principles and extensions**. 6.ed. Fort Worth: DrydenPress, 1995. 825 p.

PINDYCK, R.S. ; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1994. 968 p.

PONCIANO, N.J. **Segmento exportador da cadeia agroindustrial do café brasileiro**. Viçosa: UFV, 1995. 128 p. (Tese – Mestrado em Economia Rural).

PREÇOS AGRÍCOLAS. São Paulo, USP/ESALQ – DESR e CEPEA. 1992-1997.

REIS , A.J. dos. **Comercialização agrícola no contexto agroindustrial**. Lavras, 1996. Mimeografado. 240 p.

SECRETARIA DE ESTADO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO DE MINAS GERAIS. **Cenário futuro para a cadeia produtiva de café em Minas Gerais**. Belo Horizonte, 1995. 49 p.

SILVESTRINI JÚNIOR, A. **Análise econométrica e causalidade na transmissão de preços do mercado cafeeiro**. Viçosa: UFV, 1994. 78 p. (Tese – Mestrado em Economia Rural).

**SIMS, C.A. Money, income and causality. American Economic Review. Illinois, v. 62, n. 4, p. 540-552, Sept. 1972.**

**STADUTO, J.A.R. Os mercados de opções agrícolas : uma alternativa de financiamento para a agricultura. Viçosa: UFV, 1995. 133 p. (Tese – Mestrado em Economia Rural).**

**TOMEK, W.G.; ROBINSON, K.L. Agricultural product prices. New York: Cornell University Press, 1977. 376 p.**

**VEGRO, C.L.R. ; CARVALHO, F.C. de. Contexto de mercado na indústria de café e trajetória dos preços nos EUA e no Brasil. Informações Econômicas, São Paulo, v. 24, n. 7, p. 9-16. jul. 1994.**

... ..  
... ..  
... ..

**ANEXOS**

... ..  
... ..  
... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..  
... ..  
... ..  
... ..

... ..  
... ..  
... ..

## ANEXO A

Nesta seção serão apresentados os dados utilizados para o cálculo do modelo de formação de preços, Tabela A1, e os dados utilizados no teste de causalidade, Tabela A2

Os dados referentes ao preço recebido pelo produtor brasileiro foram fornecidos pelo Instituto Brasileiro do Café e Instituto de Economia Agrícola da Secretaria de Estado de Agricultura de São Paulo, coletados em Silvestrini Júnior (1994) e em Preços Agrícolas (1992-1997), e estão em R\$ por saca de 60 kg de café verde beneficiado, preços de dezembro de 1996 deflacionados pelo Índice Geral de Preços, Disponibilidade Interna, Fundação Getúlio Vargas (Conjuntura Econômica, 1971-1997).

As cotações na *Coffee, Sugar and Cocoa Exchange* foram coletadas em Anuário (1995-1997) e referem-se ao café brasileiro Santos tipo 4 no mercado *spot*, e estão em centavos de dólar americano por libra peso, deflacionados para dezembro de 1996 pelo *consumer price* norte americano (Conjuntura Econômica, 1971-1997).

Os valores referentes à produção mundial e consumo mundial estão em milhões de sacas de 60 kg, e foram obtidos em *International Coffee Organization* (1997).

**TABELA 1A** Mercado de café – Preço real pago ao produtor brasileiro, em R\$/saca, base dezembro de 1996, produção e consumo mundiais, em milhões de sacas de 60 kg – 1970/96.

Período	Preços reais <sup>1</sup>	Produção mundial <sup>2</sup>	Consumo mundial <sup>2</sup>
1970	213,2472	66917	72693
1971	151,8768	76163	74029
1972	178,1063	74425	75061
1973	221,7508	70010	76322
1974	213,2040	77397	75433
1975	239,2903	64537	78722
1976	480,2059	64277	71106
1977	610,0233	72250	70300
1978	352,9840	80685	79213
1979	316,9069	78310	78588
1980	307,3780	90407	82337
1981	202,7376	91294	83813
1982	216,3695	90196	85353
1983	196,3744	85822	84097
1984	226,8452	88554	84485
1985	371,2769	82894	84459
1986	639,2975	95903	88332
1987	177,9255	98466	88381
1988	170,0876	91392	92362
1989	152,5604	94388	91068
1990	112,4432	94991	94835
1991	93,8618	99234	94789
1992	76,6912	87872	97527
1993	94,9715	91350	98876
1994	165,6203	89075	96245
1995	154,9010	92137	98270
1996	127,9308	94200	97830

Fonte: 1- Silvestrini Júnior (1994), Preços Agrícolas (1992-1997).  
2- *International Coffee Organization* (1997).

