

3. DETERMINAÇÃO DA DEMANDA DE CAFÉ NO BRASIL

3.1 Função Demanda

A demanda de um bem é definida como as várias quantidades deste, que os consumidores retirarão do mercado, a todos os possíveis preços alternativos, tudo o mais permanecendo constante. As quantidades consumidas dependem de inúmeros fatores, das quais destacam-se:

- a) o preço do bem em consideração;
- b) os gostos e preferências dos consumidores;
- c) o número de consumidores considerados;
- d) a renda dos consumidores;
- e) os preços de outras mercadorias.

Todos estes fatores, exceto o item a, determinam o nível ou posição da curva de demanda como um todo.

Uma variação no preço do bem conduz, geralmente, a uma variação na quantidade consumida. Isto pode ser medido através do conceito de elasticidade. O coeficiente de elasticidade é definido como a variação percentual na variável dependente dividida pela variação percentual na variável independente. Assim, o coeficiente de elasticidade preço da demanda dá a medida da taxa em que a quantidade procurada tende a variar quando o preço varia num

ponto particular da curva ⁽¹⁾.

Assim,

$$\eta = \frac{dq}{dp} \cdot \frac{p}{q}$$

onde, η = coeficiente de elasticidade-preço da demanda;
 q = quantidade comprada do bem por unidade de tempo;
 p = preço do bem;
 dq = variação infinitesimal na quantidade procurada;
 dp = variação infinitesimal no preço do bem.

3.2 Especificação da Forma Matemática da Função

A função demanda será estimada através do seguinte modelo:

$$y_i = b_0 \prod_{j=1}^m x_{ji}^{b_j} \cdot e^{\mu_i}$$

Linearizando-a através de uma transformação duplo-logarítmica, teremos:

(¹) Para maiores detalhes ver Archibald G.V. e Lipsey R.G. (1974).

$$\ln Y_i = \ln b_0 + \sum_{j=1}^m b_j \ln X_{ji} + \mu_i$$

onde, Y_i = quantidade consumida no $i^{\text{ésimo}}$ ano;

b_0 = constante;

X_{ji} = variáveis explicativas;

b_j = coeficientes das variáveis explicativas;

μ_i = resíduo.

A transformação duplo logarítmica é comumente empregada porque permite a aplicação de métodos lineares de estimação e os coeficientes calculados fornecem diretamente as elasticidades da demanda.

Tomando-se letras minúsculas para representar os logarítmos das variáveis, o modelo econométrico pode ser representado por:

$$y_t = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n + u_t$$

3.3. Definição das Variáveis

A determinação da demanda de café se restringirá ao torrado e moído (re

gular) por ser até o presente momento a forma preponderantemente consumida no Brasil. Os dados utilizados para a estimação referem-se a séries anuais, abrangendo o período de 1960 a 1981.

3.3.1 Consumo per Capita de Café Regular no Brasil

A variável dependente corresponde às quantidades consumidas de café regular conforme dados do Anuário Estatístico do Café, do IBC. O consumo será representado pela quantidade de café consumida por habitante; definição utilizada por Brandt e Welsh (1969). A variável será expressa em equivalente ver de ⁽¹⁾.

Informações a respeito do perfil do consumidor de café regular não são disponíveis e por isso utilizar-se-á a população total ⁽²⁾. Os dados da população residente no país foram extraídos do Censo Demográfico do Brasil, de 1960, 1970 e 1980 e distribuídos pelos anos através da taxa de crescimento nos decênios considerados.

3.3.2 Preço Real do Café Regular

⁽¹⁾ Na produção do café torrado e moído há uma perda de 20% da matéria-prima, ou seja, uma saca de 60 kgs de café crú rende 48 kgs de café torrado e moído. Aqui o consumo de café será apresentado em quilos de matéria-prima.

⁽²⁾ Para "o caso de bens de consumo generalizado, a população será a própria população do país". Silva Leme (1978).

Esta variável corresponde ao preço de varejo e representa o preço médio anual de café regular dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Verificada a inexistência de diferenças significativas dos preços do produto entre os estados do país, estes serão considerados como representativos para o Brasil.

A variável será expressa em cruzeiros constantes de 1977, utilizando-se o Índice de Custo de Vida do Rio de Janeiro, publicado pela FGV.

Os dados de preço foram obtidos junto à Associação Brasileira das Indústrias de Torrefação e Moagem de Café - ABIC ⁽¹⁾.

3.3.3 Preço Real do Café Solúvel

O consumo do café solúvel no Brasil tem evoluído persistentemente, chegando a atingir 5% do consumo de café regular em 1980.

