

PREÇO, QUALIDADE E A PROCURA DO CAFÉ (1)

R. Gerald Saylor

Claus F. Trench de Freitas

O estudo utiliza um modelo desenvolvido por Telser, e Cowling e Rayner para explicar variações nas parcelas de participação dos principais países produtores, no mercado de café norte-americano, no período posterior à Segunda Guerra Mundial. Na primeira etapa da análise faz-se uma tentativa para eliminar os efeitos de variações da qualidade do produto entre as nações produtoras e o resultante «diferencial de preço ajustado para qualidade» torna-se a principal variável preço para explicar mudanças nas parcelas de mercado. Mostra-se que as elasticidades das parcelas de participação no mercado são subestimativas das elasticidades-preço. As estimativas sugerem que a elasticidade-preço da procura do café brasileiro nos Estados Unidos é consideravelmente maior do que anteriormente estimado.

1 — INTRODUÇÃO

Os estudos empíricos sobre a procura de café resultam, invariavelmente, em estimativas da elasticidade-preço da procura significativamente menores do que 1 (2). Contudo, a elasticidade da procura agregada para um país consumi-

dor em particular não deve ser confundida com a elasticidade-preço relativa a um determinado país produtor ou ainda mais especificamente com um tipo de café vendido por esse país. Para se compreender o comportamento de países individualmente e o grau de competição entre eles,

(1) Liberado para publicação em 27 de Agosto de 1974.

(2) Encontra-se uma exceção no estudo de ABAELU e MANDERSCHIED (1) que estimavam nos Estados Unidos funções de procura separadas para cafés das categorias Suaves, do Brasil e Robusta, nos Estados Unidos. As flexibilidades-preço foram $-0,18$, $-0,21$ e $-0,36$, respectivamente, indicando funções elásticas de procura. Estudos agregados anteriores de DALY (4), SZARF e PIGNALOSA (15) e FAO (6) encontraram elasticidades-preço significativamente menores que 1. As projeções para mercadorias da FAO (7) assumiram uma elasticidade-preço no varejo de $-0,5$ em países produtores e elasticidade-preço de importação de $-0,1$ para a América do Norte, $-0,3$ em outros países desenvolvidos e $-0,5$ em países em desenvolvimento.

são necessárias estimativas das elasticidades-preço relativas a cada País ⁽³⁾. É claro que se os países exportadores de café forem considerados como firmas individuais ⁽⁴⁾ seria irracional para cada País individualmente vender na porção inelástica de sua função de procura. Restringindo oferta, quer estocando quer destruindo o produto, o País poderia aumentar sua receita de exportação. O propósito deste trabalho é estimar as elasticidades-preço da procura dos principais países produtores e tentar avaliar as implicações da política de estocagem do Brasil.

2 — ESTRUTURA TEÓRICA

O modelo teórico básico utilizado neste trabalho foi desenvolvido por GRILICHES ⁽⁹⁾ e TELSER ^(16, 17) e ampliado por COWLING e RAYNER ⁽³⁾.

Enunciada resumidamente, a teoria diz que não é instantâneo o ajustamento por parte de produtores e consumidores aos diferenciais de preços relativos a produtos de qualidade similar ou à ausência de diferenciais de preços entre

produtos de diferentes qualidades. Ainda que se espere que os consumidores transfiram compras quando os preços relativos baixam, o ajustamento não ocorre de imediato, pois a ignorância quanto as variações de preço ou diferenciais quanto a qualidade, o custo de obter tal informação, fidelidade para com a marca, preços administrados e defasagens tecnológicas entre competidores ⁽³⁾ podem impedir que seja alcançado o equilíbrio no curto prazo. Tais forças deveriam tornar-se menos importantes com o tempo, conforme os consumidores obtenham informação adicional sobre diferenciais de qualidade inerentes e diferenças de preços. Assim, é provável que apesar de em qualquer momento no tempo, os preços refletem diferenças de qualidade, nem todas as diferenças de preços serão explicadas pela qualidade. Em qualquer dado período de tempo, alguns preços estarão "out of line", deixando um residual inexplicado, que deveria indicar se um item específico é relativamente caro ou barato. Esse residual deveria influenciar as vendas daquele bem em parti-

⁽³⁾ Mesmo estimativas para países podem ser muito agregadas quando se considera que o Brasil exportou 76 diferentes tipos de café em 1969 ⁽¹⁰⁾.

⁽⁴⁾ Os monopólios exportadores estatais de café na maioria dos países produtores sugerem que esta pressuposição pode ser razoável.

cular. Se o item é relativamente caro, ou seja, o residual é positivo, as vendas tenderiam a diminuir; se o bem é relativamente barato, ou seja, o residual é negativo, as vendas deveriam tender a aumentar.

Cowling e Rayner apresentaram significativa contribuição à análise de diferenciais de preços ajustados para qualidade, através de formulação

direta de uma relação preço-qualidade, que ajudará na determinação de quais preços estão "out of line".

Uma vez que esses dados sejam obtidos, o preço ajustado à qualidade pode ser utilizado para determinar as vendas no mercado. Considere-se, por exemplo, a seguinte expressão apresentando o preço do i ésimio bem, em função da qualidade desse bem:

$$P_{it} = f(Q_{it}; U_{it}) \quad (1)$$

onde

P_{it} = preço do i ésimio tipo ou qualidade de um bem específico no período t ;

Q_{it} = vetor das características associadas com a i ésimia qualidade no período de tempo t ; e

U_{it} = erro aleatório para a i ésimia qualidade no período de tempo t .

Essa relação estabelece que o preço é uma função de qualidade mais um erro aleatório; ou, alternativamente, que U_{it} é uma estimativa do preço do i ésimio bem no período de tempo t ajustado para qualidade, isto é, a hipótese é de que após os ajustes para qualidade os bens são substitutos perfeitos.

Considere-se agora a relação geral que se espera que poderia determinar as vendas do bem da i ésimia qualidade:

$$q_{it} = g(U_{it}, X_t, Z_{it}, e_{it}) \quad (2)$$

onde

q_{it} = quantidade do i ésimio tipo ou marca vendido no período de tempo t ;

U_{it} = erro aleatório da equação (1);

X_t = quantidade total do bem vendido no período de tempo t ;

Z_{it} = vetor de variáveis não-preço, específico para o i éximo item; e

e_{it} = erro aleatório.

Conforme demonstrado por TELSER (16), a equação (2) pode ser reduzida a uma equação de parcela de participação no mercado, dividindo-se ambos os lados da equação por X_t e assim removendo-se X_t do lado direito da equação. Isso não somente simplifica o processo de estimativa, mas também reduz problemas de multicolinearidade e a resultante instabilidade dos coeficientes de U_{it} e X_t , freqüentemente observada quando ambas as variáveis são utilizadas como variáveis independentes. A equação (2) é assim reduzida a U_{it} , o residual do preço, Z_{it} , o vetor para variáveis não-preço, e e_{it} , o termo correspondente ao erro aleatório.

