

ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA DEMANDA DE EXPORTAÇÃO DE CAFÉ BRASILEIRO*

Vicente Finageiv
Sergio Alberto Brandt
Alexandre Aad Neto
Heleno do Nascimento Santos
Alberto Martins Rezende
Heloisa Helena Ladeira**

1. INTRODUÇÃO

Historicamente, o desenvolvimento sócio-econômico do Brasil está ligado, até os dias de hoje, à exportação de produtos agrícolas (11). O café, o açúcar e a borracha já no Império representavam 80% das exportações brasileiras (22). Em 1972, só o café, por si, participou com 26% do total exportado (1). Desde o inicio da República predominou o que podemos chamar de «Ciclo do Café», pois se deve a ele quase que a totalidade da implantação do nosso atual parque industrial (17).

Por ser fonte de divisas para o País e, também, pelo fato de grande parte da população rural depender diretamente do comportamento do mercado internacional do café, cumpre a todos os países produtores criar medidas preventivas, a fim de que este mercado não oscile, drasticamente, seus preços. Portanto, países, como o Brasil, para se acobertarem dessas oscilações prejudiciais nos preços, uma vez que tanto a oferta (2 e 14) como a procura (5 e 6) são preço-inelásticas, procuram disciplinar o mercado, buscando controlar a oferta, daí surgindo os Acordos Internacionais do Café.

O Acordo Internacional do Café é um mecanismo de redistribuição global de renda (12). Sua operação faz sentido em períodos de excedente de oferta, dada a inelasticidade-preço da procura mundial do produto. Entretanto, os benefícios que os diferentes países produtores obtêm com a implementação do IAC variam com as respectivas parcelas de mercado. É sabido que a parcela brasileira no mercado mundial de café vem decrescendo progressivamente nas últimas décadas (13 e 18).

O mercado mundial de café é um caso notável de situação oligopolista, em que os participantes são encorajados a se comunicarem e a cooperarem entre si, mas na qual os ganhos advindos da cooperação «industrial» dependem das parcelas específicas relativas ao mercado total (5).

A medida que decresce a participação do País no mercado mundial de café, cresce o seu poder de barganha, exatamente porque sua parcela de mercado se torna menor e tem menos a ganhar com a implementação do Acordo (10). Em ou-

* Recebido para publicação em 08-06-1976.

** Economista do Banco Central do Brasil e Professores da Universidade Federal de Viçosa, respectivamente.

etros termos, sua demanda tende a tornar-se mais elástica do que a demanda mundial agregada do produto. Deste modo, a política de mercado externo de um país, como o Brasil, pode ser mais bem conduzida quando se conhece a estrutura da sua demanda de exportação e a da relação desta com a parcela de mercado do País no mercado mundial (7 e 10).

O objetivo desta pesquisa é estimar as elasticidades de demanda de exportação de café brasileiro no mercado mundial e suas relações com a parcela de mercado do produto nacional no mercado mundial.

2. METODOLOGIA

2.1. Os Dados

Os dados básicos a serem usados nesta pesquisa são séries cronológicas de exportações totais e preços médios de café no mercado mundial, exportações não-brasileiras e preços médios de café não-brasileiro no mercado mundial, cobrindo o período de 1952 a 1973 (Quadro 1).

Os preços médios do café serão obtidos pela média aritmética simples das cotações anuais da Bolsa de Nova Iorque, supondo-se não haver efeito inflacionário apreciável na moeda norte-americana, para o período analisado. Estes dados, para efeito de seleção das equações serem estimadas, serão transformados de centavos de dólar por libra-peso em centavos de dólar por 1.000 sacas de 60 quilos.

2.2. Modelo Conceptual

Em primeiro lugar, estima-se uma função agregada de procura de exportação mundial de café de todas as origens:

$$q_t^d = \alpha_1 p_t^{\beta_1} q_{t-1}^{\gamma_1} 10^{n_1 T} u_t \quad (I)$$

onde q_t^d é a quantidade total exportada de café de todas as origens, no ano t ; p_t é o preço médio de café exportado de todas as origens; q_{t-1} é igual a q_t^d , com retardamento de 1 ano; T é uma variável de tendência em valores naturais e u_t é um termo de erro ao acaso.

