

Setembro e Outubro de 1978

VOL. XXV

N.º 141

Viçosa — Minas Gerais

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

**ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA DEMANDA
INTERNA DE CAFÉ***

Maria Rita de Carvalho
Sergio Alberto Brandt
Robert W. Taylor
Marcília B.M. Oliveira
Evani da Costa Raggi**

I. INTRODUÇÃO

Desde o surgimento do café como atividade agrícola orientada para o mercado, as principais preocupações dos empresários e do poder público parecem voltadas para a comercialização de exportação. Pouco parece ter sido feito no sentido de atender ao potencial do mercado interno brasileiro (7, 8, 11).

Atualmente, é considerável a importância relativa e absoluta do mercado interno de café em termos de produção total. Em 1971, por exemplo, a produção brasileira foi da ordem de 11 milhões de sacas, sendo que o mercado interno absorveu cerca de 8 milhões de sacas de sessenta quilos. Em 1974, essa relação foi menor, já que a produção nacional foi de aproximadamente 23 milhões de sacas e o consumo interno foi da ordem de 7,5 milhões de sacas.

No mesmo intervalo de tempo, as exportações brasileiras de café cresceram de cerca de 15 milhões de sacas em 1964 para aproximadamente 18 milhões de sacas em 1971, o que correspondeu a um acréscimo geométrico da ordem de 3,1% (2, 3, 4).

Entretanto, o consumo «per capita» de café cru, no Brasil, é, aparentemente, mais baixo que noutros países do mundo. Em 1971, o consumo de café cru, no Brasil, era da ordem de 5,0 quilos por ano «per capita», comparando-se com níveis «per capita» de 6,8 quilos por ano nos Estados Unidos, 14,6 quilos por ano na Dinamarca, 9,3 quilos por ano no Canadá e 14,3 quilos por ano na Suécia (1, 5, 6, 9, 10, 12, 13, 15).

Por outro lado, estimativas de consumo de café em diversas regiões do País mostraram que os níveis de consumo individual de café cru variaram substancialmente entre as referidas localidades. Assim, em 1971, enquanto o consumo «per capita» de café na Região Sul variava em torno de 6,3 quilos por ano, o nível de consumo do produto era de apenas cerca de 3,3 quilos por ano «per capita» na Região Nordeste do Brasil.

* Pesquisa realizada, em parte, com recursos do CNPq. Baseada em parte da tese de Mestrado da primeira autora.

Recebido para publicação em 28/04/1977.

** A primeira autora é Técnica da EMATER-MG; o segundo autor é Professor Titular da U.F.V.; o terceiro autor é Professor da Purdue University e as duas últimas autoras são Estudantes Pós-Graduadas da U.F.V.

Acredita-se que apenas parte dessas diferenças possa ser explicada por diferenças em níveis de poder aquisitivo das populações consumidoras nos diferentes mercados do País. Aparentemente, existem grandes oportunidades para expansão dos níveis de consumo interno, tanto em termos «per capita» como agregado, graças aos melhores sistemas de métodos de distribuição do produto.

Por outro lado, a partir de 1971, a manutenção dos níveis desejados de exportação de café, aparentemente, tem sido alcançada com o sacrifício do consumidor nacional, mediante esquema de preços e suprimento à indústria de transformação de café. Caso se conhecesse mais acerca da natureza da demanda interna do produto, poder-se-ia orientar melhor a política de preço, produção e comercialização do produto. Dada a natureza cíclica de produção e preços de café, essa planificação precisaria ser conduzida com vistas ao longo prazo e não de modo aleatório ou esporádico.

Os preços do café pagos pelo consumidor interno vêm sendo, pelo menos desde 1964, objeto de controle governamental. Atualmente, os órgãos governamentais responsáveis pela fixação e fiscalização dos preços de café no mercado interno são a Comissão Interministerial de Preços (CIP) e a Superintendência Nacional de Abastecimento (SUNAB). Visto que os preços de café torrado e moído, no mercado interno, têm sido sujeitos a controle governamental, é de esperar que os consumidores brasileiros tomem decisões relativas a compras de café, tendo em vista as variações nos preços reais. Estudos anteriores indicaram que o café não apresenta substitutos potenciais significativos na dieta dos consumidores. Destarte, é de supor que os preços reais do produto e de seus complementos e a renda real dos consumidores sejam os principais fatores que influem no consumo interno «per capita» do produto.