A variável-preço, U_{it} , conforme explicado acima, é a diferença entre o preço observado do i éximo item e o preço esperado para esse item, dadas as suas características quanto à qualidade. Esse preço tanto pode ser diretamente introduzido na função de parcela de participação como deflacionado por um índice de preços apropriado. Telser, e Cowling e Rayner deflacionaram U_{it} por

meio do preço médio, \bar{P}_t , prevalectente para a mercadoria no período t . No presente estudo, que cobre o período entre 1947-70, parece mais apropriado deflacionar U_{it} , derivado de transações no atacado no mercado de Nova York, através de um índice de preços no atacado nos Estados Unidos, de modo a corrigir para variações de preços no tempo. Esse deflator parece mais apropriado, já que iguais diferenciais de preços, em preços correntes, durante dois períodos, podem não ser iguais em preços constantes. Uma vez que se está interessado em explicar variações das parcelas de participação no mercado durante um longo período de tempo, esse deflator parece mais apropriado.

Um dos propósitos deste trabalho é derivar estimativas da elasticidade para várias qualidades de café e/ou países produtores de café. A elasticidade-preço da procura e as elasticidades das parcelas de participação no mercado são intimamente relacionadas (16).

Por definição:

$$q_i = S_i X \quad (3)$$

onde S_i é a parcela de participação do i éximo país produtor de café. Derivando (3) com

respeito a P_i , o preço do café do i étimo país, obtém-se

$$\frac{\delta q_i}{\delta P_i} = \frac{\delta S_i}{\delta P_i} \cdot X + \frac{\delta X}{\delta P_i} \cdot S_i \quad (4)$$

A elasticidade-preço do i étimo produto é

$$\frac{\delta q_i}{\delta P_i} \cdot \frac{P_i}{q_i} = \frac{\delta S_i}{\delta P_i} \cdot \frac{XP_i}{q_i} + \frac{\delta X}{\delta P_i} \cdot \frac{S_i P_i}{q_i} \quad (5)$$

que pode ser reescrita como

$$\frac{\delta q_i}{\delta P_i} \cdot \frac{P_i}{q_i} = \frac{\delta S_i}{\delta P_i} \cdot \frac{P_i}{S_i} + \frac{\delta X}{\delta P_i} \cdot \frac{P_i}{X} \quad (6)$$

Em outras palavras, a elasticidade-preço da procura para o produto com a i étima qualidade é igual à elasticidade da parcela de participação no mercado $\frac{\delta S_i}{\delta P_i} \cdot \frac{P_i}{S_i}$ mais a

elasticidade das vendas totais com respeito ao i étimo preço. A elasticidade da parcela de participação será, pois, sempre menor do que a elasticidade-preço para o i étimo item. Assim sendo, a elasticidade da parcela de participação é uma estimativa-limite inferior da elasticidade-preço. Conforme Cowling e Rayner mostram, se o preço ajustado à qualidade, \hat{U}_{it} , for usado ao invés de P_{it} , o coeficiente de \hat{U}_{it} é uma estimativa de $\frac{\delta S_i}{\delta P_i}$ em equações lineares e esse

coeficiente vezes S_{it} , em equações semi-logarítmicas.

Voltando agora à outra variável, Z_{it} , na equação (2) que não foi ainda definida, deve-se especificar as outras variáveis não-preço que pareceriam importantes para a determinação de parcelas de participação no mercado.

Dada a natureza do produto em estudo, a propaganda, data da introdução do produto e outras variáveis que tipicamente fazem parte de equações de demanda não são consideradas relevantes. As seguintes variáveis serão consideradas.

2.1 — Parcela de Participação no Mercado. Defasada

Como é improvável a adaptação instantânea à variável

preço ajustada para qualidade, parece apropriado ao caso um modelo nerloviano de defasagens. Esse modelo apresenta a vantagem adicional de que podem ser estimadas elasticidades tanto a curto

como a longo prazo. Seja a equação (2) o nível desejado da equação qualidade-consumo. Se a qualidade-consumo desejada é q^*_{it} , então a função de ajustamento pode ser escrita como:

$$q_{it} - q_{it-1} = \lambda(q^*_{it} - q_{it-1}) \quad (7)$$

onde λ está no intervalo $0 < \lambda < 1$.

Substituindo a equação (2), na equação (7), a equação básica torna-se

$$\frac{X_i}{q_{it}} = S_{it} = \lambda g(U_{it}; \bar{Z}_{it}; e_{it}) + (1 - \lambda) S_{it-1} \quad (8)$$

onde \bar{Z}_{it} é definida para excluir a variável defasada.

2.2 — Acordo Internacional do Café (AIC)

O AIC foi firmado em 1962 com o objetivo declarado de conseguir minimizar flutuações de preços, dentro de níveis aceitáveis tanto para países produtores como consumidores. Um objetivo adicional seria aliviar o Brasil do ônus de estabilizar os preços mundiais de café. Se esse objetivo fosse conseguido, a deterioração histórica da parcela de participação do Brasil deveria ser reduzida ou impedida, através do funcionamento do acordo. De modo a considerar a influência deste acordo sobre as parcelas de participa-

ção no mercado, foi utilizada uma variável binária, D, assumindo valores de zero para os anos anteriores ao IAC e valores um para os anos de vigência.

2.3 — Variáveis Binárias para País e Tempo

Na análise que se segue foram combinadas séries temporais de dados para produtores de tipos similares de café. Como resultado, além de problemas de erros aleatórios auto-regressivos, os erros aleatórios podem ser também "cross-sectionally" heterocedásticos.

Adotando-se uma sugestão de KMENTA (11), desenvolveu-se um modelo de covariância que permite que cada país e ano tenha seu próprio intercepto, e que proporciona estimativas sem viés e eficien-

tes dos coeficientes de regressão, se forem satisfeitas as pressuposições clássicas.

O modelo geral para estimar as parcelas de participação no mercado de café assume, portanto, a forma:

$$S_{it} = a_0 + a_1 \bar{U}_{it} + a_2 S_{i,t-1} + a_3 D_t + \quad (9) \\ + b_2 Z_{2t} + b_3 Z_{3t} + \dots + b_n Z_{nt} + \\ + c_2 W_{t2} + c_3 W_{t3} + \dots + c_t W_{it} + e_t$$

onde

$Z_{it} = 1$ para a i ésima unidade "cross-sectional"
 $= 0$ em caso contrário
 $(i = 2, 3, \dots, N)$

$W_{it} = 1$ para o t ésimo período de tempo
 $= 0$ em caso contrário
 $(t = 2, 3, \dots, T)$

3 — ESTUDO EMPÍRICO DAS PARCELAS DE PARTICIPAÇÃO DO MERCADO DE CAFÉ

Em contraste com estudos de demanda para marcas de manufaturados, os dados para este estudo estavam prontamente disponíveis, ainda que não da forma desejável. Existem séries históricas de dados sobre preços no disponível em Nova York para mais de trin-

ta tipos de café. Contudo, dados sobre quantidades importadas pelos Estados Unidos para esses tipos são somente parcialmente disponíveis (*). Assim, foi adotado, como variável preço, o preço médio ponderado no atacado de Nova York, conforme estatísticas do PAN-AMERICAN COFFEE BUREAU (14). Esses dados são encontrados desde 1947 até o presente e evitam muitos problemas que ocorreriam se fossem utilizados os preços FOB nos países de origem. O PACB (14) também publica os dados do Departamento de Comércio dos Estados Unidos sobre importações de café, que foram utilizados para obter a parcela de participação no mercado dos Estados Unidos, de cada um dos principais países produtores.

(*) Se tais dados pudessem ser obtidos, as elasticidades das parcelas de participação por tipos de café deveriam exceder as elasticidades aqui relacionadas.