Existem características de preparo e sabor que diferenciam os dois produtos. Em pesquisa realizada por STANDARD, OGILVY & MATHER (1975) observou-se que o consumidor coloca resistências diante do café solúvel no que se relaciona a sabor. Cita-se: "Embora sendo considerado uma alternativa mais prática, que facilitaria a tarefa doméstica, não é tão gostoso como o café feito na hora".

⁽¹⁾ Os dados de preços foram comparados com outras fontes, para alguns anos e verificamos sua consistência.

Nesta mesma pesquisa discute-se a correspondência entre o hábito de tomar café ao de tomar chá e, observou-se que a conotação atribuída ao café é diferente à dada ao chá, pois este está associado com doença, mal estar e o café tem conotações de produto que dá disposição, levanta o ânimo. Ou seja, o chá não é considerado como um produto substituto ao café pelos consumidores ⁽¹⁾ ⁽²⁾.

Sendo assim, o preço do café solúvel será incluído no modelo para representar um produto alternativo ao consumo do produto estudado. Esta variável corresponde ao preço de varejo, média anual, dos estados do Rio de Janeiro e São Paulo, que será considerado como representativo para o Brasil.

A variável será expressa em cruzeiros constantes de 1977, utilizando-se o Índice de Custo de Vida (RJ), da FGV. Os dados de preços foram obtidos junto à Cia Industrial e Comercial Brasileira de Produtos Alimentares (Nestlé).

3.3.4 Preço Relativo do Café

⁽¹⁾ Conforme dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares do Município de São Paulo, elaborada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, a participação do café regular na despesa familiar, da classe de renda de 2 a 6 salários mínimos, era de 1,44% em 1970 e 1,49 em 1980. Já para o chá, esta participação variou de 0,04% para 0,08% de 1970 a 1980, ou seja, verificou-se o mesmo acréscimo para os gastos familiares com café. Embora esses dados não permitam uma clara identificação da existência de substituição entre os dois produtos, os mesmos indicam que a consideração da hipótese de substituição não se constitui num aspecto relevante na estimação da demanda de café.

⁽²⁾ Atualmente a discussão a respeito do assunto centraliza-se na concorrência do café com refrigerantes. Esta hipótese não pôde ser testada diante da inexistência de dados estatísticos para o período analisado.

Esta variável é obtida através do quociente dos preços de café regular pelos preços do café solúvel. Através desta especificação pretende-se verificar o efeito da alteração dos preços relativos sobre o consumo de café regular.

Espera-se que o consumo de café regular varie inversamente a esta relação de preços, pois à medida em que o café solúvel se torne menos caro em relação ao regular é de se supor que haja deslocamento do consumo contra a nossa variável dependente.

3.3.5 Renda Real Per Capita

O poder aquisitivo da população consumidora é uma variável de difícil mensuração mas que desempenha papel importante na determinação do consumo de qualquer bem.

Para representar o poder aquisitivo dos consumidores será utilizado o conceito de Produto Nacional Líquido (PNL) que integra as contas nacionais, calculados pela Fundação Getúlio Vargas ⁽¹⁾. Deve ser mencionado entretanto, que todos os indicadores de renda das contas nacionais mostram uma evolução semelhante no período analisado. Por isso, não há razão para acreditar que haja diferenças significativas nas estimativas do coeficiente da renda con-

(1) A respeito de metodologia de cálculo das contas nacionais ver Simonsen (1976)

forme um ou outro conceito seja utilizado ⁽¹⁾.

Esta variável será expressa em cruzeiros constantes de 1977 e será indicado em valores por habitante no Brasil.

Normalmente espera-se um sinal positivo para o coeficiente desta variável ⁽²⁾. Entretanto, há que se considerar que numa estimativa de demanda de café no Estado de São Paulo, no período de 1962 a 1967, BRANDT e WELSH (1969) utilizando o salário mínimo real para indicar a renda, tiveram a indicação de que o café era um bem inferior.

3.3.6 Grau de Urbanização do País

Esta variável medida através do quociente entre a população urbana e população total é definida como uma "proxy" para indicar o comportamento da população no que tange a seus hábitos e condutas, que poderiam influenciar no consumo de café regular.

A direção desta variável não pode ser definida a "priori", diante da interação de dois fatos provocados pela crescente urbanização:

(¹) Foi calculada a matriz de correlação entre os dados fornecidos pelo conceito de Produto Nacional Líquido (PNL), a preços de mercado, pelo conceito de PNL a custo de fator e Renda Disponível do Setor Privado e verificamos sua estreita correlação (0,99). Assim, é indiferente o uso de qualquer um dos conceitos de renda na determinação da função demanda.