No período compreendido entre os anos de 1964 e 1971, os preços reais do café no mercado interno variaram entre Cr\$ 0,35 de 1965/67 em 1964 e Cr\$ 1,22 de 1965/67 por quilo em 1971, no atacado, sugerindo a passagem de uma fase de subsídio de preço, em 1964, para uma fase de controle mais próximo dos níveis de equilíbrio de oferta e procura.

No mesmo período, a renda (PIB) real «per capita» dos consumidores cresceu de Cr\$ 7,30 de 1949 em 1964 para Cr\$ 9,90 de 1949 em 1971, indicando que a demanda potencial de produtos de consumo final, como o café, deve ter se expandido nesse período.

Fatores adicionais que podem influir nos níveis de consumo agregado de café são, entre outros, o tamanho da população consumidora e a expansão e/ou melhoria dos sistemas de distribuição e comercialização do café. No período compreendido entre os anos de 1964 e 1971, a população brasileira passou de 78 milhões de habitantes para cerca de 95 milhões de habitantes, indicando, a prosseguirem as tendências demográficas observadas no passado, as potencialidades de aumento de vendas do produto no mercado interno. Pouco se pode dizer, por outro lado, acerca de melhorias quantitativas e qualitativas, observadas em passado recente, no sistema de comercialização interna do café.

O conhecimento empírico das relações estruturais de procura, isto é, elasticidade demanda, pode ser de grande valia no delineamento das políticas de subsídio, tributação e/ou de financiamento de produção e comercialização.

O objetivo geral deste estudo é especificar e quantificar funções estáticas e dinâmicas de demanda de café para o mercado interno brasileiro. De modo mais específico, deseja-se estimar as influências de preços reais, renda real e outras variáveis de natureza cronológica ou temporal sobre o consumo interno «per capita» de café. Por outro lado, visto que o café é um produto cujo consumo está sujeito à formação de hábito, deseja-se analisar o grau de ajustamento alcançado, em média e num período de tempo, entre o nível de consumo realmente desejado pelos consumidores e o nível de consumo efetivamente alcançado.

2. METODOLOGIA

As informações básicas utilizadas neste estudo referem-se às séries nacionais agregadas de consumo equivalente anual «per capita» de café cru, preços corrigidos de café no atacado, salário mínimo mensal corrigido e outras variáveis selecionadas que, admite-se, influem na procura de café. O salário mínimo corrigido é usado, neste estudo, como indicador de renda «per capita» corrigida. Os resultados estatísticos obtidos com esse procedimento foram melhores, do ponto de vista estatístico, que os obtidos com o emprego da própria variável renda «per capita» corrigida. As séries temporais disponíveis referentes àquelas variáveis compreendem

dem o período de 1964 a 1971, inclusive. O índice usado para correção de preços e salário é o índice geral de preços ao nível de atacado (índice n.º 2) publicado pela F.G.V.

O esquema teórico utilizado para especificar a influência de fatores selecionados sobre o consumo é a teoria de demanda.

Um aspecto importante na teoria de demanda é a diferenciação tradicional entre as elasticidades de demanda a curto e longos prazos, a qual se baseia, principalmente, na rigidez tecnológica ou institucional. Pressupõe-se, implicitamente, que as variações esperadas em preços ou rendas sejam de caráter permanente. No mundo real, qualquer variação pode ser encarada como se fosse formada de componentes permanentes e transitórias. Apenas a componente de caráter permanente é tratada na análise tradicional, daí a diferença entre demanda a curto prazo e demanda a longo prazo (14).

Seja o exemplo seguinte. Suponha-se que as expectativas de preços e renda sejam estáticas, isto é, que os consumidores esperem que preços e rendas correntes persistam indefinidamente. Sob uma expectativa de tal natureza, espera-se que todas as variações em preços ou rendas sejam permanentes. Dado tempo suficiente para ajustamento para cada conjunto de preços e rendas, somente uma quantidade de equilíbrio será procurada ou demandada. Chama-se essa quantidade de quantidade demandada de equilíbrio, indicada por y_t^* . O subscrito t indica que a quantidade y_t^* é aquela que emergiria a longo prazo se os preços e a renda observados no período t persistissem indefinidamente.