Os países incluídos no estudo foram Brasil, Colômbia, México, Guatemala, El Salvador, Equador, República Dominicana, Costa Rica, Angola, Costa do Marfim, Madagáscar,

Camarões e Indonésia, que foram responsáveis por mais de 80% das importações dos Estados Unidos em todos os anos estudados (quadro 1) (6).

QUADRO 1. — Porcentual das Importações dos Estados Unidos para Quatorze Principais Exportadores de Café, 1947-70

| País | 1947-50 | 1951-55 | 1956-60 | 1961-65 | 1966-70 |
|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Brasil | 55,0 | 44,5 | 42,8 | 34,5 | 23,9 |
| Colômbia | 24,7 | 24,7 | 20,6 | 16,8 | 12,7 |
| México | 3,1 | 4,9 | 5,3 | 5,4 | 5,0 |
| Guatemala | 4,0 | 4,0 | 4,0 | 4,0 | 3,8 |
| El Salvador | 4,9 | 4,6 | 2,9 | 3,1 | 2,9 |
| Equador | 0,6 | 1,1 | 1,3 | 1,4 | 2,1 |
| Peru | 0,0 | 0,2 | 0,9 | 2,0 | 2,2 |
| República Dominicana | 1,0 | 1,6 | 1,6 | 1,6 | 1,5 |
| Costa Rica | 1,2 | 1,0 | 1,0 | 1,4 | 1,4 |
| Angola | 1,2 | 2,6 | 3,6 | 5,3 | 6,6 |
| Costa do Marfim | 0,1 | 0,5 | 1,8 | 3,6 | 4,9 |
| Madagáscar | 0,0 | 0,2 | 0,6 | 0,9 | 1,6 |
| Camarões | 0,0 | 0,0 | 0,1 | 0,5 | 1,9 |
| Indonésia | 0,0 | 0,1 | 0,1 | 1,7 | 4,5 |
| Porcentagem total dos países acima | 95,3 | 90,0 | 86,6 | 82,2 | 80,0 |

Fonte: Pan-American Coffee Bureau (14).

3.1 — Relação Preço-Qualidade para Café

A qualidade do café depende de diversas características tais

como número de defeitos, sabor e cor, de difícil quantificação. Como resultado, ao invés de trabalhar diretamente

(6) Três outros dos mais importantes países produtores, Quênia, Tanzânia e Uganda, tiveram que ser eliminados do estudo porque os dados sobre preços nos anos das décadas 40 e 50 foram fornecidos para a África Oriental Britânica ao invés de individualmente. Além disso, tanto Quênia como Tanzânia, produzem café Arábica e Robusta em quantidades aproximadamente iguais, e não se dispunha de dados sobre preço e quantidade para cada categoria.

com qualidade, foi utilizada a divisão adotada pela Organização Internacional do Café (OIC). Esta calcula diariamente os seguintes preços indicativos: Suaves Colombiana-

nos, Outros Suaves, Arábicos Não Despoldados e Robustas. Usando-se esse esquema para categorias amplas de cafés, foi estimada a seguinte relação "preço-qualidade":

$$P_{it} = B_0 + B_1 D_{1it} + B_2 D_{2it} + B_3 D_{3it} + U_{it} \quad (10)$$

onde

D_1 = variável binária que classifica café, segundo as duas categorias principais, Robusta e Arábica. D_1 é zero, quando o café de determinado país é Robusta e é um, quando Arábica (7);

D_2 = variável binária que classifica o café em cafés Suaves ou Não Suaves. D_2 é zero para Não Suaves e um para Suaves; e

D_3 = variável binária que classifica o café em cafés Despoldados e Não Despoldados. D_3 é zero quando Não Despoldado e um quando Despoldado.

Ao estimar as relações acima, por ano, foram utilizados dados de nada menos que 24 países apesar de nem todos os países terem sido incluídos no

estudo de parcelas de participação no mercado. Esses países foram incluídos numa tentativa de se conseguir maior poder explicativo do vetor de variáveis qualitativas e aumentar os graus de liberdade. As funções "cross-sectional" preço-qualidade são mostradas no quadro 2. Como pode ser observado pelo quadro, os problemas de ajustamento enfrentados pelos países produtores foram substanciais no período imediatamente posterior à Segunda Guerra Mundial e os resultados da regressão foram insatisfatórios até 1950. Como se poderia esperar, D_1 tendeu a ser a mais importante variável explicativa e seu coeficiente foi positivo e significativo ao nível de 0,05 em dezessete dos dezoito anos entre 1952 e 1970.

D_2 apresentou o mais pobre comportamento dentre as três variáveis e, ao contrário das

(7) Dos países estudados somente Camarões e Madagáscar apresentam quantidades significativas tanto de Robusta como Arábica, mas ambos são principalmente produtores de café Robusta.

QUADRO 2. — Relações Preço-Qualidade do Café nos Estados Unidos Utilizando-se Preços Médios Ponderados no Atacado, 1947-70 (continua)

| Ano | Constante | D ₁ | D ₂ | D ₃ | G. L. | R ² |
|------|-----------|---------------------|----------------------|--------------------|-------|----------------|
| 1970 | 35,6211 | 13,2087 (8,5534) | 6,8000 (2,5817) | 5,2969 (2,2370) | 21 | 0,8763 |
| 1969 | 28,1936 | 5,6712 (3,1807) | -3,0049 (-1,0878) | 3,4464 (1,4763) | 21 | 0,6493 |
| 1968 | 30,0049 | 3,7800 (2,2858) | -1,4250 (-0,5562) | 3,2193 (1,4869) | 21 | 0,6349 |
| 1967 | 28,8862 | 5,4737 (2,9192) | -1,7199 (-0,5921) | 3,0143 (1,2278) | 21 | 0,6665 |
| 1966 | 29,5636 | 8,2362 (3,1628) | 0,2301 (0,0570) | 1,6335 (0,4791) | 21 | 0,6988 |
| 1965 | 24,8061 | 14,6637 (5,2952) | -1,9699 (-0,4597) | 2,6664 (0,7354) | 21 | 0,8292 |
| 1964 | 32,1686 | 7,8462 (3,3670) | -1,9350 (-0,5360) | 2,5143 (0,8240) | 21 | 0,6714 |
| 1963 | 22,9042 | 6,7207 (2,9774) | -1,1750 (-0,3407) | 3,7177 (1,2725) | 19 | 0,7222 |
| 1962 | 17,5785 | 12,6914 (5,8378) | -2,4400 (-0,7347) | 4,5908 (1,6315) | 19 | 0,8794 |
| 1961 | 16,9370 | 15,5328 (8,0478) | -4,4899 (-1,5229) | 6,3838 (2,5550) | 19 | 0,9277 |
| 1960 | 23,4784 | 9,2814 (2,4772) | -1,5899 (-0,2778) | 6,4876 (1,3378) | 19 | 0,6884 |
| 1959 | 20,1656 | 3,4243 (1,0430) | -1,4800 (-0,2951) | 7,2408 (1,7040) | 19 | 0,5624 |