(²) Bacha (1970) ao estimar a função demanda de café comum nos Estados Unidos, no período de 1951 a 1965, utiliza o inverso da renda pessoal disponível e obtém um coeficiente com sinal negativo, o que indica que o café é um bem normal.

a) ela é acompanhada pela modernização da sociedade, que tem a seu dispor maior diferenciação e introdução de novos produtos, colocando o consumidor diante de maior número de alternativas, como por exemplo: ampliação de lanchonetes, criação de discotecas, etc. onde o café não é tido como "atração principal", sendo substituído por refrigerantes ou outras bebidas. Este fator condicionaria o próprio consumo nos lares. A partir deste efeito, esperar-se-ia um sinal negativo para o coeficiente desta variável.

b) ela também é acompanhada por um crescimento das "pessoas jurídicas", que mantem o hábito de fornecer café a seus funcionários e visitas, agindo como um fator positivo sobre o consumo de café regular.

Os dados de população urbana e total foram extraídos do Censo Demográfico do Brasil de 1960, 1970 e 1980 e intrapolados conforme a taxa de crescimento das respectivas décadas, seguido pela divisão entre elas.

3.3.7 Tendência

Esta variável será definida para captar efeitos de outros fatores que não estariam incluídos no modelo, mas que agem persistentemente no tempo.

3.3.8 Variável Binária ("DUMMY") para Política do Governo (Intercepto)

A política governamental relacionada ao produto deve exercer papel importante na determinação do consumo de café na medida em que esta não se fez apenas através dos preços, mas também em sua estrutura de comercialização.

A política de controle do fornecimento da matéria-prima e dos preços do produto final feita na década de 60 impediu um aprimoramento do setor industrial no que se refere a técnicas competitivas de mercado.

A extinção do monopólio do IBC, a partir de 1972, conduziu este setor na procura da modernização da imagem do produto, sendo necessário o aprendizado sobre "como comprar" a matéria-prima e "como vender" o produto final. Relacionado a isto está a questão de qualidade do produto. Em função do controle de preços do produto final exercida neste período, observamos a operacionalização de café para consumo interno de tipos inferiores, geralmente tipo 8.

Os efeitos desta política, de difícil quantificação, serão avaliados através do uso de variável binária ("dummy"). Será definida pelo valor 1 no período de 1960 a 1971, quando houve o monopólio do fornecimento às indústrias de torrefação e moagem pelo IBC; definida pelo valor 0 (zero) no período de 1972 em diante, considerando todos os efeitos derivados da extinção do monopólio de fornecimento do IBC.

3.3.9 Variável "Dummy" para Política do Governo (Declividade)

Outra forma de se avaliar a influência da política governamental sobre o consumo a partir da variável "dummy" é através da inclinação da função ⁽¹⁾.

⁽¹⁾ A respeito de "dummy" declividade ver Hoffmann e Vieira (1977) e Kmenta (1978).

Nesta forma, o preço real do café regular se multiplica à variável "dummy" para indicar alterações na resposta dos consumidores derivados dos fatores mencionados no item 3.3.8.

A definição desta variável é a seguinte:

- a) no período compreendido entre 1960 e 1971 ela assume os valores dos preços reais do café regular;
- b) a partir de 1972 em diante a variável assume o valor 0 (zero).

A representação das variáveis definidas será feita no modelo econométrico, da seguinte forma:

LYBKN = variável dependente, ou seja, consumo per capita de café regular, em equivalente verde.

LPRT = preço real de café regular, Cr\$ de 1977/kg no varejo.

LPRS = preço real de café solúvel, Cr\$ de 1977/kg no varejo.

LRELA = relação de preços entre café regular e café solúvel.

LPNLN = renda real per capita.

IGU = grau de urbanização.

LGT = tendência, onde 1960=1, ..., 1981=22.

DI = "dummy" de intercepto, definida para representar a política do governo. Assume o valor 1 de 1960 a 1971 e o valor 0 (zero) de 1972 a 1981.

LPRT1 = "dummy" para declividade do preço real do café regular, para representar a política governamental. Assume o valor de LPRT no período de 1960 a 1971 e o valor 0 (zero) para 1972 a 1981.

LRELA1 = definição igual à anterior, considerando os preços relativos.

3.4 RESULTADOS

3.4.1 Algumas Considerações

Sempre que se estima a demanda de um produto qualquer através de um modelo de equação única pode-se, em princípio, levantar questões relativas ao problema da identificação desse mesmo modelo. Isso decorre do fato de que algumas variáveis que afetam a demanda também afetam a oferta e, portanto, tem os seus valores determinados de forma simultânea no mercado, segundo a condição de equilíbrio do mesmo.

Tentar resolver este problema no caso que estamos estudando não é uma tarefa muito fácil. Considerando-se o papel do IBC dentro do mercado do café, uma aproximação razoável a este problema demandaria a especificação de um modelo extremamente complexo envolvendo não só as relações de demanda e oferta de café internas mas também os aspectos relativos à política do governo com respeito à exportação do produto, ao controle de estoques bem como à existência dos acordos internacionais do café.