A quantidade y_t^* nunca é observada, visto que outra variação sempre ocorre antes que o pleno ajustamento face a uma variação inicial se concretize. A despeito disso, é importante considerar a quantidade y_t^* , visto que ela é a única quantidade explícita determinada por preços ou rendas.

Considere-se uma função de procura a longo prazo como:

$$y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 z_{1t} + \alpha_2 z_{2t} \quad (I)$$

onde y_t^* representa a quantidade procurada a longo prazo ou de equilíbrio do produto; z_{1t} é o preço corrente do produto; z_{2t} é a renda corrente do consumidor. Verifica-se que a quantidade demandada em equilíbrio (y_t^*) não é observável e que, portanto, a equação de procura a longo prazo não pode ser estimada diretamente.

Pressupõe-se que a relação entre a quantidade procurada no período corrente (y_t) e a quantidade desejada ou demandada em equilíbrio no mesmo período (y_t^*) seja dada pela equação de diferença.

$$y_t - y_{t-1} = \beta (y_t^* - y_{t-1}) \quad (II)$$

onde β é o chamado coeficiente de ajustamento de consumo e expressa a parcela do desequilíbrio eliminada num período de tempo e y_{t-1} é a quantidade procurada observada, tomada com retardamento de um período.

Substituindo-se a equação (I) na equação (II), obtém-se uma outra, que pode ser estimada empiricamente:

$$y_t = (\alpha_0 \beta) + (\alpha_1 \beta) z_{1t} + (\alpha_2 \beta) z_{2t} + (1 - \beta) y_{t-1} \quad (III)$$

Os coeficientes da função de procura a longo prazo (13) são derivados algebricamente das estimativas empíricas dos coeficientes da equação (III). O coeficiente de ajustamento de consumo (β) determina as relações entre as elasticidades de demanda a curto e a longo prazos. De modo mais específico, obtém-se uma estimativa de β ao subtrair-se da unidade o coeficiente da variável y_{t-1} na equação (III). Os coeficientes de procura em relação a preço e em relação a renda, a longo prazo, são obtidos pelas divisões, respectivamente, dos coeficientes das variáveis z_{1t} e z_{2t} , na equação (III), pela estimativa de β isto é, do coeficiente de ajustamento de consumo.

O período (n) necessário para «pleno» ajustamento entre quantidade consumida desejada e quantidade consumida observada pode ser determinado pela resolução de $(1 - \beta)^n = (1 - i)$, onde i é a parcela residual que ainda resta após o «pleno» ajustamento e é determinada arbitrariamente.

Neste modelo de procura a longo prazo são consideradas apenas as variáveis preço do produto e renda do consumidor como fatores que influem no nível de consumo do produto. Entretanto, ele pode ser facilmente ampliado, dando margem à caracterização dos efeitos de outros fatores sobre as quantidades demandadas a longo prazo.

O modelo mais geral usado para explicar variações no consumo anual «per capita» de café é o seguinte:

$$y_t = f(z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{9t}) \quad (IV)$$

onde y_t é o consumo anual «per capita» de café; z_{1t} é o preço corrigido de café; z_{2t} é o salário mínimo mensal corrigido; z_{3t} é o preço corrigido de leite; z_{4t} é o preço corrigido de açúcar; z_{5t} é igual a y_{t-1} ; z_{6t} é uma variável artificial indicadora de estacionalidade; z_{7t} é a temperatura média do ambiente; z_{8t} é uma variável artificial indicadora de direção da variação em preço corrigido de café; z_{9t} é uma variável artificial indicadora de tendência ou tempo.

Visto que, no período analisado, o poder público exerceu controle de preços de café, leite e açúcar, pode-se pressupor que essas variáveis sejam exógenas e que o consumo seja determinado pelo nível de preços relativos de produto e de seus complementos. As outras variáveis incluídas no modelo são claramente predeterminadas ou exógenas. Sob tais pressuposições, a função de demanda é perfeitamente identificada e pode ser estimada, sem viés, pelos mínimos quadrados ordinários.

De modo mais específico e empírico, usam-se modelos de regressão multivariada para estimar relações de procura de café que tanto incluem como excluem a possibilidade de ajustamentos não instantâneos em consumo de café face a variações nos fatores explicativos:

$$y_t = \sum_{i=1}^9 \alpha_i z_{it} + u_t \quad (V)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^8 \alpha_i z_{it} + u_t \quad (VI)$$

Do modelo (V), que é um modelo com retardamentos distribuídos, podem-se derivar elasticidades tanto a curto como a longo prazos, e do modelo (VI) podem-se obter apenas estimativas de coeficientes de demanda a curto prazo.