QUADRO 2. — Relações Preço-Qualidade do Café nos Estados Unidos Utilizando-se Preços Médios Ponderados no Atacado, 1947-70 (conclusão)

| Ano | Constante | D ₁ | D ₂ | D ₃ | G. L. | R ² |
|------|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|-------|----------------|
| 1958 | 36,3385 | 5,2814 (2,1848) | -4,1700 (-1,1293) | 8,2546 (2,6383) | 19 | 0,7102 |
| 1957 | 31,5285 | 15,0714 (4,1530) | -4,5100 (-0,8135) | 13,5646 (2,8879) | 19 | 0,8729 |
| 1956 | 31,1541 | 17,2708 (5,3080) | -3,5151 (-0,7072) | 15,4950 (3,6685) | 18 | 0,9277 |
| 1955 | 38,7515 | 7,2484 (1,6251) | 2,5298 (0,3781) | 5,7362 (1,0118) | 18 | 0,6525 |
| 1954 | 51,7699 | 13,1350 (3,5544) | -1,3550 (-0,3346) | 1,9815 (0,4219) | 18 | 0,6718 |
| 1953 | 44,2299 | 6,7250 (2,5868) | 0,6049 (0,1645) | -0,5863 (-0,1869) | 14 | 0,5320 |
| 1952 | 42,2959 | 6,4240 (2,2726) | 1,2653 (0,4930) | 2,5467 (1,2963) | 17 | 0,5254 |
| 1951 | 42,5366 | 5,9983 (2,0678) | -1,8149 (-0,4171) | 3,7991 (1,0274) | 17 | 0,5451 |
| 1950 | 40,7799 | 3,1400 (0,7610) | -4,7600 (-0,8157) | 2,9316 (0,5929) | 16 | 0,0550 |
| 1949 | 22,8766 | 3,4283 (1,1516) | -1,5649 (-0,3918) | 3,4816 (1,0257) | 14 | 0,3346 |
| 1948 | 21,9799 | 2,0299 (0,2829) | -2,4300 (-0,2524) | 5,9061 (0,7241) | 15 | 0,1014 |
| 1947 | 25,3449 | -1,5449 (-0,2883) | -1,4100 (-0,2149) | 2,5738 (0,4629) | 14 | 0,0211 |

Obs.: Os números entre-parêntesis são os valores da estatística de Student.

expectativas, o coeficiente dessa variável mostrou sinal positivo em somente quatro anos (1953, 1955, 1956 e 1970), mas foi significativo ao nível de 0,05 somente em 1970. Esse comportamento pobre pode ser atribuído ao preço brasileiro e colombiano e a políticas tendentes ao aumento de estoques, que tentaram manter preços relativamente elevados; ou pode mostrar que o sistema de preços indicativos adotado pela OIC não é o mais apropriado.

O residual, \hat{U}_{it} , que é a variável preço deste estudo, corresponde à diferença entre o preço observado e o preço calculado baseado na equação 10. Conforme já apontado, o sinal de \hat{U}_{it} indica se o café de um país em particular é relativamente "caro" ou "barato", após levar em conta as diferenças quanto à qualidade. Um estudo à parte, em andamento, tenta explicar o sinal e a magnitude dos \hat{U}_{it} para os principais países produtores, pelo que essa questão não é tratada no presente trabalho. Deveria ser observado novamente que o colapso da variável para preço em uma única medida evita a inclusão simul-

tânea de numerosas variáveis altamente correlacionadas nas equações de parcelas de participação no mercado. Elimina também a necessidade de variável qualitativa na equação de parcela de participação, que como pode ser visto pelo quadro 2, tende também a ser correlacionada com preço.

3.2 — Parcela de Participação dos Países

Nesta seção faz-se uma tentativa para explicar o comportamento das parcelas de participação dos quatorze principais exportadores de café para os Estados Unidos ⁽⁸⁾. Para facilitar a análise foram estimados três conjuntos de regressões combinadas: um para o Brasil e Colômbia, outro para os sete principais exportadores latino-americanos (Outros Suaves), e finalmente um terceiro para os cinco maiores exportadores de café Robusta. Foram efetuadas estimativas, tanto em forma linear como semilogarítmica, esta última, conforme argumentaram Cowling e Rayner, sendo preferível, em termos apriorísticos, já que "esperamos que um grupo de compradores apresentará forte lealdade à marca, de tal modo que o declínio

(8) Brasil, Colômbia, México, Guatemala, El Salvador, Equador, Peru, República Dominicana, Costa Rica, Angola, Costa do Marfim, Madagáscar, Camarões e Indonésia.

QUADRO 3. — Resultados das Regressões Estimadas para Parcelas de Participação do Brasil e Colômbia nas Exportações para os Estados Unidos, 1950-70

| Equação | Variável dependente | Constante | \hat{U}_{it} | S_{it-1} | $\text{Log } S_{it-1}$ | D (AIC) | Inclusão de binárias para tempo e países | D. W. | R ² | Graus de liberdade |
|---------|----------------------|-----------|----------------------|---------------------|------------------------|----------------------|--|--------|----------------|--------------------|
| 1 | S_{it} | 0,3592 | -0,0207 (-8,8689) | | | | | 0,4316 | 0,6519 | 42 |
| 2 | S_{it} | 0,0652 | -0,0046 (-3,0529) | 0,8008 (13,7370) | | | Não | 2,0408 | 0,9378 | 41 |
| 3 | $\text{log } S_{it}$ | -0,0793 | -0,0063 (-3,0238) | | 0,8483 (15,6840) | | Não | 2,0111 | 0,9488 | 41 |
| 4 | S_{it} | 0,1134 | -0,0058 (-1,9989) | 0,7313 (4,3312) | | -0,0490 (-0,9041) | Sim | 1,9843 | 0,9609 | 19 |
| 5 | $\text{log } S_{it}$ | -0,1547 | -0,0050 (-1,0538) | | 0,5423 (2,1500) | -0,1071 (-1,1878) | Sim | 1,8633 | 0,9663 | 19 |

Obs.: Os números entre-parêntesis são os valores da estatística de Student.

na parcela de participação no mercado em resposta a preços mais elevados se nivelará gradualmente" (3).

A equação 1 dos quadros 3, 4 e 5 mostra os resultados da regressão quando somente o preço ajustado para qualidade entra na regressão com a parcela de participação de mercado. Os resultados para o Brasil e a Colômbia são razoavelmente satisfatórios, pelo menos em relação ao coeficiente de \hat{U}_{it} que é negativo e significativo ao nível de 0,01. Além disso, 65% da variação na variável dependente são atribuídos a \hat{U}_{it} . A estatística de Durbin-Watson, contudo, indica que os erros aleatórios apresentam correlação serial, reduzindo assim a confiança que pode ser depositada no coeficiente estimado de \hat{U}_{it} . Os resultados para Outros Suaves e cafés Robusta, usando-se somente \hat{U}_{it} como uma variável independente, são desapontadores. Os coeficientes de \hat{U}_{it} em ambas as regressões são positivos, sendo o relativo ao Robusta significativo ao nível

de 0,05. Contudo, a estatística de Durbin-Watson detecta correlação serial em ambas as regressões, sugerindo possível erro de especificação.