Por outro lado, se analisarmos mais detidamente a forma da intervenção do IBC no mercado interno de café podemos verificar que é discutível que a formulação deste modelo mais complexo implique necessariamente em modificações substanciais nas estimativas da demanda obtidas através de um modelo de equação única. Essa premissa se fundamenta no fato de que as intervenções do IBC foram feitas através da fixação de um preço de mercado, garantido através dos seus estoques reguladores. Portanto, no período em que ocorreram essas intervenções, tinha-se o caso de uma oferta interna infinitamente elástica; caso este em que não se caracteriza o problema da identificação.

Assim sendo, não obstante no período amostral considerado existam sub períodos sem intervenção do IBC, para os propósitos desse estudo optamos pela aproximação de um modelo de equação única.

Antes de apresentarmos os resultados deste modelo, convém também, fazer algumas observações relativas aos procedimentos utilizados.

Um modelo teórico de estimação da demanda pressupõe a relação entre o consumo de um produto e seu preço, o preço dos produtos alternativos, a renda dos consumidores, os hábitos e evolução do estilo de vida da população bem como a política governamental. Entretanto, como estamos trabalhando com série temporal, é comum a ocorrência de elevado grau de correlação entre as variáveis explicativas, como pode ser visto através da matriz de correlação simples, no anexo I. Este fato dificultou a análise dos resultados.

Outro ponto que mereceu atenção diz respeito à verificação, pelo teste de Durbin-Watson da existência de autocorrelação serial dos resíduos em algumas equações ⁽¹⁾. Em alguns casos utilizamos o método Iterativo de Cochrane-Orcutt (COCR) ⁽²⁾.

⁽¹⁾ Considerando-se que a fonte do problema de autocorrelação dos resíduos poderia estar associado à uma má especificação da forma funcional, procuramos também estimar a demanda através de uma função linear. Entretanto, essa especificação não se mostrou superior à forma logarítmica.

⁽²⁾ Maeshiro (1976) questiona a eficiência das estimativas obtidas através do método de Cochrane-Orcutt e Durbin nos casos em que as variáveis independentes de um modelo exibem vários graus de tendência. Em alguns casos, observa perda de eficiência destes métodos comparativos aos estimadores de mínimos quadrados ordinários.

O Método Iterativo de Cochrane-Orcutt, inserido no Econometric Software Package-ESP se utiliza da regressão de mínimos quadrados ordinários para calcular um coeficiente de correlação serial dos erros (\hat{r}), de primeira ordem, da equação. A partir disso, todos os dados são transformados por este coeficiente \hat{r} , da seguinte forma:

$$(Y_t - \hat{r} Y_{t-1}) = \alpha^* + (X_{it} - \hat{r} X_{it-1}) + u_t$$

onde, $\alpha^* = \alpha (1-\hat{r})$

Tomando os dados transformados, nova regressão é processada, calculando novo coeficiente de correlação serial (\hat{r}). Se este variar menos do que 0,005 em relação ao anterior, o processamento cessa, imprimindo-se os resultados. Se isto não se verificar, o processamento continua até a diferença entre estes coeficientes convergir para o nível estabelecido ⁽¹⁾.

Feitas as considerações necessárias, analisemos os resultados da estimação da demanda de café regular no Brasil.

3.4.2 Equações Seleccionadas para Explicar a Demanda de Café Regular no Brasil

A tabela VIII apresenta as equações de demanda de café regular no Brasil, no período compreendido entre 1960 e 1981.

⁽¹⁾ Para maiores detalhes sobre este método ver Cooper (1973 e Kmenta (1978).

TABELA VIII - EQUAÇÕES SELECIONADAS PARA EXPLICAR A CHAMADA DE CÔNE REGULAR NO BRASIL, 1960/81 - GRUPO A

LYRMI	C	LPRT	LPRS	LPNIN	LCU	LOT	DL	LPRT1	R ²	F	D.W.
1 OLSQ ⁽¹⁾	2,667 (1,597) ^d	0,040 (0,073)	-0,227 (0,081) ^b	0,004 (0,162)	-	-	0,185 (0,089) ^c	-	0,9003	30,36	1,13 ¹
2 OIPC ⁽²⁾	2,971 (1,342) ^b	-0,088 (0,051) ^d	0,103 (0,065) ^d	-0,186 (0,150)	-	-	0,258 (0,049) ^a	-	0,9704	130,96	2,40 ^a
3 OLSQ	2,231 (1,735)	-0,110 (0,076) ^d	-0,197 (0,086) ^b	0,051 (0,177)	-	-	-	0,062 (0,031) ^c	0,8992	37,93	1,00 ¹
4 OLSQ	7,306 (1,291) ^a	-0,064 (0,057)	0,0005 (0,088)	-0,633 (0,164) ^a	-	0,127 (0,045) ^a	-	-	0,9382	64,57	1,88 ^a
5 OLSQ	7,226 (2,967) ^b	-0,064 (0,059)	-0,0008 (0,100)	-0,626 (0,283) ^b	-0,029 (0,961)	0,199 (0,073) ^b	-	-	0,9383	48,62	1,88 ^a
6 OLSQ	3,022 (2,220) ^d	-0,132 (0,084) ^d	0,096 (0,073)	-0,272 (0,211)	-0,640 (0,640)	0,218 (0,319) ^a	-0,033 (0,200)	0,093 (0,070)	0,9182	89,89	1,65

Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão das variáveis.

Os níveis de significância para os testes "t" são: a = 1%; b = 5%; c = 10%; d = 20%. Para D.W.: a = superior à distribuição teórica; b = inferior à distribuição teórica; c = próximo à distribuição teórica.

(¹) O símbolo OLSQ representa a regressão estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

(²) O símbolo OIPC representa a regressão estimada pelo Método Iterativo de James-Jacobs.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Neste conjunto de resultados, apresentamos as variáveis preço real do café regular (LPRT), preço real do café solúvel (LPRS), renda real per capita (LPNLN), grau de urbanização (IGU), tendência (LGT) e "dummy" de política, avaliada na forma de alteração de intercepto da função (Dl) e na forma de mudança no coeficiente da variável preço real do café regular (LPRT1).

A equação 1 apresenta o consumo per capita de café regular (LYBKN), relacionado ao seu preço real (LPRT), ao preço real do café solúvel (LPRS), à renda real per capita (LPNLN) e à variável indicativa da política representada pela "dummy" Dl.

Os coeficientes das variáveis LPRT e LPNLN resultaram estatisticamente iguais a zero. O coeficiente de Dl foi positivo e significativo a 10% e de LPRS foi negativo e significativo a 5%.

Este resultado inesperado para LPRS poderia representar a existência de multicolinearidade entre as variáveis incluídas no modelo.

O teste de Durbin-Watson da equação resultou inconclusivo, quanto à existência de autocorrelação serial nos resíduos.

A equação 2 difere da anterior pelo método de estimação utilizado. Nesta equação os coeficientes das variáveis foram calculados através do método Iterativo de Cochrane-Orcutt (COIC).

Os coeficientes de LPRT e LPRS mostraram-se significativos apenas ao nível de 20% e com os sinais consistentes, ou seja, negativo e positivo respectivamente. O coeficiente Dl foi positivo e significativo a 1% e da variável LPNLN foi estatisticamente igual a zero.

A equação 3 difere da primeira pela substituição da variável indicativa de política Dl (intercepto) por LPRT1 (inclinação de preços). Observamos que a partir desta substituição o coeficiente de LPRT resulta significativo

a 20%, de LPRS mostra-se negativo e significativo a 5%, de LPRT1 positivo e significativo a 10%, e o coeficiente de LPNIN não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Também para esta equação o teste de Durbin-Watson mostrou-se inconclusivo.

Na equação 4 a variável relativa à política é substituída pela tendência (LGT). Os coeficientes de LPRT resultaram estatisticamente iguais a zero, sendo significantes a 1% os coeficientes das variáveis LPNIN e LGT. Os sinais destes resultaram negativo e positivo, respectivamente. O teste de Durbin-Watson, mostrou inexistência de autocorrelação serial nos resíduos.

A equação 5 difere da anterior pela introdução da variável grau de urbanização (LGU). Nesta forma observamos aproximadamente os mesmos resultados da equação 4, sendo o coeficiente LGU estatisticamente não diferente de zero.

Por fim, a equação 6 relaciona o consumo a todas as variáveis. Foram, significativos apenas os coeficientes de LPRT a 20% e LGT a 1%. Todas as demais variáveis não mostraram significância estatística, fato este que pode ser devido ao problema de multicolinearidade entre as variáveis explicativas do modelo ⁽¹⁾. Apesar de a tabela estatística para os limites do teste Durbin-Watson conter até 5 variáveis independentes, é de se supor que o valor calculado de 1,65 esteja dentro da área de inconclusão.