Em segundo lugar, estima-se uma função de oferta de café do resto do mundo (não-brasileiro), conforme:

$$q_t^s = \alpha_2 p_{t-6}^{\beta_2} q_{t-6}^{\gamma_2} 10^{n_2 T} v_t \quad (II)$$

onde q_t^s é a quantidade exportada de café do resto do mundo, no ano t ; p_{t-6} é o preço médio de café não-brasileiro, no ano $t-6$; q_{t-6} é igual a q_t^s , tomada com retardamento de seis anos; T é uma variável de tendência, em valores naturais e v_t é um termo de erro ao acaso (9).

Os modelos (I) e (II) são exponenciais ou duplo-logarítmicos, pressupondo-se elasticidades constantes de oferta e procura agregadas no mercado mundial, no período analisado (10).

O terceiro passo consiste em relacionar a elasticidade-preço da procura de exportação de dado país (E_i), no caso, o Brasil, com a elasticidade-preço da procura mundial de café exportado de todas as origens (β_1), a parcela de mercado do País (K_i) e a elasticidade-preço da oferta de café dos países competidores (β_2):

$$E_i = \frac{\beta_1}{K_i} - \frac{\beta_2 K_i}{K_i} \quad (III)$$

QUADRO 1 - Estimativas de exportações líquidas mundiais, exportações líquidas brasileiras, exportações líquidas não-brasileiras, preços médios de café representativos na bolsa de Nova Iorque. Valores expressos em mil sacas de sessenta quilos e em centavos de dólar por libra/peso, 1952-73

Ano	Exportação mundial	Exportação brasileira	Exportação não-brasileira	Preço médio de café	Preço médio café não-brasileiro-cafés representativos
1952	32.152	16.669	15.483	53,64	53,59
1953	32.939	14.706	18.233	54,70	54,23
1954	33.458	12.401	21.057	71,75	70,36
1955	29.219	12.794	16.425	54,46	54,08
1956	38.296	17.063	21.233	55,27	54,91
1957	36.203	14.261	21.942	51,75	51,11
1958	37.340	13.207	24.133	45,59	45,24
1959	38.977	17.527	21.450	37,08	37,09
1960	42.351	17.218	25.133	34,02	33,70
1961	44.220	16.115	28.105	31,66	31,11
1962	45.361	16.118	29.243	30,82	30,43
1963	46.150	18.489	27.661	33,07	32,94
1964	51.327	17.024	34.303	43,16	42,72
1965	41.560	13.014	28.546	40,51	40,00
1966	47.603	17.613	29.990	40,44	40,38
1967	50.268	17.240	33.028	37,74	37,73
1968	53.483	18.286	35.197	38,01	38,09
1969	52.669	19.137	33.532	38,61	38,58
1970	53.346	18.149	35.197	50,05	49,40
1971	52.552	18.068	34.484	44,83	39,33
1972	57.959	19.460	38.499	49,44	49,22
1973	59.274	18.316	40.958	60,60	59,70

FONTES: (3 e 4).

onde β_1 é menor que zero, K_i varia entre zero e a unidade e k (a parcela de mercado do resto do mundo) é igual a $1 - k_i$.

A quantidade total exportada (q) no mercado mundial se divide entre o país «i» (q_i) e o resto do mundo (q_r), de tal modo que:

$$q_i = q - q_r \quad (IV)$$

Deste modo, tem-se:

$$\frac{d q_i}{d p} = \frac{d q}{d p} - \frac{d q_r}{d p} \quad (V)$$

e

$$\frac{d q_i}{d p} \cdot \frac{p}{q_i} = \frac{d q}{d p} \cdot \frac{p}{q_i} - \frac{d q_r}{d p} \cdot \frac{p}{q_i} \quad (VI)$$

Deste modo,

$$E_i = \beta_1 \frac{q}{q_i} - \frac{d q_r}{d p} \cdot \frac{p}{q_r} \cdot \frac{q_r}{q_i} \quad (VII)$$