Os modelos (V) e (VI) são ajustados tanto aos números naturais dos valores observados como aos logaritmos decimais desses valores.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A pressuposição de que os resíduos não são serialmente correlacionados foi verificada por meio das estatísticas de Durbin-Watson (d') e de Theil - Nagar (ρ^2). Na equação linear dos números naturais (Quadro 1), a estatística $d' = 1,499$ indica que o teste de Durbin - Watson é conclusivo, o que aliás também se verifica no modelo logarítmico (Quadro 2).

A estatística de Theil - Nagar, $\rho^2 = 0,107$, mostrou que o grau de correlação era relativamente baixo entre os resíduos da equação linear nos números naturais. Acredita-se assim que o problema de correlação serial não deve ter influenciado, em grau significativo, as estimativas de mínimos quadrados das variâncias dos parâmetros estruturais.

Dos modelos selecionados, a equação do Quadro 1 (modelo linear) foi a que

QUADRO 1 - Equação Selecionada de Demanda de Café, Nível de Atacado, Brasil, 1964-1971

Variável	Média	Coeficiente de regressão parcial	Erro-padrão	Valor de t, de Student
Preço corrigido de café (z_{1t})	0,568	-1,123	0,233	5,326***
Salário mínimo corrigido (z_{2t})	79,740	0,016	0,003	4,433***
Preço corrigido de leite (z_{3t})	0,238	-1,165	2,478	0,470
Consumo de café em t-1 (z_{5t})	4,795	0,152	0,108	1,410
Estacionalidade (z_{6t})	1,500	0,139	0,066	2,106**
Temperatura média (z_{7t})	18,862	-0,001	0,000	2,206**
Variação de preço (z_{8t})	0,489	-0,089	0,055	1,620*
Tendência (z_{9t})	4,500	0,081	0,025	3,154***
Estimativa de a_0 = 3,193	$R^2_{y_{t12}, \dots, h}$	$F(9, 86) = 19,404***$	$d' = 1,495$	

Onde *** indica a significância de 1%; ** indica a significância a 5%; * indica a significância a 10%; 1 indica significância a 20%; e ausência de sinal indica não significância, nem ao nível de 20%. Todas as variáveis são expressas nos números naturais dos valores observados.

QUADRO 2 - Equação Selecionada de Demanda de Café, Nível de Atacado, Brasil, 1964/1971

Variável	Média	Coeficiente de regressão parcial	Erro-padrão	Valor de t, de Student
Log preço corrigido de café (z_{1t})	0,569	-0,091	0,043	2,134**
Log salário mínimo corrigido (z_{2t})	79,740	0,268	0,081	3,306***
Log preço corrigido de leite (z_{3t})	0,238	0,081	0,166	0,489
Log consumo de café em t-1 (z_{5t})	4,795	0,504	0,128	3,923***
Estacionalidade (z_{6t})	1,500	-0,002	0,008	0,252
Log temperatura média (z_{7t})	18,862	0,001	0,076	0,001
Direção de variação de preço (z_{8t})	0,490	-0,012	0,007	1,690*
Tendência (z_{9t})	4,500	0,003	0,003	0,765
Estimativa de $\log a_0 = 0,157$	$R^2_{yt_{12}, \dots, h}$	= 0,535**	F (6, 89) = 12,522**	

Onde *** indica significância a 1%; ** indica significância a 5%; * indica significância a 10% e ausência de sinal indica não significância, nem ao nível de 20%. Todas as variáveis expressas nos logaritmos decimais dos valores observados.

apresentou melhores resultados. Nessa equação, os coeficientes de regressão parcial de todas as variáveis incluídas no modelo, exceto o coeficiente da variável preço corrigido de leite (z_{3t}), são maiores que os respectivos erros-padrão e estatisticamente significantes, pelo menos ao nível de 20% de probabilidade. Além disso, nesse modelo, todos os coeficientes de regressão parcial apresentam os sinais sugeridos pela teoria ou pelo conhecimento empírico. Também, esse modelo selecionado é o que apresenta maior poder explicativo (64%) das variações observadas no consumo de café. Note-se que o coeficiente de regressão parcial da variável preço de açúcar (z_{4t}) não foi significante em nenhuma das equações ajustadas.