Este conjunto de resultados sugere que:

a) a variável preço real do café regular (LPRT) só é significativa quando acompanhada por uma variável "dummy" de política;

(1) Ver matriz de correlação da tabela A.1.6 do Anexo I.

b) é difícil a constatação do efeito renda, pois o coeficiente de LPNLN ora mostra-se estatisticamente não diferente de zero e ora mostra-se negativo e significativo;

c) existe um efeito positivo ao consumo per capita de café regular, captado pela variável tendência (LGT), indicando o efeito líquido de hábitos de consumo, maior urbanização, expansão geográfica do mercado e modificação da estrutura etária da população do país.

d) o baixo poder explicativo dos preços reais do café solúvel observado na equação em que aparece com sinal consistente, deve ser resultado da pequena participação do consumo do café solúvel em relação ao consumo do café regular, pois apenas em 1980 esta alcançou 5 pontos percentuais ⁽¹⁾. Sua inclusão parece não melhorar a estimação da função demanda de café regular.

Diante disto, passamos a um novo conjunto de experimentos, excluindo a variável preço real do café solúvel (LPRS) do modelo. A tabela IX mostra as equações selecionadas para explicar a demanda.

A equação 1 apresenta o consumo per capita de café regular relacionado ao seu preço real (LPRT), à renda real per capita (LPNLN) à "dummy" de política (LPRTL) e à tendência (LGT).

O coeficiente de LPRT resultou negativo e significativo a 5% e os coeficientes de LGT, LPRTL e LPNLN foram significantes a 1%.

Os testes estatísticos: coeficiente de determinação (R^2), F e Durbin-Watson mostram um bom ajustamento da equação.

(¹) Na maior parte do período analisado o consumo de solúvel teve pequena participação no mercado interno. A participação média deste consumo foi de 0,4% na década de 60, de 2,0% no período de 1971 a 1976 e de 4,2% no quinquênio 1977/81.

TABELA IX - EQUAÇÕES SELECIONADAS PARA EXPLICAR A DEMANDA DE CAFÉ REGULAR NO BRASIL, 1960/1981 - GRUPO B

LYERN	C	LPRT	LPNIN	LGU	LGT	DI	LPRT1	R ²	F	D.W.
1 OLSQ ⁽¹⁾	5,160 (0,998) ^a	-0,087 (0,036) ^b	-0,404 (0,117) ^a	-	0,171 (0,022) ^a	-	0,068 (0,015) ^d	0,9715	144,97	1,65 ^c
2 OLSQ	7,305 (1,251) ^a	-0,064 (0,050)	-0,633 (0,150) ^a	-	0,187 (0,031) ^a	-	-	0,9382	91,16	1,88 ^e
3 OLSQ	0,103 (0,391)	-0,059 (0,033) ^c	-	-1,485 (0,404) ^a	0,271 (0,045) ^a	0,255 (0,047) ^a	-	0,9679	128,00	1,58 ^e
4 OLSQ	0,431 (0,406)	-0,128 (0,048) ^b	-	-1,379 (0,382) ^a	0,260 (0,042) ^a	-0,030 (0,159)	0,093 (0,050) ^c	0,9736	117,82	1,69 ^e

Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão das variáveis.

Os níveis de significância para os testes "t" são: a = 1%; b = 5%; c = 10%; d = 20% e para D.W.: e = ausência de autocorrelação serial nos resíduos.

(¹) O símbolo OLSQ representa a regressão estimada pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Na equação 2 a variável LPRT1 é excluída e o resultado confirma a conclusão obtida anteriormente, de que a variável LPRT perde significância se não vier acompanhada por uma "dummy" de política. Isto indica que a função demanda assume configuração diferenciada nos dois períodos, quer seja através de mudança de intercepto (nível constante de consumo) quer seja através de mudança de inclinação (elasticidade-preço variada ao longo da função demanda).

Nesta equação os coeficientes de LPNLN e LGT permanecem significantes a 1%. Observa-se que nesta equação a magnitude de LGT mantém-se praticamente inalterada, em relação à anterior. Porém, a ausência de significância de LPRT exerce efeito de elevar a magnitude do coeficiente de LPNLN. LGT, como já colocado, parece refletir o efeito líquido de hábitos, urbanização, expansão geográfica do mercado e mudança na estrutura etária da população do país.

Na equação 3, substituímos a variável LPNLN por LGU e incluímos D1. O coeficiente de LPRT é significativo a 10% e LGT, D1 e LGU significativos a 1%. O coeficiente negativo para LGU parece indicar a mesma causação encontrada por LPNLN.

A equação 4 difere da anterior pela introdução de LPRT1. Observamos que os coeficientes de LGU e LGT mantiveram inalterados, tanto em termos de sinal quanto de significância. O coeficiente de LPRT é significativo a 5% e de LPRT1 a 10%. Para D1, não há significância.

A introdução de ambas as variáveis representativas de política, D1 e LPRT1, mostra que apenas LPRT1 é significativa.

Observamos nestas equações que todos os testes de ajustamento da função demanda são satisfatórios.

Os coeficientes de determinação (R^2) das equações foi superior a 0,94,

os testes F significativos a 1% e os testes de Durbin-Watson mostraram-se satisfatórios.