Entretanto, tem-se que:

$$\frac{q_i}{q} = K_i \quad (VIII)$$

Portanto, demonstra-se que:

$$E_i = \frac{\beta_1}{K_i} - \frac{\beta_2 K}{K_i} \quad (IX)$$

Assim, mantendo-se constantes β_1 e β_2 , a procura de exportação do produto de um país, como o Brasil, torna-se mais elástica, à medida que decresce sua parcela de mercado, isto é, E_i torna-se mais negativa, com:

$$\lim_{K_i \rightarrow 0} E_i = -\infty \quad (X)$$

Uma implicação importante para a política de exportação a curto prazo é a de que o país pode variar sua quantidade exportada sem exercer efeito apreciável sobre o preço médio internacional. A primeira derivada de (III), com relação à parcela de mercado, salienta este aspecto, uma vez que:

$$E'_i = \frac{\beta_1 - \beta_2}{K_i^2} > 0 \quad (XI)$$

$$E''_i = \frac{2(\beta_1 - \beta_2)}{K_i^3} < 0 \quad (XII)$$

2.3. Modelo Estatístico

As funções a serem estimadas terão a forma logarítmica, visto que o modelo conceptual pressupõe elasticidade constante.

Aplicando-se o método dos mínimos quadrados ordinários, estimar-se-á a função de demanda tal como:

$$\log Y_d = \log a + \beta_1 \log X_1 + \beta_2 \log X_2 + \beta_3 X_3 + U_t \quad (\text{XIII})$$

onde $Y_d = q_t^d$; $X_1 = p_t$; $X_2 = q_{t-1}$; $X_3 = T$, expressa em número naturais, tal como foi explicitado na seção 2.1.; U é uma variável aleatória pressuposta seguir uma distribuição $N(0, \sigma^2)$, sendo os β_i ($i=1,2$) as respectivas elasticidades. Espera-se que com a aplicação deste modelo o coeficiente (β_1) seja negativo e coerente com a teoria econômica.

Deste modo, a função de oferta toma a seguinte forma de estimação:

$$\log Y_s = \log + \pi_1 \log Z_1 + \pi_2 \log Z_2 + \pi_3 Z_3 + U_t \quad (\text{XIV})$$

onde $Y_s = q_t^s$; $Z_1 = p_{t-6}$; $Z_2 = q_{t-6}$; $Z_3 = T$, expressa, também, em números naturais; U é uma variável aleatória pressuposta seguir uma distribuição $N(0, \sigma^2)$, sendo os π_i ($i=1,2$) as respectivas elasticidades e γ , o intercepto. Espera-se que os sinais sejam coerentes com a teoria econômica.

2.4. Estatísticas de Teste

As estatísticas básicas a serem utilizadas para verificação das hipóteses nu-
las são a de «t», de Student, e a ρ^2 , de Theil-Nagar (21).

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As equações estimadas de procura e de oferta mundial de café são apresentadas a seguir:

$$\begin{aligned} \log q_t^d &= 5,844 - 0,111 \log p_t - 0,208 \log q_{t-1} + 0,015T & (\text{XV}) \\ &\quad (0,0655) \quad (0,2272) \quad (0,0030) \\ &\quad -1,691 \quad -0,918 \quad 5,074 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,92 \quad \rho^2 = 0,23$$

$$\begin{aligned} \log q_t^s &= 2,965 + 0,088 \log p_{t-6} + 0,230 \log q_{t-6} + 0,013T & (\text{XVI}) \\ &\quad (0,0640) \quad (0,2124) \quad (0,0049) \\ &\quad 1,376 \quad 1,083 \quad 2,573 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,92 \quad \rho^2 = 0,15$$

Os modelos selecionados apresentaram coeficientes de determinação múltipla (R^2) relativamente elevados, indicando que mais de 90% das variações em quantidades demandada e ofertada são explicados pelas variáveis incluídas nos modelos. Estas equações de demanda mundial e de oferta do resto do mundo foram selecionadas, respectivamente, com as variáveis expressas em logaritmos decimais, sendo a variável tendência expressa em números naturais.

A matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas das equações mostram que os níveis de correlação entre elas encontram-se numa faixa geralmente aceitável, afastando o problema de multicolinearidade.