Por essa razão, a variável foi eliminada dos modelos selecionados.

De modo mais específico, verifica-se que o valor do coeficiente de regressão parcial da variável preço corrigido de café (z_{1t}) é igual a -1,123 e é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01. Isso indica que, para uma variação de dez centavos no preço corrigido do produto, é de esperar uma variação em sentido contrário de aproximadamente 0,112 quilos «per capita» por ano no consumo de café. A significância estatística dessa variável (z_{1t}) indica que

variações no preço corrigido de café são importantes em termos de explicação de variações no consumo anual «per capita» do produto. O valor do coeficiente de regressão parcial indica que a elasticidade-preço da procura de café, calculada aos níveis médios de preço corrigido de café e de consumo anual «per capita» de café, é, a curto prazo, igual a -0,13. Em outros termos, para um acréscimo de 10% no preço corrigido de café, «ceteris paribus», é de esperar um decréscimo da ordem de 1,3% no consumo anual «per capita» de café, e vice-versa. A longo prazo, considerando a elasticidade estimada de ajustamento de consumo igual a 0,85, a elasticidade-preço da procura de café indicada é da ordem de -0,15 (Quadro 3). Isso significa que, se o consumidor tivesse prazo suficientemente dilatado para fazer ajustamento completo em seus hábitos de consumo, o efeito total de uma variação de 10% no preço corrigido de café corresponderia a uma variação no sentido inverso da ordem de 1,5% no nível de consumo anual «per capita» de café. A procura de café parece ser altamente preço-inelástica, tanto a curto como a longo prazos.

O coeficiente de regressão parcial da variável salário mínimo corrigido (z_{2t}) é igual a 0,016, indicando que, para uma variação de 10% no nível de salário mínimo corrigido, aqui considerado indicador de nível de renda real, «ceteris paribus», é de esperar uma variação de aproximadamente 0,2% no mesmo sentido do nível de consumo anual «per capita» de café. O valor do coeficiente z_{2t} é estatisticamente diferente de zero, ao nível de probabilidade de 0,01, indicando que esse fator é importante em termos de explicação de variações nos níveis de consumo anual «per capita» de café.

O valor do coeficiente de z_{2t} sugere que o produto em pauta, é em geral, um bem normal para o mercado consumidor brasileiro.

Considerando-se os níveis médios de salário mínimo corrigido e de consumo anual «per capita» de café, estima-se que a elasticidade-renda da procura de café, a curto prazo, seja da ordem de 0,26, indicando que, para uma variação de 10% no nível de salário mínimo corrigido «ceteris paribus», é de esperar uma variação no mesmo sentido de aproximadamente 2,6% no nível de consumo anual «per capita» de café. A longo prazo, e nas médias de consumo e renda (salário mínimo), a elasticidade-renda estimada da procura de café é da ordem de 0,31, indicando que, dando-se ao consumidor um prazo suficientemente grande para ajustamento em seus hábitos de consumo, é de esperar que uma variação de 10% no nível de salário mínimo corrigido resulte numa variação de aproximadamente 3,1% no nível de consumo anual «per capita» de café. Tanto a curto como a longo prazos, a procura de café parece ser relativamente renda-inelástica.

O coeficiente de regressão parcial da variável preço corrigido de leite (z_{3t}) é igual a -1,165, indicando que, para uma variação de um cruzeiro no preço corrigido de leite, «ceteris paribus», é de esperar uma variação em sentido contrário de aproximadamente 1,17 quilos por ano «per capita» no consumo de café. Entretanto, o coeficiente de regressão parcial da variável z_{3t} não é estatisticamente diferente de zero, nem ao nível de probabilidade de 0,20. Contudo, em vista de ser o sinal do coeficiente dessa variável coerente com a sugestão de que, na dieta típica do consumidor brasileiro, o leite seria um produto complementar do consumo de café, a variável foi retida no modelo. Além disso, verificou-se que sua omissão do

QUADRO 3 - Estimativas de Elasticidade-Preço, Renda, Cruzada e de Ajustamento de Demanda de Café, Obtidas de Modelos Selecionados, Nível de Atacado, Brasil, 1964-71