Nas equações 2 e 3 dos quadros, é introduzida a variável dependente defasada permitindo a ocorrência de um processo de ajustamento mais lento. Na segunda equação de cada quadro, especifica-se um processo linear, enquanto a terceira equação é especificada em forma semilogarítmica. Desde que historicamente as parcelas de participação evoluíram com muita lentidão, o poder explicativo das regressões é bastante aumentado e a variável dependente defasada é altamente significativa. Na regressão Brasil-Colômbia, \hat{U}_{it} permanece negativo e significativo ao nível de 0,01, cerca de 94% da variação na parcela de participação no mercado são atribuídos às duas variáveis e não há indicação de correlação serial quer positiva quer negativa (9). Os R^2 para Robusta e Outros Suaves também melhoram substancialmente quando é incluída a variável dependente defasada

(9) Conforme frequentemente observado, a distribuição da estatística de Durbin-Watson é ainda desconhecida e viesada em direção ao valor de 2 para equações contendo variáveis dependentes defasadas e havendo um pequeno número de observações.

Assim, conquanto a hipótese de autoregressão nula não possa ser aceita, a presença de correlação serial positiva ou negativa pode ser detectada mesmo na presença de variável dependente defasada.

e o coeficiente de \hat{U}_{it} torna-se negativo e significativo ao nível de 0,05 no caso da regressão semilogarítmica e no caso de Robusta. Contudo, esses resultados são algo perturbados pela estatística de Durbin-Watson que indica a presença, agora, de correlação serial negativa mesmo na presença de S_{it-1} . Em outras palavras, pelo menos nos casos de Outros Suaves e de Robusta, parece haver um erro de especificação, mesmo após ser incluído S_{it-1} .

Em uma tentativa de eliminar esse problema ⁽¹⁰⁾; foram estimadas as equações 4 e 5 para cada um dos conjuntos de dados. Essas novas regressões incorporam as variáveis binárias para o ano e país, já discutidas anteriormente, como sendo um possível meio de reduzir correlação serial e heterocedasticidade. Como pode ser visto a partir dos resultados para o Brasil e Colômbia ⁽¹¹⁾, a inclusão das variáveis binárias exerce pequeno impacto sobre o tamanho do coeficiente para preço, mas tende a aumentar seu desvio-

padrão. No caso da regressão linear, o coeficiente é ainda duas vezes maior que seu desvio-padrão, mas não é mais significativo na forma semilogarítmica. O coeficiente da variável dependente defasada é algo diminuído na forma linear e consideravelmente menor na forma semilogarítmica. A variável binária para o Acordo Internacional do Café é negativa em ambas equações 4 e 5, sugerindo que o AIC não alterou a contínua erosão das parcelas de participação do Brasil e da Colômbia; no entanto, em nenhuma das equações, a variável é significativa.

Quanto aos resultados para Outros Suaves e Robusta, a introdução de variáveis binárias aparentemente reduz o problema de correlação serial negativa observada nas equações 2 e 3 e a variável preço \hat{U}_{it} torna-se significativa ao nível de 0,05 para os dois conjuntos de dados, tanto na forma linear como na semilogarítmica. A introdução das variáveis binárias também altera a conclusão acerca da rapidez de ajustamento e diferen-

(10) COWLING & RAYNER (3) não discutem correlação serial positiva e negativa em seus resultados, mas parece que está presente correlação serial positiva nas equações 4 e 5 de seu quadro 1 na equação constante da página 1.302. Parece estar presente correlação serial negativa nas equações 3, 4 e 6 do quadro 2.

(11) Devido ao número de variáveis binárias para ano e país, não se fez constar o coeficiente de cada uma delas. Ao invés disso, acrescentou-se uma coluna no quadro que indica se foram incluídas ou não.

QUADRO 4. — Resultados das Regressões Estimadas para Parcelas de Participação de Países Produtores de Outros Suaves (1), nas Exportações para os Estados Unidos, 1955-70

| Equação | Variável dependente | Constante | \hat{U}_{it} | S_{it-1} | $\log S_{it-1}$ | D (AIC) | Inclusão de binárias para tempo e países | D.W. | R ² | Graus de liberdade |
|---------|---------------------|-----------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--|--------|----------------|--------------------|
| 1 | S_{it} | 0,0254 | 0,0004 (1,0195) | | | | Não | 0,2994 | 0,0088 | 117 |
| 2 | S_{it} | 0,0036 | -0,0001 (-1,1153) | 0,8865 (22,7057) | | | Não | 2,7113 | 0,8179 | 116 |
| 3 | $\log S_{it}$ | -0,2240 | -0,0062 (-1,9037) | | 0,8507 (23,1896) | | Não Sim | 2,5193 | 0,8234 | 116 |
| 4 | S_{it} | 0,0399 | -0,0006 (-2,1344) | 0,2709 (2,7362) | | 0,0042 (1,2915) | Sim | 2,3089 | 0,9041 | 94 |
| 5 | $\log S_{it}$ | -0,5055 | -0,0160 (-2,5031) | | 0,5942 (8,3371) | 0,0977 | Sim | 2,4393 | 0,8989 | 94 |

(1) México, Guatemala, El Salvador, Equador, Peru, República Dominicana e Costa Rica.

Obs.: Os números entre-parêntesis são os valores da estatística de Student.

QUADRO 5. — Resultados das Regressões Estimadas para Parcelas de Participações de Países Produtores de Cafés Robusta (1), nas Exportações para os Estados Unidos, 1952-70

| Equação | Variável dependente | Constante | \hat{U}_{it} | S_{it-1} | $\log S_{it-1}$ | D (AIC) | Inclusão de binárias para tempo e países | D.W. | R ² | Graus de liberdade |
|---------|---------------------|-----------|----------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--|--------|----------------|--------------------|
| 1 | S_{it} | 0,0294 | 0,0007 (2,0117) | | | | Não | 0,4348 | 0,0430 | 90 |
| 2 | S_{it} | 0,0011 | -0,0001 (-0,8817) | 0,9729 (22,6705) | | | Não | 3,0241 | 0,8587 | 89 |
| 3 | $\log S_{it}$ | -0,2161 | -0,0102 (-2,4598) | | 0,9092 | | Não | 2,4787 | 0,8588 | 89 |
| 4 | S_{it} | 0,0145 | -0,0004 (-2,0654) | 0,4328 (4,0174) | | 0,0201 (3,5356) | Sim | 2,5868 | 0,9146 | 67 |
| 5 | $\log S_{it}$ | -0,9582 | -0,0174 (-2,8161) | | 0,5652 (6,2176) | 0,5017 (2,5694) | Sim | 2,4249 | 0,9159 | 67 |

(1) Angola, Costa do Marfim, Madagascar, Camarões e Indonésia.

Obs.: Os números entre parêntesis são os valores da estatística de Student.

ciais de preço, conforme indicado pelo coeficiente da parcela de participação defasada. Sem as variáveis binárias, parece que a velocidade de ajustamento é bastante pequena e requer diversos anos para para que seus plenos efeitos sejam sentidos. Com as variáveis binárias, no entanto, os resultados sugerem que ocorrem ajustamentos em muito menor período de tempo e que a elasticidade a curto prazo é consideravelmente maior do que sem as binárias. Finalmente, é interessante observar que os anos de ação do AIC têm sido favoráveis tanto para produtores de Outros Suaves como de Robusta, conforme mostrado pela variável binária para o AIC. Em cada uma das quatro equações, o sinal da variável binária para o AIC é positivo e ela é significativa ao nível de 0,01 em ambas as equações para o Robusta. Assim sendo, por exemplo, no caso do Robusta, a equação linear sugere que o AIC ensejou um aumento de cerca de 2% na parcela de participação dos produtores desse café durante cada um dos anos estudados. O aumento foi menor para os produtores de Outros Suaves mas novamente sugere que a criação do AIC não impediu a subsequente erosão das parcelas de mercado do Brasil e da Colômbia.