Deste conjunto de resultados, observamos que:

1) a elasticidade-preço da demanda é estatisticamente diferente nos dois períodos analisados. Pela equação 4, obtemos que:

a) para o período 1, de 1960 a 1971, a elasticidade é:

$$\eta = 0,128 + 0,093 = -0,035$$

b) para o período 0 (zero), de 1972 a 1981, a elasticidade da demanda é igual a -0,128.

Isto indica que as modificações ocorridas no mercado com a extinção do monopólio do fornecimento da matéria-prima, provocaram alterações na função demanda de café regular.

Comparando este resultado com a elasticidade-preço da equação 3, observamos que o valor de

$$\eta = -0,059 \text{ se assemelha a uma elasticidade-preço média}$$

dos dois períodos, sendo a diferenciação do consumo feita no intercepto da função.

2) o coeficiente da variável renda real mostrou-se significativo e negativo (¹).

(¹) Este resultado é compatível ao encontrado por Brandt e Welsh (1969) ao estimarem a demanda de café para o Estado de São Paulo, no período de 1962 a 1967.

Devemos observar que no período analisado, o crescimento da renda real foi acompanhado por um aumento no grau de urbanização do país. O coeficiente de correlação simples entre estas duas variáveis de 0,961, evidencia este fato. Por seu lado, a maior urbanização conduziu a uma modernização da sociedade caracterizada pela alteração no estilo de vida da população, ou seja, em função da vida atribulada da sociedade moderna houve uma diversificação de alternativas colocadas diante do consumidor, acarretando mudanças, inclusive nos hábitos alimentares.

Assim, dado que tomar café é uma questão de hábito e não é um gênero de primeira necessidade, acreditamos que o sinal negativo para o coeficiente da variável LPNLN esteja associado a estes fatores.

3) na ausência da variável LPNLN no modelo (3 e 4), a variável LGU, "proxy" utilizada para representar os hábitos e costumes, assume sinal negativo e significância estatística. Isto indica que o hábito do tradicional cafezinho está se alterando negativamente. Por outro lado, um efeito positivo é captado por LGT. Acreditamos que esta variável esteja representando a expansão geográfica do consumo de café regular e a própria alteração da estrutura etária da população do país.

Pelo fato de os dados de população incluídos no modelo referirem-se ao total do país, estes não mostram a modificação na estrutura etária. Observa-se que ao longo do tempo a população brasileira tem-se tornado menos jovem. Considerando-se que as pessoas de idade mais elevada são mais fiéis a seus hábitos, creditamos a este fato parcela do efeito positivo captado por LGT.

4) observamos estabilidade nas estimativas dos coeficientes das variáveis incluídas no modelo econométrico.

Um novo conjunto de equações foi testado através da mudança da forma de introduzir os preços reais de café solúvel na função demanda. Desta feita, estes preços entram na função na forma de relativos, ou seja, ao invés de compararmos os preços de café regular com os preços dos demais produtos (ICV), comparamos a resposta do consumo às variações ocorridas entre os preços de café regular e de café solúvel (LRELA).

Os resultados estão na tabela X.

A equação 1 desta tabela relaciona o consumo per capita de café regular (LYBKN) às variáveis preços relativos (LRELA), à renda real (LPNLN) e "dummy" de política (Dl).

Os coeficientes das variáveis LRELA e LPNLN não se mostram estatisticamente diferentes de zero, sendo significativa a 5% o coeficiente de Dl. Através do teste de Durbin-Watson observamos a existência de autocorrelação nos resultados desta equação.

Assim, a equação 2 estima a mesma função anterior através do método CORC. O coeficiente da variável LRELA mostra-se com sinal consistente e significativo a 5%. Os coeficientes das variáveis Dl e LPNLN são significativos a 1 e 20% respectivamente; observamos nesta equação um fraco porém negativo efeito renda.

A equação 3 difere da primeira pela introdução da variável relativa a "dummy" de política, avaliada na forma de inclinação da função (LRELAL).

Os coeficientes de LRELA, LRELAL e Dl são significativos a 20%, 1% e 5% respectivamente e com sinais consistentes. O coeficiente de LPNLN não se mostra estatisticamente diferente de zero. Nesta equação observamos também a existência de autocorrelação serial nos resíduos e por isso estimamos esta mesma equação pelo método CORC, resultado que é mostrado na equação 4.