Elasticidade	Modelo Selecionado	
	Linear	Logarítmico
Curto Prazo		
Preço de Café	-0,13*	-0,09*
Renda(Salário)	0,26*	0,27*
Preço de Leite	-0,06	0,08
Ajustamento		
Longo Prazo		
Preço de Café	0,15*	0,18*
Renda(Salário)	0,31*	0,54*
Preço de Leite	0,07	0,16

Fontes: Dados apresentados nos Quadros 1 e 2. A presença de asterisco indica que a elasticidade foi obtida de coeficiente(s) de regressão parcial estatisticamente significante(s), pelo menos ao nível de 0,10 de probabilidade.

modelo influía drasticamente nas estimativas dos erros-padrão das variáveis que remanesçiam no modelo, provocando o que se conhece como erro de especificação. Não se pode, apenas com base nos resultados obtidos neste estudo, indicar em que grau a variável preço corrigido de leite é um fator importante, em termos de explicação de variações nos níveis de consumo anual «per capita» de café. Acredita-se que problemas de multicolinearidade entre a variável z_{3t} e outra variável retida no modelo estejam contribuindo para tornar não significante a estimativa do coeficiente da variável preço corrigido de leite.

Num sentido restrito, a estimativa do coeficiente de regressão parcial da variável consumo anual «per capita» retardado de café (z_{5t}), igual a 0,152, indica que um acréscimo de um quilo no consumo anual «per capita» de café em dado período, «ceteris paribus», tende a resultar num acréscimo de aproximadamente 0,15 quilos «per capita» por ano no consumo de café no período seguinte, e vice-versa. Num sentido mais objetivo, usa-se a estimativa do coeficiente de z_{5t} para calcular o chamado coeficiente de ajustamento de consumo, que é obtido pela subtração daquele coeficiente da unidade. O coeficiente de ajustamento de consumo de café é da ordem de 0,85, indicando que 85% da diferença entre consumo «desejado», ou a longo prazo, e consumo observado de café são eliminados em apenas um período de tempo. Isso sugere que os consumidores de café fazem ajustamentos relativamente rápidos nos seus níveis de consumo do produto, quando confrontados com variações nos níveis de preços corrigidos e de renda corrigida. Como se viu anteriormente, isso resulta em diferenças relativamente reduzidas entre as elasticidades-preço e as elasticidades-renda a curto e a longo prazos. O coeficiente da variável z_{5t} é estatisticamente diferente de zero, pelo menos ao nível de probabilidade de 0,20. Isso indica, juntamente com o sinal positivo do coeficiente, que esse fator é importante em termos de explicação de variações nos níveis de consumo anual «per capita» de café e sugere também que modelos «estatísticos», isto é, modelos que não permitem explicar o mecanismo de comportamento do consumidor

ao longo do tempo, não fornecem estimativas realistas da verdadeira estrutura da demanda do produto. Noutras palavras, o modelo «estático», sugerido alternativamente e para o qual foram ajustadas diferentes equações alternativas, não parece ser mais indicado que o modelo finalmente selecionado, tendo em vista os objetivos principais do estudo.

O coeficiente de regressão parcial (Quadro 1) da variável estacionalidade (z_{6t}), igual a 0,139, indica que o consumo médio de café varia entre 4,656 quilos no primeiro semestre do ano e 4,934 quilos no segundo semestre do ano, «ceteris paribus». O coeficiente de regressão parcial da variável z_{6t} é estatisticamente significante, ao nível de probabilidade de 0,05, indicando que esse fator é relevante no sentido de explicar variações no consumo «per capita» de café. Esse resultado é coerente com o conhecimento empírico de que a comercialização de café, em geral e na média, tende a se processar de modo significativamente mais acelerado no período subsequente ao fim da colheita.

Na maioria das regiões produtoras do País, a colheita de café, em geral, se desenvolve no primeiro semestre do ano, terminando, geralmente, nos meses de julho e agosto. Pelo que as evidências obtidas indicam, essas oscilações intra-anuais no processo de comercialização parecem alterar substancialmente os níveis médios de consumo anual «per capita» de café.