3.3 — Elasticidade das Parcelas de Participação no Mercado de Café

Utilizando-se as equações acima, foram derivadas as elasticidades das parcelas de participação no mercado para os diversos países incluídos na análise. As elasticidades das parcelas de participação do Brasil e da Colômbia foram estimadas a partir da equação 4 no quadro 3 e as dos outros países a partir das equações semilogarítmicas contendo todas as variáveis binárias. As elasticidades estimadas dos países são apresentadas no quadro 6, calculadas não somente na média para o país, mas também para 1954 e 1970.

As elasticidades estimadas são menores que a unidade, no curto prazo, com exceção das correspondentes a Colômbia e Brasil. Todas as elasticidades a longo prazo, contudo, são maiores que um e portanto, consistentes com o comportamento de maximização dos lucros. Esses resultados sugerem que uma ou mais nações produtoras poderiam auferir vantagem da inelasticidade a curto prazo e aumentar preços temporariamente, acima dos níveis vigentes, mas, tal comportamento, não poderia ser mantido no longo prazo, sem perda de participação no mer-

QUADRO 6. — Elasticidades das Parcelas de Participação dos Principais Países Produtores no Mercado Importador de Café dos Estados Unidos

| País | Elasticidades médias | | Elasticidades para 1954 | | Elasticidades para 1970 | |
|-----------------|----------------------|-------------|-------------------------|-------------|-------------------------|-------------|
| | Curto prazo | Longo prazo | Curto prazo | Longo prazo | Curto prazo | Longo prazo |
| Brasil | -0,62 | -2,30 | -0,71 | -2,64 | -1,15 | -4,27 |
| Colômbia | -1,53 | -5,69 | -1,45 | -5,39 | -2,27 | -8,47 |
| México | -0,68 | -1,68 | -0,87 | -2,14 | -0,78 | -1,92 |
| Guatemala | -0,67 | -1,65 | -0,88 | -2,17 | -0,66 | -1,63 |
| El Salvador | -0,65 | -1,60 | -0,86 | -2,12 | -0,64 | -1,58 |
| Equador | -0,59 | -1,45 | -0,66 | -1,63 | -0,60 | -1,48 |
| Peru | -0,63 | -1,55 | -0,71 | -1,75 | -0,72 | -1,77 |
| Rep. Dominicana | -0,64 | -1,58 | -0,86 | -2,12 | -0,72 | -1,77 |
| Costa Rica | -0,69 | -1,70 | -0,92 | -2,26 | -0,77 | -1,89 |
| Angola | -0,59 | -1,35 | -0,67 | -1,54 | -0,61 | -1,40 |
| Costa do Marfim | -0,57 | -1,31 | -0,66 | -1,52 | -0,57 | -1,31 |
| Madagáscar | -0,51 | -1,17 | -0,59 | -1,36 | -0,60 | -1,40 |
| Camarões | -0,53 | -1,22 | -0,60 | -1,38 | -0,62 | -1,48 |
| Indonésia | -0,57 | -1,31 | -0,64 | -1,47 | -0,56 | -1,29 |

cado. As tentativas do Brasil nos anos da década de 1950, para determinar preços mínimos unilateralmente, puderam ser efetivadas tão somente a custas da perda gradual de porções de sua participação no mercado. Estes resultados, portanto, dão apoio à hipótese de Delfim-Pinto de que o sistema de preços — “guarda-chuva” do Brasil, era inerentemente defeituoso e provocou a perda de participação do País no mercado. Os resultados sugerem, também, que há uma tendência a longo prazo para o Brasil e Colombia, de aumento das elasticidades da parcela de participação no mercado. Isso é consistente com suas decrescentes participações no mercado, enquanto as elasticidades de parcelas de participação no mercado de outras nações produtoras que expandiram suas respectivas participações, tenderem a cair.

Deve ser lembrado que a elasticidade da parcela de participação no mercado é uma subestimativa da elasticidade-preço da procura. Mas de quanto é esta subestimativa? Com vistas a se obter uma idéia do grau de subestima-

ção, a equação 4 do quadro 3 foi utilizada para determinar quanto do U_{it} para o Brasil deveria ter que cair, de modo a aumentar as vendas de café do Brasil, em cada ano, de 1% (o que poderia ser retirado dos estoques). De maneira a se conseguir maior apuro nos cálculos, foram utilizados os valores calculados das parcelas de participação no mercado para o Brasil, ao invés das parcelas de participação observadas. As vendas resultantes, do Brasil nos Estados Unidos, foram então aumentadas de 1%. Os resultados constam do quadro 7, juntamente com as estimativas das elasticidades-arco.

Ainda que as estimativas da elasticidade-preço da procura para o Brasil não excedam a unidade, são estimativas a curto prazo, maiores do que as relativas às parcelas de participação no mercado e do que a maioria das efetuadas para os Estados Unidos. Quando é lembrado que as elasticidades no quadro 7 referem-se a um produto não diferenciado, sendo vendido em somente um país, a probabilidade de que a procura mundial pelos vários tipos de café brasileiro seja

QUADRO 7. — Reduções de Preços Necessárias para Obter um Aumento de 1% na Parcela de Participação do Brasil no Mercado Importador de Café dos Estados Unidos, Utilizando-se Valores Previstos de Parcelas de Participação no Mercado da Equação 4, Quadro 3

| Ano | Vendas calculadas (1.000 sc.) | 1% de aumento em vendas calculadas (1.000 sc.) | Vendas observadas (preço em centavos de dólar por libra-peso) | Preço necessário para obter 1% de aumento (centavos de dólar por libra-peso) | Elasticidade arco implícita |
|------|-------------------------------|--|---|--|-----------------------------|
| 1951 | 10.215 | 10.317 | 49,44 | 48,64 | 0,625 |
| 1952 | 10.109 | 10.210 | 50,12 | 49,26 | 0,581 |
| 1953 | 9.587 | 9.683 | 52,92 | 50,26 | 0,204 |
| 1954 | 6.948 | 7.017 | 64,79 | 64,05 | 0,877 |
| 1955 | 7.798 | 7.876 | 47,70 | 46,97 | 0,649 |
| 1956 | 9.261 | 9.354 | 46,12 | 45,52 | 0,758 |
| 1957 | 9.489 | 9.584 | 44,94 | 44,17 | 0,581 |
| 1958 | 8.106 | 8.187 | 41,23 | 40,60 | 0,658 |
| 1959 | 9.921 | 10.020 | 32,14 | 31,49 | 0,490 |
| 1960 | 9.404 | 9.498 | 32,59 | 31,91 | 0,476 |
| 1961 | 8.738 | 8.825 | 32,24 | 31,58 | 0,481 |
| 1962 | 9.101 | 9.192 | 30,14 | 29,40 | 0,417 |
| 1963 | 8.819 | 8.907 | 29,65 | 28,90 | 0,391 |
| 1964 | 7.669 | 7.746 | 39,58 | 39,12 | 0,840 |
| 1965 | 6.026 | 6.086 | 39,93 | 39,34 | 0,676 |
| 1966 | 6.133 | 6.194 | 36,78 | 36,24 | 0,676 |
| 1967 | 6.287 | 6.350 | 34,66 | 34,07 | 0,581 |
| 1968 | 7.410 | 7.484 | 33,61 | 33,06 | 0,610 |
| 1969 | 5.908 | 5.967 | 34,54 | 34,06 | 0,694 |