**TABELA 2A** Dados utilizados para a estimação das equações do teste de causalidade.

Período	Cotação NY <sup>1</sup>	Preço produtor <sup>2</sup>	OIC
Jan/80	434,0709	283,2963	0
Fev/80	396,4194	331,3734	0
Mar/80	404,6151	354,5940	0
Abr/80	407,7044	366,8861	0
Mai/80	417,2779	379,4042	0
Jun/80	347,8274	338,4640	0
Jul/80	397,3079	293,6994	0
Ago/80	397,9600	292,9311	0
Set/80	398,2718	291,0162	1
Out/80	393,5835	267,0564	1
Nov/80	385,7219	247,5730	1
Dez/80	391,1379	242,2421	1
Jan/81	404,2620	255,5836	1
Fev/81	399,8114	238,2941	1
Mar/81	391,7532	187,0283	1
Abr/81	389,2436	206,0815	1
Mai/81	385,9785	194,8891	1
Jun/81	393,5002	184,4978	1
Jul/81	293,3214	187,4604	1
Ago/81	245,9188	194,0823	1
Set/81	234,1929	187,9085	1
Out/81	253,5007	185,0879	1
Nov/81	268,8203	196,1987	1
Dez/81	260,6958	215,7387	1
Jan/82	250,9404	215,1657	1

“...continua...”

“TABELA 2A, Cont.”

Fev/82	257,2730	212,9912	1
Mar/82	241,6723	208,5316	1
Abr/82	240,8885	215,4910	1
Mai/82	234,4080	222,5178	1
Jun/82	236,0734	229,3256	1
Jul/82	224,5216	211,4920	1
Ago/82	230,4372	205,2750	1
Set/82	231,4583	203,0740	1
Out/82	228,0829	210,0101	1
Nov/82	228,9836	222,6536	1
Dez/82	231,6708	239,9065	1
Jan/83	227,9116	226,1216	1
Fev/83	230,4380	239,0690	1
Mar/83	229,8073	231,0787	1
Abr/83	226,4069	215,6315	1
Mai/83	226,1293	198,5865	1
Jun/83	227,4510	190,9626	1
Jul/83	226,0376	170,6567	1
Ago/83	219,2714	173,9065	1
Set/83	214,9707	172,8762	1
Out/83	228,0348	175,5570	1
Nov/83	230,1232	169,3475	1
Dez/83	238,9465	192,6984	1
Jan/84	241,3116	194,8360	1
Fev/84	240,6964	186,7285	1
Mar/84	236,1603	191,5794	1
Abr/84	230,3831	200,0299	1
Mai/84	223,6853	207,1876	1

“...continua...”

“TABELA 2A, Cont.”

Jun/84	228,3843	236,5761	1
Jul/84	223,9136	244,6495	1
Ago/84	228,5386	235,2399	1
Set/84	228,8667	248,0817	1
Out/84	222,2490	244,5129	1
Nov/84	218,1843	257,6246	1
Dez/84	219,1779	275,0961	1
Jan/85	228,4421	347,3430	1
Fev/85	235,2588	385,8038	1
Mar/85	231,6496	372,0369	1
Abr/85	217,0648	365,7784	1
Mai/85	212,5518	343,9331	1
Jun/85	201,3971	277,2306	1
Jul/85	192,4107	258,5587	1
Ago/85	195,5513	248,1972	1
Set/85	203,4131	252,1071	1
Out/85	219,1914	371,4546	1
Nov/85	253,4450	469,2829	1
Dez/85	292,4362	763,5969	1
Jan/86	438,5936	852,6635	1
Fev/86	400,5375	757,3165	1
Mar/86	417,5329	775,2830	0
Abr/86	421,2130	657,4347	0
Mai/86	407,8447	647,6621	0
Jun/86	331,6624	592,7871	0
Jul/86	265,5036	576,6705	0
Ago/86	275,2665	632,0266	0
Set/86	302,4845	650,1135	0

“...continua...”

"TABELA 2A, Cont."

Out/86	269,9723	582,1368	0
Nov/86	252,0962	544,3454	0
Dez/86	232,8250	403,1300	0
Jan/87	170,6624	305,6784	0
Fev/87	162,4646	255,3017	0
Mar/87	137,7024	220,7550	0
Abr/87	143,0031	207,9054	0
Mai/87	157,0019	203,2703	0
Jun/87	137,3021	147,9483	0
Jul/87	125,3152	134,1510	0
Ago/87	126,6018	134,5106	0
Set/87	138,8424	131,7105	0
Out/87	153,5868	135,4144	1
Nov/87	167,6084	132,9480	1
Dez/87	160,9118	125,5125	1
Jan/88	160,8096	129,3223	1
Fev/88	178,1850	161,6720	1
Mar/88	171,7277	159,5171	1
Abr/88	166,9418	153,1423	1
Mai/88	163,2803	145,6622	1
Jun/88	165,0011	174,8491	1
Jul/88	160,5664	172,4532	1
Ago/88	149,0803	169,8846	1
Set/88	157,1852	168,8201	1
Out/88	152,5058	169,1003	1
Nov/88	156,1966	183,1718	1
Dez/88	178,9954	253,4567	1
Jan/89	190,2874	224,6219	1

"...continua..."