O coeficiente de regressão parcial da variável temperatura média do meio ambiente (z_{7t}), igual a -0,001, indica que, para uma variação de dez graus centígrados na temperatura média, «ceteris paribus», é de esperar uma variação em sentido contrário da ordem de 10 gramas no consumo médio anual «per capita» de café. O coeficiente de regressão parcial da variável z_{7t} é estatisticamente diferente de zero, ao nível de significância de 0,01, indicando que a temperatura média é um fator relevante no sentido de explicar variações no nível de consumo médio de café. O sinal do coeficiente de z_{7t} indica relação inversa entre temperatura e consumo médio «per capita» de café. Outros fatores permanecendo constantes, é de esperar alguma flutuação intra-anual no nível de consumo «per capita» de café em função das oscilações climáticas sazonais.

Finalmente, uma variável artificial, z_{8t} , foi incluída no modelo selecionado com o objetivo de testar a hipótese nula de que a reação dos consumidores a variações nos preços corrigidos do produto não depende da direção ou do sentido dessas variações. Segundo essa hipótese nula, os consumidores reagiriam de modo idêntico, quer as variações em preços corrigidos de café fossem no sentido de alta, quer fossem no sentido de baixa. O coeficiente de regressão da variável z_{8t} , igual a -0,089 e significante, ao nível de probabilidade de 0,10, indica que a hipótese nula deve ser rejeitada. A evidência empírica obtida sugere que, tal como era de esperar, os consumidores são mais sensíveis a variações decrescentes (quedas) nos preços corrigidos de café que a variações crescentes (elevações) nos preços corrigidos desse produto. Em outras palavras, a demanda de café parece apresentar maior elasticidade-preço quando ocorrem quedas nos preços corrigidos de café que quando ocorrem elevações nos preços corrigidos do produto. Considerando que o café é uma bebida cujo consumo depende grandemente da formação de hábito, esse resultado é plausível.

O coeficiente da variável de tendência ou tempo, medido em anos (z_{9t}), igual a 0,081, indica que, «ceteris paribus», para um acréscimo de um ano ao longo do tempo é de esperar um acréscimo de 81 gramas no consumo anual «per capita» de café, e vice-versa. O coeficiente de regressão parcial da variável z_{9t} é estatisticamente diferente de zero, pelo menos ao nível de probabilidade de 0,01, indicando que a tendência secular é uma variável importante em termos de explicação de variações nos níveis de consumo anual «per capita» de café. O sinal positivo do coeficiente da variável z_{9t} indica que, se outros fatores permanecerem constantes, é de esperar elevação futura nos níveis de consumo anual «per capita» de café. Nota-se, entretanto, que o nível de consumo do produto decresceu substancialmente do início ao fim do período englobado pela análise (janeiro de 1964 a dezembro de 1971). Assim, supõe-se que outros fatores, que não a tendência secular, sejam responsáveis pela explicação do decréscimo nos níveis de consumo de café.

Pelo que a evidência empírica (coeficiente da variável de tendência) sugere, os consumidores tenderão, no futuro, a consumir maiores quantidades de café, caso os níveis das outras variáveis permaneçam inalterados ou não contribuam, de

modo mais que proporcional, para decréscimo no consumo do produto. Em outras palavras, a análise do coeficiente da variável z_{9t} sugere que a curva de procura de café vem-se deslocando para a direita, isto é, expandindo-se, segundo uma taxa média da ordem de 1,8% ao ano.

4. RESUMO

O objetivo deste trabalho é estimar as influências de preços reais, renda real e outras variáveis de natureza cronológica sobre o consumo interno «per capita» de café.

Foram ajustados modelos estatísticos alternativos, em termos de especificação e forma funcional, a fim de verificar quais os que melhor explicavam o comportamento dos consumidores de café no mercado interno.

Dada a natureza de causação unidirecional entre as variáveis explicativas e o nível de consumo «per capita» de café, usou-se o método dos mínimos quadrados ortodoxos (um estágio) a fim de que fossem obtidos os parâmetros estruturais desejados da função de demanda. Os dados básicos utilizados foram séries mensais nacionais de consumo corrente «per capita» de café, preço corrigido de café, salário mínimo corrigido, preço corrigido de leite, consumo retardado «per capita», indicador de estacionalidade do suprimento, temperatura média do ambiente, direção da variação do preço de café e tendência, ou «trend».