QUADRO 8. — Preços, Vendas e Receitas em Divisas Estrangeiras Efetivamente Recebidas pelo Brasil e Preços Estimados, Vendas e Receita em Divisas Estrangeiras se o Brasil tivesse mantido 50% da Parcela de Participação no Mercado dos Estados Unidos, 1947-69

| Ano | Vendas observadas (em 1.000 sacos) | Preço observado por saca (dólar) | Receita observada (1.000 dólares) | Preço necessário para 50% do mercado dos Estados Unidos | Vendas estimadas (1.000 sc.) | Receita estimada (1.000 dólares) | Perda ou ganho estimado de divisas estrangeiras (1.000 dólares) | Aumento nas vendas de café (1.000 sc.) |
|------|------------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|---|------------------------------|----------------------------------|---|--|
| 1947 | 10.002 | 29,44 | 294,419 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1948 | 11.568 | 30,46 | 352,396 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1949 | 12.764 | 33,59 | 428,666 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1950 | 9.521 | 59,50 | 566,499 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1951 | 10.998 | 65,40 | 719,236 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1952 | 10.112 | 66,30 | 670,385 | ... | ... | ... | ... | ... |
| 1953 | 8.970 | 70,00 | 627,900 | 60,05 | 10.512 | 631,245 | 3,345 | 1.542 |
| 1954 | 6.352 | 85,70 | 544,379 | 76,73 | 8.536 | 654,967 | 110,588 | 2.184 |
| 1955 | 7.694 | 63,10 | 485,460 | 60,99 | 9.822 | 599,043 | 113,583 | 2.128 |
| 1956 | 9.904 | 61,01 | 604,376 | 61,00 | 10.621 | 647,881 | 43,505 | 717 |
| 1957 | 8.888 | 59,45 | 528,374 | 55,00 | 10.428 | 573,540 | 45,166 | 1.540 |
| 1958 | 7.478 | 54,54 | 407,827 | 51,88 | 10.082 | 523,054 | 115,227 | 2.604 |
| 1959 | 10.568 | 42,51 | 449,287 | 42,51 | 11.590 | 492,690 | 43,403 | 1.022 |
| 1960 | 9.254 | 42,11 | 398,543 | 33,32 | 11.038 | 367,786 | —30,757 | 1.784 |
| 1961 | 8.576 | 42,65 | 365,732 | 31,51 | 11.173 | 352,061 | —13,671 | 2.597 |
| 1962 | 9.092 | 39,87 | 362,479 | 30,23 | 12.232 | 369,773 | 7,294 | 3.140 |
| 1963 | 9.265 | 39,22 | 363,373 | 31,16 | 11.917 | 371,333 | 7,960 | 2.652 |
| 1964 | 7.212 | 52,56 | 377,584 | 30,59 | 11.412 | 349,093 | —28,491 | 4.200 |
| 1965 | 5.743 | 52,82 | 303,333 | 37,05 | 10.647 | 394,471 | 91,138 | 4.904 |
| 1966 | 6.731 | 48,65 | 327,469 | 37,56 | 11.031 | 414,324 | 86,855 | 4.300 |
| 1967 | 6.069 | 45,85 | 278,245 | 32,80 | 10.656 | 349,517 | 71,272 | 4.587 |
| 1968 | 8.318 | 44,46 | 369,802 | 31,26 | 12.689 | 396,658 | 26,856 | 4.371 |
| 1969 | 5.779 | 45,69 | 264,030 | 24,66 | 10.117 | 249,485 | —14,545 | 4.338 |

preço-elástica deve ser realmente elevada (12).

Consideremos a questão de modo ligeiramente diferente. Qual seria o impacto sobre a receita em divisas estrangeiras, se o Brasil tivesse decidido, em fins da década de 1940, manter pelo menos 50% do mercado de café dos Estados Unidos, ou qualquer outra porcentagem predeterminada? Se se assumir que o Brasil pretendia manter pelo menos 50% do mercado norte americano e que a equação 4 do quadro 3 seja razoavelmente acurada para estimar a parcela de participação no mercado, então, à semelhança do exemplo acima, pode-se efetuar uma estimativa da redução de preço necessária para manter uma desejável parcela de participação. Se se assumir, além disso que as tentativas do Brasil para manter sua participação no mercado ligeira-

mente abaixo dos níveis históricos obtidos entre 1900 e o fim da década de 1940, não afetariam apreciavelmente as políticas de preços de outras nações produtoras então, a diferença entre \hat{U}_{it} e \hat{U}_{it} é uma estimativa direta da redução de preços requerida. Os dados apresentados no quadro 8 são baseados nas pressuposições acima.

Conforme mostra o referido quadro 8, a parcela de participação do Brasil no mercado dos Estados Unidos não caiu abaixo de 50% até 1953 e, portanto, nenhuma ação mantenedora foi necessária até então. Em todos os anos subsequentes, foram necessárias vendas adicionais para manter a desejável parcela mínima de participação no mercado norte americano, e o preço necessário para manter essa parcela e as vendas resultantes são

(12) KREINEN (13) apresenta um método alternativo de se considerar a mesma questão. Mostra que a elasticidade-preço da procura pode ser definida por:

$$\eta = \eta_w \frac{1}{S} - \epsilon_o \frac{1 - S}{S}$$

onde η é a elasticidade-preço para um determinado país; η_w a elasticidade da procura mundial para a mercadoria em questão; S a parcela de participação de um determinado país no mercado mundial; e ϵ_o a elasticidade de oferta de outros países produtores. Se se assumir que $\epsilon_o = 0,40$, $S = 0,50$ (parcela de participação do Brasil no mercado em 1950), então a elasticidade-preço da procura do Brasil seria ainda igual a 1, ainda que a elasticidade da procura mundial fosse tão baixa quanto $-0,30$.

mostrados ali. Como é aceito que o Brasil sempre manteve pelo menos a parcela mínima de participação no mercado e aproximou-se desse mínimo tanto em 1956 como 1959, a equação defasada aqui utilizada indica que nenhuma redução de preço foi necessária durante esses dois anos para manter a parcela desejada. Em outras palavras, a elasticidade-preço implícita que se apresentava ao Brasil nesses dois anos era infinita. Em todos os outros anos seriam requeridas reduções de preços para manter uma parcela de participação de 50%, com reduções variando de um mínimo de US\$ 1,59 por saca em 1955 até um máximo de US\$ 16,45 por saca em 1964. Em somente quatro anos, as reduções porcentuais de preços requeridas excederam os aumentos porcentuais resultantes na quantidade vendida, isto é, a procura foi inelástica, causando uma queda na receita esperada. Em todos os demais anos, o Brasil, aparentemente, teria confrontado uma curva elástica de procura nos Estados Unidos e poderia ter au-

mentado sua receita em divisas estrangeiras, vendendo mais. A soma dos ganhos e perdas esperados para todo o período totaliza cerca de 700 milhões de dólares ou quase duas vezes a receita anual de café nos Estados Unidos em fins da década de 1960. A última coluna do quadro 8 mostra os aumentos de vendas (em milhares de sacas) que teriam ocorrido, se o Brasil tivesse tentado defender sua parcela de participação no mercado. É interessante notar que a soma desses aumentos totaliza apenas 48,6 milhões de sacas, o que é consideravelmente menos do que as 75 milhões de sacas estimadas, que o Brasil estocou durante esse período (5). Em outras palavras, parece que o Brasil poderia ter mantido sua parcela de participação no mercado dos Estados Unidos, aumentando sua receita em divisas estrangeiras e ainda teria adicionado 25 milhões de sacas de café a seus estoques se assim tivesse desejado, sem afetar suas vendas em outros mercados estrangeiros (13).