Não se aplicou o teste de Durbin-Watson para as equações (XV) e (XVI) porque existe variável endógena defasada no modelo, ocasião em que tal teste se mostra inapropriado. Do mesmo modo, não se utilizou o teste alternativo, representado pela estatística «h», de Durbin, pelo fato de observações extremas aparecerem nos resíduos, conforme mostram os gráficos de dispersão dos resíduos dessas equações (Figuras 1 e 2), (8 e 19).

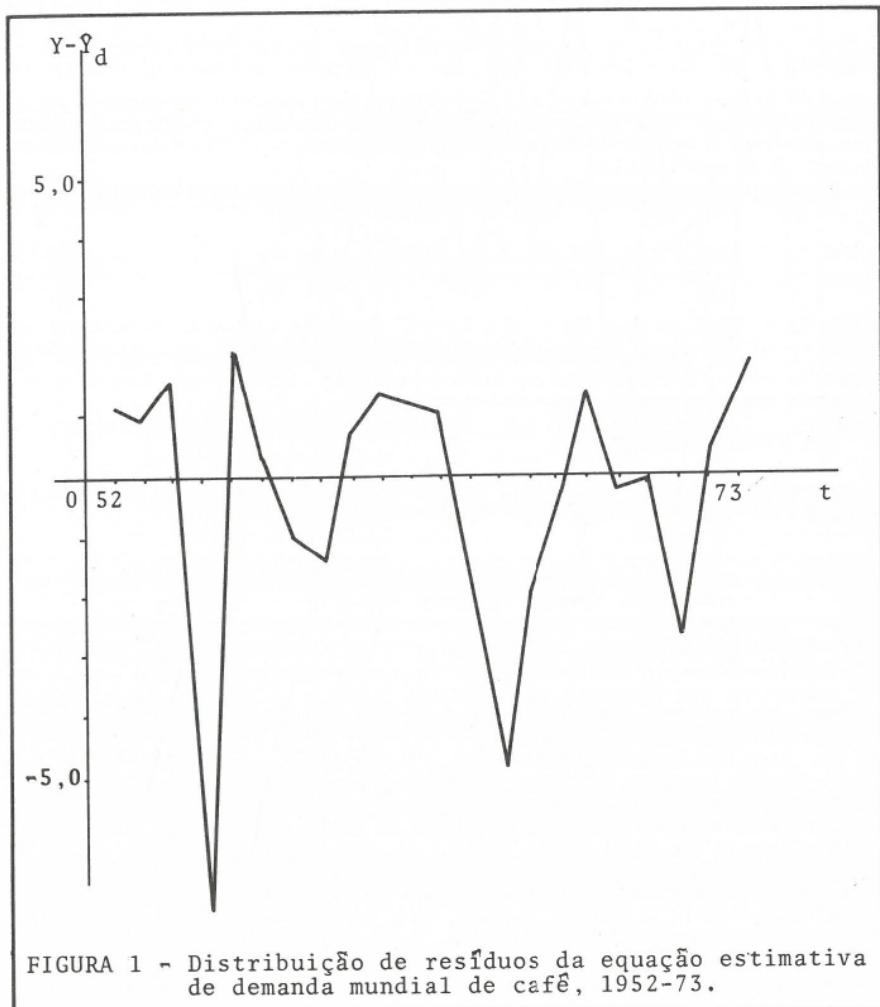


FIGURA 1 - Distribuição de resíduos da equação estimativa de demanda mundial de café, 1952-73.

Por outro lado, a estatística (ρ^2) de Theil-Nagar foi aplicada, assumindo-se que os valores ($\rho^2 = 0,23$), para a equação de demanda, e ($\rho^2 = 0,15$), para a equação de oferta, acusam baixos níveis de correlação serial (20 e 21), o que é confirmado pelo aspecto do gráfico dos resíduos, segundo WONNACOTT e WONNACOTT (23).

Foi observado, ainda, que não ocorrem processos auto-regressivos de primeira ordem, de *Markov*, uma vez que não houve significância desejável na regressão do erro em t sobre o erro em $t-1$, em ambas as equações, sendo a ocorrência do esquema auto-regressivo de primeira ordem condição indispensável para aplicação do teste de Durbin-Watson e da estatística «h», de Durbin (19).