"TABELA 2A, Con

Fev/89	167,8396	192,1634	1
Mar/89	165,9510	164,3979	1
Abr/89	169,3017	145,2584	1
Mai/89	165,0590	248,1291	1
Jun/89	146,9843	210,2489	1
Jul/89	100,3736	136,2836	0
Ago/89	85,6569	102,3419	0
Set/89	85,9073	107,6354	0
Out/89	76,1583	88,3587	0
Nov/89	82,5242	99,8718	0
Dez/89	85,4006	111,4139	0
Jan/90	87,5590	117,3631	0
Fev/90	96,0695	137,5500	0
Mar/90	106,1578	122,4802	0
Abr/90	107,5548	127,0163	0
Mai/90	105,8876	119,8785	0
Jun/90	101,2473	110,3889	0
Jul/90	95,9669	100,9838	0
Ago/90	109,4455	119,1832	0
Set/90	110,8070	108,8942	0
Out/90	102,4231	97,1851	0
Nov/90	92,3391	92,4176	0
Dez/90	95,5697	95,9779	0
Jan/91	89,6746	95,5306	0
Fev/91	94,1827	96,3653	0
Mar/91	99,2901	112,0898	0
Abr/91	96,3927	106,3414	0
Mai/91	88,9942	100,1938	0

"...continua..."

“TABELA 2A, Cont.”

Jun/91	85,1153	95,1224	0
Jul/91	81,2258	91,5562	0
Ago/91	79,7567	86,7175	0
Set/91	87,5193	98,4683	0
Out/91	76,7087	82,9859	0
Nov/91	76,6063	83,4864	0
Dez/91	72,0365	77,4842	0
Jan/92	71,8524	74,1394	0
Fev/92	67,0314	81,3253	0
Mar/92	68,5526	79,2138	0
Abr/92	63,0450	82,5804	0
Mai/92	58,5132	74,3894	0
Jun/92	55,9717	71,9131	0
Jul/92	55,2590	69,0191	0
Ago/92	52,6708	66,4629	0
Set/92	55,9809	64,3701	0
Out/92	67,2855	75,1547	0
Nov/92	72,1390	91,0996	0
Dez/92	83,7980	90,6266	0
Jan/93	75,3893	114,3057	0
Fev/93	74,2959	93,2570	0
Mar/93	69,9139	91,7948	0
Abr/93	61,1117	82,6620	0
Mai/93	63,5989	78,8600	0
Jun/93	61,8097	85,8136	0
Jul/93	72,9065	89,5462	0
Ago/93	81,0624	101,7352	0
Set/93	83,4887	97,2813	0

“...continua...”

“TABELA 2A, Cont.”

Out/93	78,3632	100,6703	0
Nov/93	81,0790	105,3492	0
Dez/93	81,4911	98,3823	0
Jan/94	77,9011	97,4288	0
Fev/94	87,1774	99,0452	0
Mar/94	91,9125	102,1982	0
Abr/94	94,3693	113,4704	0
Mai/94	127,9619	147,3105	0
Jun/94	146,9511	157,5889	0
Jul/94	227,5552	228,1706	0
Ago/94	205,7703	231,7190	0
Set/94	226,9369	238,5033	0
Out/94	203,8006	226,3160	0
Nov/94	183,8875	187,1410	0
Dez/94	166,8106	158,5521	0
Jan/95	172,6213	172,6560	0
Fev/95	170,1819	162,7446	0
Mar/95	180,7090	176,9765	0
Abr/95	174,7446	167,9411	0
Mai/95	169,3944	170,7622	0
Jun/95	151,7187	154,2725	0
Jul/95	145,9307	143,3427	0
Ago/95	155,9635	145,4508	0
Set/95	135,5061	152,9416	0
Out/95	125,1473	143,2642	0
Nov/95	125,7770	137,5176	0
Dez/95	170,0530	130,9420	0
Jan/96	130,9929	121,7171	0

“...continua...”

“TABELA 2A, Cont.”

Fev/96	147,4508	155,0779	0
Mar/96	143,5922	154,8806	0
Abr/96	134,9205	143,7849	0
Mai/96	136,4459	146,8900	0
Jun/96	127,0093	131,8154	0
Jul/96	107,9975	109,4880	0
Ago/96	109,1793	102,3474	0
Set/96	103,6121	119,2187	0
Out/96	105,9445	116,4787	0
Nov/96	103,6746	117,3814	0
Dez/96	103,7700	116,0900	0

Fonte: 1- Anuário Estatístico do Café (1995-1997), base dezembro de 1996.