TABELA X - EQUAÇÕES SELECIONADAS PARA EXPLICAR A DEMANDA DE CAFÉ REGULAR NO BRASIL, 1960-1981 - GRUPO C

LYBKN	C	LRELA	LPMLN	DI	LRELA1	R ²	F	D.W.
1 OLSQ ⁽¹⁾	3,333 (2,041) ^d	0,064 (0,086)	-0,193 (0,197)	0,307 (0,105) ^b	-	0,4252	28,32	0,54 ^w
2 CORC ⁽²⁾	2,840 (1,171) ^b	-0,093 (0,044) ^b	-0,166 (0,115) ^d	0,257 (0,047) ^a	-	0,9703	184,94	2,41 ^e
3 OLSQ	1,023 (2,105)	-0,319 (0,186) ^d	-0,015 (0,194)	0,981 (0,313) ^a	0,380 (0,168) ^b	0,8657	27,39	0,54 ^w
4 CORC	2,819 (1,008) ^b	-0,195 (0,063) ^a	-0,179 (0,099) ^c	0,544 (0,131) ^a	0,170 (0,073) ^b	0,9773	172,10	2,47 ⁱ

Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão das variáveis.

Os níveis de significância para os testes "t" são: a = 1%; b = 5%; c = 10%; d = 20% e para D.W.: w = indica a existência de autocorrelação serial nos resíduos; i = inconclusivo, e = indica ausência de autocorrelação.

⁽¹⁾ O símbolo OLSQ representa a regressão estimada pelo Método Mínimo Quadrados Ordinários.

⁽²⁾ O símbolo CORC representa a regressão estimada pelo Método Iterativo de Cochrane-Orcutt.

Fonte: Dados da Pesquisa.



Nesta equação, os coeficientes de LREIA e DI são significativos a 1%, de LREIAL a 5% e de LPNIN a 10%.

Para as equações 1 e 3, estimadas por mínimos quadrados ordinários, o coeficiente de determinação (R^2) foi superior a 82% e o teste F para ambas foi significativo a 1%. Para as equações 2 e 4, estimadas pelo método de Cochrane-Orcutt, tanto R^2 quanto F apresentaram melhoras sensíveis.

Para este grupo de equações observamos que tanto o coeficiente de "dummy" de intercepto DI quanto a "dummy" de inclinação (LREIAL) são estatisticamente significativos.

Pela equação 4 verificamos a sensibilidade da demanda de café regular em relação aos preços relativos:

a) para o período 1, a sensibilidade é igual a:

$$S = -0,195 + 0,170 = -0,025$$

b) para o período 0 (zero), a sensibilidade é de -0,195.

O intercepto desta equação é:

a) para o período 1 = $2,819 + 0,544 = 3,363$

b) para o período 0 (zero) = 2,819

Disto se conclui que no primeiro período, sob intervenção do IBC, o consumo de café regular era menos sensível às variações nos preços relativos do que no período sem intervenção. Comparando a sensibilidade da demanda aos preços relativos com a elasticidade-preço real da demanda, calculada anteriormente, observamos a semelhança nas estimativas obtidas para o período 1. Já no período 0 (zero) de 1972 a 1981, a resposta do consumo de café regular é maior quando utilizamos LREIA do que quando utilizamos LPRT.

Este resultado é consistente, pois sendo o café solúvel um produto próximo ao café regular é de se esperar que a resposta do consumo seja maior a esta relação do que aos preços reais, pois o ICV representa um comportamento médio dos preços de todos os bens de consumo.

A conclusão geral deste capítulo é que a retirada do amparo oficial ao consumo interno no início da década de 70, motivada pela escassez do produto trouxe como consequências básicas:

1) uma sensível redução no consumo interno de café, de sorte a manter os fluxos de exportação. Também aqui, a maior abertura da agricultura brasileira ao exterior foi feita, ao longo dos anos 70, às expensas do consumidor do místico.

2) uma elevação na elasticidade-preço da demanda, isto é, um aumento no tempo, da eficiência da política de preços.

3) não obstante este ganho de eficiência devemos levar em consideração que as elasticidades-preço são muito pequenas. Nesse sentido, há que se considerar que políticas que visem o controle da demanda interna de café apenas através de alterações nos preços tem seu alcance limitado.

Quanto a este aspecto, cabe ressaltar que devido ao problema da multicolinearidade envolvendo a variável renda, as estimativas da elasticidade - preço podem estar sujeitas a grande variabilidade. No sentido de obtermos indicção da significância desse problema, apresentamos no apêndice deste capítulo algumas estimativas da função demanda, utilizando-se do procedimento de introduzir estimativas externas para o coeficiente da renda.

Os resultados indicam que dentro de um intervalo razoável para a elasticidade-renda, as estimativas dos demais coeficientes não mostram substanciais alterações.

4) embora ainda seja pouco significativo o consumo de café solúvel no Brasil, há indícios de que a década de 70 tenha representado um momento de relativa quebra de resistência dos consumidores ao consumo deste tipo de café, derivado principalmente da redução dos diferenciais de preços entre regular e solúvel.