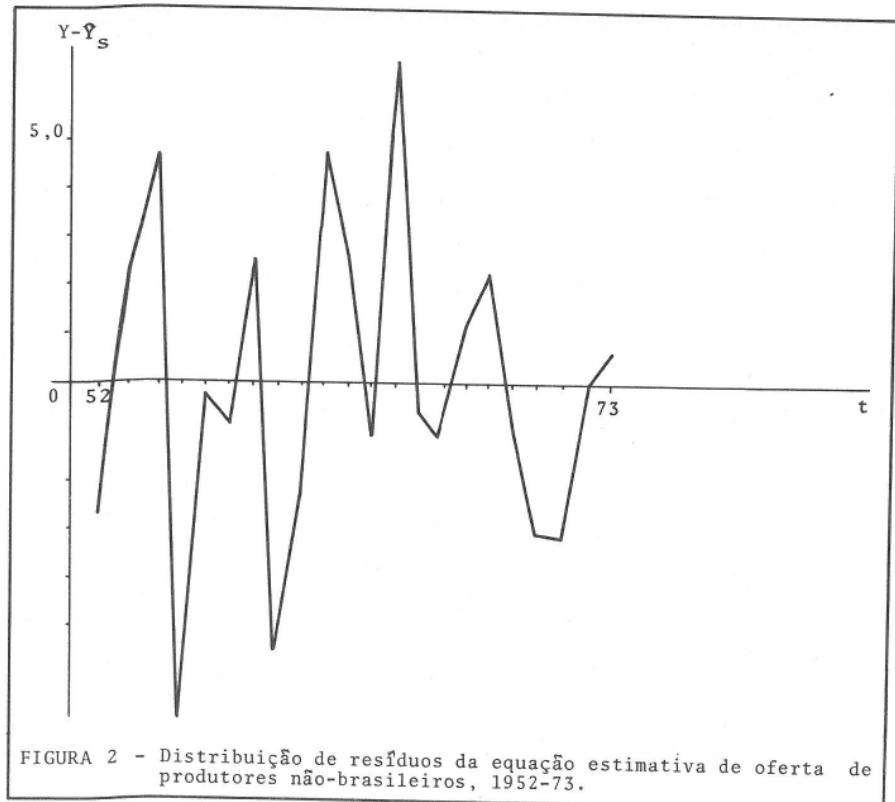


FIGURA 2 - Distribuição de resíduos da equação estimativa de oferta de produtores não-brasileiros, 1952-73.

Tais considerações fundamentaram o uso dos mínimos quadrados ordinários, na estimativa das equações, no lugar dos mínimos quadrados generalizados, método este que requer a existência de um processo gerador de primeira ordem para os termos de erro (15, 16 e 19).

Os sinais dos coeficientes de regressão parcial são coerentes com a teoria, e o conhecimento empírico e todos os valores dos coeficientes são maiores que os respectivos erros-padrão, o que sugere razoáveis níveis de significância, exceto o coeficiente da variável endógena retardada do modelo de demanda. Entretanto, dada a importância desta última variável, ela foi mantida no modelo.

A elasticidade-preço da procura de exportação de café brasileiro estimado é igual a -0,46 para $K_1 = 0,37\%$, indicando que, para uma variação de 10% no preço do produto, espera-se, *ceteris paribus*, uma variação em sentido contrário de 4,6% na exportação brasileira de café.

Fazendo-se variar (K_1), calculam-se as elasticidades-preço da procura de exportação de café brasileiro (Figura 3).

Verifica-se que, tal como era esperado, a relação entre a parcela de mercado (K_1) e a elasticidade-preço da procura de exportação é de natureza inversa.

4. RESUMO

A exportação brasileira ao mercado mundial de café, no período de 1952 a 1973, cresceu a uma taxa de 0,4% (1). No mesmo período, os preços médios de exportação cresceram a uma taxa média anual de 0,5%. Entretanto, a participação brasileira no mercado mundial caiu de 52%, em 1952, para 31%, em 1973 (13).