Verificou-se que a procura interna de café era preço-inelástica e renda-inelástica. A relação entre consumo de café e preço corrigido de leite não foi estatisticamente significante, aos níveis normais de probabilidade, conquanto o sinal negativo do coeficiente da variável preço corrigido de leite fosse coerente com o conhecimento empírico de que o leite é um complemento do café na dieta dos consumidores.

Com base nas evidências empíricas obtidas, pode-se indicar que os consumidores de café não reagem de modo instantâneo a variações em preços corrigidos e em rendas, mas tomam algum tempo para se ajustarem a essas mudanças. Observou-se que, em geral e na média, os consumidores exigem cerca de dois meses para eliminar 85% do desequilíbrio entre consumo «desejado» e consumo efetivo e que os níveis de consumo de café são significativamente maiores na segunda metade do ano civil que no primeiro semestre do ano.

Verificou-se que a temperatura média do ambiente é inversamente relacionada com o nível de consumo de café.

A evidência empírica obtida nesta pesquisa sugere fortemente que a curva de demanda interna de café é irreversível. Os ganhos observados no consumo de café, nos períodos de preços de café relativamente baixos, não parecem ser totalmente exauridos nas épocas em que os preços do produto se elevam em função do conhecido ciclo de preço-produção.

Finalmente, verificou-se que, «ceteris paribus», a tendência secular do consumo «per capita» de café, no mercado interno, é de natureza crescente. Noutros termos, no futuro, outros fatores permanecendo constantes, é de esperar elevação nos níveis de consumo «per capita» do produto.

5. SUMMARY

The objective of this study is to evaluate the effect of prices, income and others factors on domestic coffee consumption. Several alternative models, both in terms of functional form and of specification, were adjusted by ordinary least squares.

The basic data used in the analysis is monthly series of prices, minimum wages, weather changes and coffee consumption on a nation wide basis.

The results indicate that Brazilian domestic demand for coffee is both price and income inelastic.

The corrected price of milk and coffee consumption show an inverse, though not significant, relationship. Empirical evidence gathered in this study also indicates that coffee consumers do not react instantly to changes in economic variables but they do respond according to a distributed lags model. *Per capita* coffee consumption levels are significantly higher in the second semester than in the first semester of the year. Finally, the results obtained suggest that the do-

mestic coffee demand curve is irreversible.

6. LITERATURA CITADA

1. ABAELU, J.N. *A quarterly analysis of de United States import demand for varieties of green coffee*. East Lansing, MSU, 1966. 245 p. (Tese de Ph.D.).
2. *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, FIBGE 1964 a 1972.
3. *Anuário Estatístico do Café*. New York, Escritório Pan-Americano do Café, 1971. 110 p.
4. *Anuário Estatístico do Café*. Rio de Janeiro, MIC, 1972. 161 p.
5. ARAK, M. *The supply of Brazilian coffee*. Massachusetts, MIT, 1967. 213 p. (Tese de Ph.D.).
6. BACHA, E.L. *An econometric model for the world coffee market: the impact of Brazilian price policy*. New Haven, Yale University, 1968. 240 p.
7. BRANDT, S.A. & WELSH, R. *Elasticidades estruturais de procura de café no Estado de São Paulo*. São Paulo, IEA, 1969. 15 p.
8. CARVALHO, M.R. *Análise estrutural da demanda interna de café*. Viçosa, U.F.V., 1974. 135 p. (Tese M.S.).
9. CHAUDRY, M.I. *Demand functions — static and dynamic for coffee, cocoa and tea*. Cambridge, Harvard University, 1965. 156 p. (Tese de Ph.D.).
10. GARRITY, M.P. *The pattern of coffee imports in the Common Market countries with special reference to the association between the EEC and African States*. Boston College, 1969. 207 p. (Tese Ph.D.).
11. KINGSTON, J. *A lei estatística da demanda do café*. Rio de Janeiro, Ministério da Agricultura, 1939. 16 p.
12. LAW, A.D. *Coffee: structure, control an development: a review article*. *Inter American Economic Affairs*, 27(1): 69-86, 1973.
13. LOVASY, G. *The international coffee market*. *IMF Staff Papers*, 15(9):2-33, 1962.
14. MATTEI, A. *La demande dinamique: théorie et estimation*. Fribourg, 1972. 169 p.
15. SAYLOR, R.G. & FREITAS, C.T. *Preço, qualidade e a procura de café*. São Paulo, IEA, 1974. 31 p.