2- Silvestrini Júnior (1994), Preços Agrícolas (1992-1997), base dezembro de 1996.

## **ANEXO B**

Os resultados relativos ao teste de causalidade estão apresentados nas Tabelas 1B, 2B e 3B.

A tabela 1B contempla o período que vai de janeiro de 1980 a dezembro de 1996; a Tabela 2B, janeiro de 1980 a junho de 1989 e a Tabela 3B, julho de 1989 a dezembro de 1996.

Os resultados referem-se à equação de regressão com oito defasagens e quatro valores futuros. Portanto, o valor do Teste F não coincide com os valores do Teste F apresentados nas Tabelas 3, 4, e 5, já que estes últimos foram calculados segundo a expressão (8), sendo utilizados para testar o sentido de causalidade.

Tabela 1B- Teste de causalidade -- preço pago ao produtor brasileiro e cotação na *Coffee, Sugar and Cocoa, New York - 1980 a 1996*

Equação 1 - variável dependente - Ppd															
	t+4	t+3	t+2	t+1	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k	Oic
Estimat.	0,043	0,002	-0,081	0,277*	0,655*	0,099	0,073	0,024	-0,135	0,062	0,090	-0,085	0,109	-0,243	-0,002
t	0,557	0,032	-1,020	3,509	8,135	1,251	0,909	0,310	-1,735	0,785	1,158	-1,090	1,408	-0,608	-0,088
F	9,36*														
R <sup>2</sup>	0,43														
DW	1,89														
Equação 2 - variável dependente - Pny															
	t+4	t+3	t+2	t+1	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k	Oic
Estimat.	-0,014	0,039	0,073	0,062	0,387*	0,143*	0,010	0,035	0,059	-0,09**	0,045	-0,095	-0,029	0,765*	0,028
t	-0,295	0,798	1,522	1,290	7,971	2,951	0,206	0,723	1,225	-1,927	0,927	-1,900	-0,597	2,806	1,328
F	9,85*														
R <sup>2</sup>	0,44														
DW	2,11														

nível de significância: \* 1%  
\*\* 5%

Tabela 2B - Teste de causalidade - preço pago ao produtor brasileiro e cotação na *Coffee, Sugar and Cocoa, New York* - jan. 1980 a jun. 1989

Equação 1 - variável dependente - Ppd															
	t+4	t+3	t+2	t+1	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k	Oic
Estimat.	0,084	0,16	0,276**	0,561*	0,566*	0,314	0,095	-0,121	-0,063	0,194	0,219	-0,044	0,164	-1,145	-0,035
t	0,663	1,212	-2,093	4,259	4,086	0,221	0,643	-0,895	-0,46	1,442	1,637	-0,319	1,239	-1,361	-0,864
F	4,30*														
R <sup>2</sup>	0,41														
DW	1,56														
Equação 2 - variável dependente - Pny															
	t+4	t+3	t+2	t+1	T	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k	Oic
Estimat.	0,048	-0,015	0,071	0,029	0,235*	0,207*	-0,054	0,096	0,003	0,019	-0,069	-0,17**	-0,011	1,367*	0,012
t	0,864	-0,265	1,199	0,494	3,891	3,386	-0,754	1,274	0,036	0,254	-0,932	-2,245	-0,152	4,073	0,506
F	4,54*														
R <sup>2</sup>	0,42														
DW	1,70														

nível de significância: \* 1%

\*\* 5%

Tabela 3B - Teste de causalidade - preço pago ao produtor brasileiro e cotação na *Coffee, Sugar and Cocoa, New York* - jul 1989/ dez 1996

Equação 1 - variável dependente - Ppd														
	t+4	t+3	t+2	t+1	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k
Estimat.	0,050	-0,025	0,049	0,087	0,575*	0,127	0,059	0,145	-0,23**	-0,085	0,034	-0,109	0,099	0,492*
t	0,621	-0,292	0,503	0,910	6,035	1,399	0,069	1,622	-2,540	-0,947	0,384	-1,324	1,354	4,960
F	31,89*													
R <sup>2</sup>	0,86													
DW	1,99													
Equação 2 - variável dependente - Pny														
	t+4	t+3	t+2	t+1	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	k
Estimat.	-0,111	0,103	0,135	0,142	0,531*	0,151	0,145	0,021	0,093	-0,089	0,111	0,022	0,003	-0,574*
t	-1,314	1,144	1,401	1,521	5,739	1,767	1,663	0,294	1,351	-1,328	1,645	0,315	0,044	-3,627
F	28,3*													
R <sup>2</sup>	0,84													
DW	2,08													

nível de significância: \* 1%

\*\* 5%