Tal como se demonstrou, à medida que decresce a participação de um país no mercado mundial total, cresce o seu poder de barganha, em consequência da redução da parcela neste mercado, constituindo um desestímulo à participação

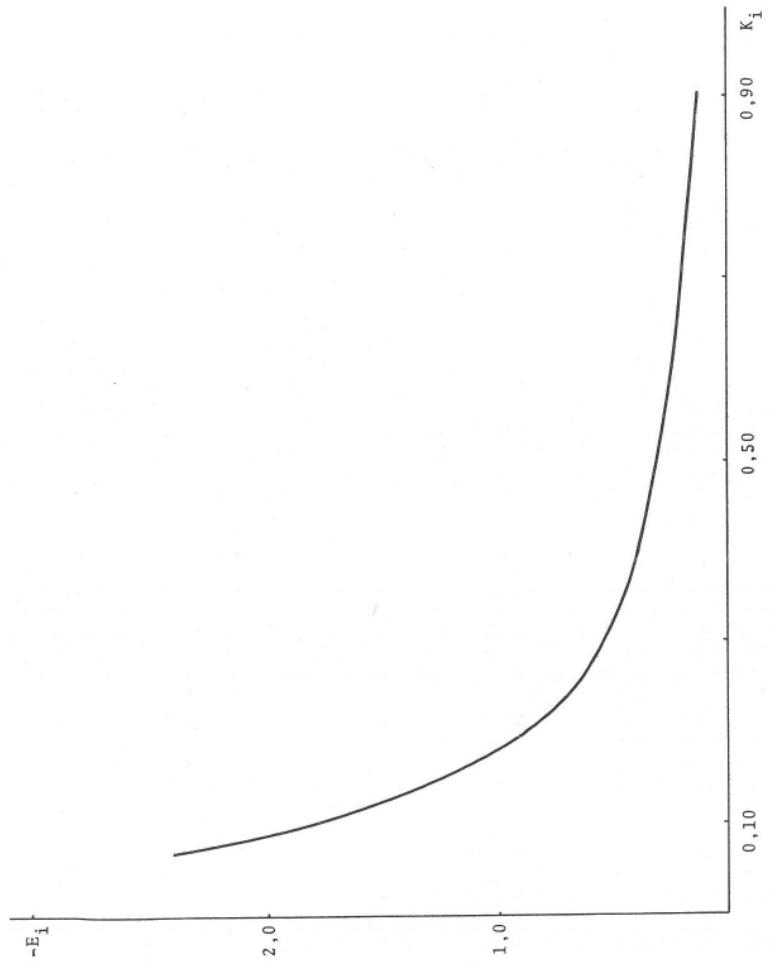


FIGURA 3 - Demonstração da relação elasticidade-preço da procura e elasticidade-preço da procura mundial de café de todas as origens.

redução da parcela neste mercado, constituindo um desestímulo à participação do país nos acordos internacionais.

Isto evidencia a necessidade de se analisar a estrutura da demanda de exportação e sua relação com a parcela de mercado do país.

No presente estudo, estimaram-se as elasticidades da demanda de exportação de café brasileiro no mercado mundial e suas relações com a parcela de mercado do produto nacional.

Os resultados indicam que, tornando-se cada vez menor a parcela brasileira no mercado mundial, a elasticidade-preço da exportação de café brasileiro torna-se maior, além de ser sempre maior do que a elasticidade-preço da procura mundial de todos os tipos de café.

Nas equações desenvolvidas demonstrou-se que a diminuição da parcela brasileira no mercado mundial torna a demanda do seu produto mais elástica. Isto significa que o Brasil pode, dentro de certos limites, incrementar suas exportações, sem que haja um efeito apreciável no preço médio internacional, o que lhe dá, neste contexto, uma posição excepcional no poder de barganha.

5. SUMMARY

Coffee exported from Brasil to the world market, in the period from 1952 to 1973, grew at an average rate of 0.4% (1). In the same period, the average price increased at an annual average rate of 0.5%. Meanwhile, the Brazilian participation in the world market dropped from 52%, in 1952, to 31%, in 1973 (13).

As demonstrated, at the same time that the participation of a country in the total world market decreases, its bargaining power grows (10). This situation impedes motivation for increased participation of the country in international treaties (5, 7 and 10). This evidences the necessity for analyzing the structure of demand for exportation in relation to the share that the country contributes in the total world market.