(13) Um estudo completo custo-benefício das políticas cafeeiras do Brasil está fora do escopo deste trabalho. É matéria de outro estudo, mas deve-se mencionar alguns dos custos que nele entrariam. O custo mais óbvio, naturalmente, é o de construir e manter instalações para armazenagem de café e o dos investimentos alternativos não efetivados no

Trabalho análogo com os demais países indica que sua elasticidade-preço implícita também excede a unidade.

4 — CONCLUSÃO

Este estudo é uma extensão de trabalhos prévios sobre parcelas de participação no mercado e relações qualidade-preço na área de um produto agrícola internacionalmente comercializado. Os resultados sugerem, em contraste com estudos anteriores, que durante os anos mais recentes mesmo os fornecedores dominantes de café, como o Brasil e a Colômbia, não estavam vendendo na porção inelástica da curva de procura dos Estados Unidos, que os confrontava. Na realidade, os resultados no

quadro 8 sugerem que se não forem considerados custos, se o Brasil desejasse maximizar sua receita de divisas estrangeiras, deveria ter baixado seu preço de venda e tentado manter sua parcela de participação no mercado, preexistente. Deve-se lembrar, contudo, que mesmo as elasticidades estimadas aqui devem ser consideradas como sendo subestimativas, pois não foram incluídos na análise os vários tipos de café dentro de cada país e abstraiu-se das procuras competidoras de países afora os Estados Unidos. Essas questões demandam mais estudos, já que suas implicações para a política cafeeira, tanto no nível nacional como internacional, são em grande parte

processo. Mas, além disso, o café estocado deteriora-se com o tempo e pode, se deixado em estoque por período suficientemente longo, tornar-se não exportável. Muito do café vendido no mercado local do Brasil é de baixa qualidade, não exportável, que ficou estocado por tempo demasiadamente longo. Um segundo custo óbvio são as despesas efetuadas durante os dois programas de erradicação de cafeeiros efetivados na década de 60, em resposta ao maciço acúmulo de estoques de café. Sob esses dois programas, cerca de 1,4 bilhão de pés foram erradicados a um custo de 60 milhões de dólares durante um período de seis anos (8). Mas talvez ainda de maior importância, especialmente sob um ponto de vista social, foi o conseqüente deslocamento de trabalhadores rurais para áreas urbanas já superpovoadas, com elevadas taxas de desemprego.

KNIGHT (12) estimou que talvez não menos de 600.000 trabalhadores rurais foram deslocados como resultado dos programas de erradicação. É paradoxal que os prejuízos das geadas periódicas no Estado do Paraná, o programa de erradicação patrocinado pelo Governo, e o aparecimento da ferrugem do cafeeiro em 1970 tenham reduzido grandemente os estoques brasileiros de café e o Brasil possa vir a não ser capaz de atender sua demanda interna e suas quotas de exportação (ou antigos níveis das quotas do AIC) depois de 1975. E como resultado o Governo brasileiro lançou agora um maciço programa de novos plantios de café, cujos custos, somente para aquele, são de aproximadamente 800 milhões de dólares.

conflitantes com as teorias e dos principais países produtoras vigentes em alguns tores (14).

PRICE, QUALITY AND THE DEMAND FOR COFFEE

SUMMARY

This study uses a model developed by Telser, and Cowling and Rayner to explain changes in the coffee market shares of the major producing countries in the post World War II period. In the first step of the analysis, an attempt is made to eliminate the effects of quality variations between the producing nations, and the resulting «price differential adjusted for quality» becomes the primary price variable in explaining changes in market shares. The market share elasticities are shown to be subestimates of own price elasticity. The estimates suggest that the price elasticity of demand for Brazilian Coffee in the United States was considerably higher than previously estimated.

LITERATURA CITADA

1. ABAELU, J. N. & MANDERSCHIED, L. V. U.S. import demand for green coffee by variety. *Am. Jour. Agr. Econ.*, **50** (2): 232-242, maio 1968.
2. BRANDT, S. A. Elasticidades da procura de café. (Memorandum enviado a Rubens A. Dias, março 4, 1969 no Instituto de Economia Agrícola São Paulo, Brasil).
3. COWLING, K. & RAYNER, A. J. Price, quality, and market share. *Jour. Pol. Econ.*, **78** (6): 1292-1309, nov./dez. 1970.
4. DALY, R. F. Coffee consumption and prices in the United States. *Agr. Econ. Res.*, **10**: 61-71, jul. 1968.
5. DIAS, R. A. Necessidade de reformulação da política brasileira de café. *Agr. em S. Paulo*, **17** (11/12): 25,42, nov./dez. 1970.

(14) É ilustrativo o seguinte comentário escrito por BRANDT (2) em seguida à publicação do estudo de ABAELU (1): «O que Abaelu et al estão indicando, e o que já deveríamos ter pensado há muito tempo, é que a procura de café brasileiro («brazils») é elástica com relação a preço a despeito da procura agregada ser ou parecer inelástica em relação a preço... Pode-se mesmo dizer que quem estava certo eram os diretores do Instituto Brasileiro do Café, ao tentarem exportar mais, e que quem estava errado éramos nós, os técnicos, ao sugerir retenção de estoques e redução de produção .

6. FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION, Roma. Coffee. Roma, 1959. (FAO Commodity Series, 31).
7. ———. Agricultural commodity projections for 1975 and 1985. Roma, 1967. 2v.
8. FREDERICK, K. D. Production controls under the international coffee agreements: an evaluation of Brazil's programs. Jour. of Inter-Amer. Studies and World Affairs, 12: 255-270, abr. 1970.
9. GRILICHES, Z. Hedonic price indexes for automobiles: an econometric analysis of quality change. (In: The price statistics of the Federal Government, New York, Nat. Bur. Econ. Res., 1961).
10. INSTITUTO BRASILEIRO DO CAFÉ, Rio de Janeiro. Anuário Estatístico do Café, 1968/70. Rio de Janeiro, 1971.
11. KMENTA, J. Elements of econometrics. New York, MacMillan, 1971.
12. KNIGHT, P. T. The critical coffee sector in Brazil: potential export earnings from a diversification scheme. (Trabalho não publicado preparado para Summer Research Project, Policy Planning Division, Office of Program Coordination, Agency for International Development, set. 1966).
13. KREININ, M. E. International economics: a policy approach. New York, Harcourt Brace Jovanovich, 1971.
14. PAN-AMERICAN COFFEE BUREAU, New York. Annual coffee statistics, 1953-1970. New York, 1953/70.
15. SZARF, A. & PIGNALOSA, F. Factors affecting United States coffee consumption. Monthly Bull. of Econ. & Sta., out. 1954.
16. TELSER, L. G. The demand for branded goods as estimated from consumer panel data. Rev. Econ. and Sta., 44 (3): 300-324, ago. 1962.
17. ———. Advertising and cigarettes. Jour. Pol. Econ., 70 (5): 471-499, out. 1962.