In the present study, the elasticity of demand for Brazilian coffee in the world market and its relation to the share of the national product being exported was estimated.

The results show that every time the Brazilian share of the world market is reduced, the elasticity of the price for export Brazilian coffee is augmented, even though it's always higher than the price elasticity of the world demand for different types of coffee.

The equation developed demonstrates that a reduction of the Brazilian share of the world market turns the demand for its product more elastic. This means that Brazil can, within certain limits, increment its exportation without an appreciable effect on the international average price. This provides, in this context, an exceptional position in bargaining power.

6. LITERATURA CITADA

1. AGUIAR, L.A. de. *Análise fracional do mercado externo: o caso do café brasileiro*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1974. 54 p. (Tese M.S.).
2. ARAK, M. *The supply of brazilian coffee*. Cambridge, Departament of Economics, M.I.T., 1967. 213 p. (Tese Ph.D.).
3. ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CAFÉ. Nova Iorque, Escritório Pan-Americano do Café, 1963/73 v. 27/37.
4. ANUÁRIO ESTATÍSTICO. Superintendência dos Serviços do Café. Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo, 1938/53.
5. BACHA, E.L. *An econometric model for de world coffee market: the impact of Brazilian price policy*. New Haven, Yale University, 1968. 240 p.
6. BRANDT, S.A. & FELSH, R. *Elasticidades estruturais de procura de café no Estado de São Paulo*. São Paulo, IEA, 1969. 15 p.
7. CARVALHO, M.R. *Análise estrutural da demanda interna de café*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1974. 144 p. (Tese M.S.).

8. DRAPER, N.R. & SMITH, H. *Applied regression analysis*. New York, John Wiley, 1966. 407 p.
9. EPPS, M.L.S. *A computer simulation of the world coffee economy*. Duhan, Duke University, 1970. 353 p. (Tese Ph.D.).
10. ETHERINGTON, D.M. An international tea trade policy for east Africa: an exercise in oligopolistic reasoning. *Food Research Institute, Stanford University*. Stanford, California, U.S.A., XI (1): 89/1108. 1972.
11. FURTADO, C. *Formação económica do Brasil*. S. Paulo, Companhia Editora Nacional, 1968. 261 p.
12. GEORGE GORDON & CO. *Coffee Annual*, 1968. New York, 1969. 184 p.
13. LADEIRA, H.H. *Avaliação econométrica da oferta de café em Minas Gerais*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1974. 93 p. (Tese M.S.).
14. MAITHA, J.G. *Coffee production in Kenya: a econometric study*. Buffalo, University of New York, 1969. 128 p. (Tese Ph.D.).
15. MALINVAUD, E. Relación entre errores en los modelos de regresión. In: *Métodos estatísticos de la econometría*. Barcelona, Ariel, 1967. p. 469-503.
16. MALINVAUD, E. *Statistical methods of econometrics*. Chicago, Rand McNally, U.S.A., 1966. 631 p.
17. ORSINI, J.G. O papel do café no desenvolvimento do Brasil. In: *REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMISTAS RURAIS*, 5.ª, Rio de Janeiro, 1967. Anais... Rio de Janeiro, 1968. p. 428-436.
18. PANIAGO, E. Café-produção, ciclo e procura. *Experientiae*. 3(1):1-4. 1963.
19. RAO, P. & MILLER, R.L. *Applied econometrics*. Belmont, Calif., U.S.A., Wadsworth Publishing Company, Inc., 1971. 235 p.
20. THEIL, H. *Principles of econometrics*. N. York, John Wiley & Sons, Inc., 1971. 736 p.
21. THEIL, H. & NAGAR, A.L. Testing the independence of regression disturbances. *Journal of the American Statistical Association* 56(296):793-806. 1961.
22. VILLELA, A.V. & SUZIGAN, W. *Política do governo e crescimento da economia brasileira, 1889-1945*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. 468 p. (Série Monográfica n.º 10).
23. WONNACOTT, R.J. & WONNACOTT, T.H. *Econometria*. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1976. 424 p.