

Causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado internacional — 1965/89*

CLÓVIS OLIVEIRA DE ALMEIDA**

TEOBALDO CAMPOS MESQUITA***

Este trabalho procura determinar a posição relativa do Brasil ante o mercado mundial de café, ou seja, pretende-se verificar se o país ainda é formador de preços nesse mercado. Para tanto, fez-se uso do teste de causalidade de Sims, tendo-se determinado que o Brasil já é tomador de preços, ao contrário do que indica a literatura especializada. A política de defesa de preços, praticada pelo país desde 1906, foi apontada como a principal causa dessa mudança. Em seguida, discutem-se as relações entre a posição relativa de um país ante o mercado internacional e a elasticidade-preço da demanda por seus produtos, sugerindo-se que o fato de um país ser tomador de preços no mercado mundial de um dado produto não significa, necessariamente, que a elasticidade-preço da demanda externa pelo produto do país em questão seja infinita ou muito grande.

1 - Introdução

O Brasil ainda é o maior produtor e exportador mundial de café, porém, não ocupa mais a posição de semimonopolista no mercado internacional. Entre 1875 e 1941, as exportações brasileiras de café representaram, em média, mais de 50% do total mundialmente exportado, tendo alcançado uma média histórica de 83% nos primeiros cinco anos do século XX [Paiva *et alii* (1976)].

Entretanto, por conta de uma política de sustentação de preços no mercado mundial, o Brasil incentivou concorrentes e, conseqüentemente, perdeu a hegemonia que até então possuía [FGV (1979) e Caixeta *et alii* (1989)].

Deste modo, o país teve sua participação reduzida, ao longo dos anos, no mercado internacional de café. A partir da década de 50 do atual século, as exportações brasileiras declinaram para menos de 50% do total mundialmente exportado, chegando a menos de 24% já na década de 80.

* Este artigo é baseado na dissertação de mestrado do primeiro autor, orientada pelo co-autor. Agradecemos ao professor Rodolfo Hoffmann e a dois pareceristas pelas sugestões.

** Pesquisador do CNPMP/Embrapa, atualmente doutorando em Economia Agrária na Esalq/USP.

*** Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da UFC.

A partir desta constatação, este trabalho procura verificar até que ponto esta mudança afetou a capacidade de o país interferir nos níveis de preços externos de café, ou seja, pretende-se observar se o Brasil ainda é formador de preços no mercado internacional deste produto, conforme indica a literatura especializada.

Em seguida, faz-se uma revisão teórica sobre a posição relativa de um país ante o mercado internacional e a elasticidade-preço da demanda por seus produtos, tendo em vista verificar se é esperada alguma mudança na magnitude da elasticidade-preço do café brasileiro no mercado mundial.

A presente pesquisa foi feita com base em dados secundários de séries temporais, abrangendo o período 1965/89 e tendo como fontes as publicações do IBGE e do FMI [cf. IBGE (1990) e FMI (1990)], bem como o *Anuário Estatístico do Brasil* (vários números), também do IBGE.

2 - Instrumental analítico: teste de causalidade de Sims

O objetivo do trabalho de Sims (1972) foi estabelecer o sentido de causalidade entre renda e estoque de moeda, ou seja, determinar se as variações observadas na variável renda eram explicadas pelas variações no estoque de moeda (portanto, renda como variável dependente), ou, inversamente, se as variações no estoque de moeda eram explicadas por oscilações na renda (assim, estoque de moeda como variável dependente).

No presente trabalho, aplicou-se o teste de causalidade de Sims com o fim de determinar se as quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial dependem dos preços externos deste produto ou se os preços externos dependem das quantidades exportadas do produto brasileiro, isto é, se o Brasil é tomador ou formador de preços no mercado internacional de café.

Quando o Brasil é formador de preços no mercado mundial de um dado produto, o preço do produto nesse mercado depende de quanto o país exporta. Portanto, o preço é uma variável endógena que depende da quantidade. Inversamente, se o Brasil é tomador de preços, o preço independe das quantidades exportadas pelo país. Assim, o preço é uma variável exógena com relação à participação brasileira no mercado, passando a depender das exportações do resto do mundo.

As variáveis utilizadas no teste de causalidade foram as seguintes:

X_t = quantidade de café exportada pelo Brasil, expressa em toneladas, no ano t ;

PX_t = preço médio (FOB) das exportações brasileiras de café, expresso em dólares/tonelada, no ano t ; e

PW_t = preço médio de café no mercado mundial, expresso em dólares/tonelada, no ano t .

Como primeiro passo para se aplicar o teste de causalidade (teste de Sims), foram ajustadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) as seguintes equações:

$$\ln X_t = \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln PX_{t+1} + \alpha_3 \ln PX_{t-1} + e_{1t} \quad (1)$$

$$\ln X_t = \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_3 \ln PX_{t-1} + e_{2t} \quad (2)$$

$$\ln PX_t = \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln X_{t+1} + \beta_3 \ln X_{t-1} + e_{3t} \quad (3)$$

$$\ln PX_t = \beta_1 \ln X_t + \beta_3 \ln X_{t-1} + e_{4t} \quad (4)$$

$$\ln X_t = \delta_1 \ln PW_t + \delta_2 \ln PW_{t+1} + \delta_3 \ln PW_{t-1} + e_{5t} \quad (5)$$

$$\ln X_t = \delta_1 \ln PW_t + \delta_3 \ln PW_{t-1} + e_{6t} \quad (6)$$

$$\ln PW_t = \gamma_1 \ln X_t + \gamma_2 \ln X_{t+1} + \gamma_3 \ln X_{t-1} + e_{7t} \quad (7)$$

$$\ln PW_t = \gamma_1 \ln X_t + \gamma_3 \ln X_{t-1} + e_{8t} \quad (8)$$

$$\ln PX_t = \theta_1 \ln PW_t + \theta_2 \ln PW_{t+1} + \theta_3 \ln PW_{t-1} + e_{9t} \quad (9)$$

$$\ln PX_t = \theta_1 \ln PW_t + \theta_3 \ln PW_{t-1} + e_{10t} \quad (10)$$

$$\ln PW_t = \varepsilon_1 \ln PX_t + \varepsilon_2 \ln PX_{t+1} + \varepsilon_3 \ln PX_{t-1} + e_{11t} \quad (11)$$

$$\ln PW_t = \varepsilon_1 \ln PX_t + \varepsilon_3 \ln PX_{t-1} + e_{12t} \quad (12)$$

onde:

$\alpha_i, \beta_i, \delta_i, \gamma_i, \theta_i$ e ε_i ($i = 1, 2, 3$) são parâmetros a serem estimados;

e_{it} é erro aleatório, associado à i -ésima equação no t -ésimo ano;

X_t, PX_t e PW_t foram definidas anteriormente; e

os preços em dólares estão expressos em valores constantes de 1985.

O segundo passo consistiu no processo de filtragem das séries que apresentaram perturbações auto-regressivas, tendo como objetivo eliminar a autocorrelação entre os resíduos, fornecendo, assim, estimadores isentos de viés na variância. Para tanto, fez-se uso da técnica de Cochrane-Orcutt, de acordo com Bishop (1979).

Para testar a eficácia do processo de filtragem, utilizou-se a estatística de Durbin-Watson, tendo-se examinado também as propriedades auto-regressivas dos resíduos. Este último processo também foi usado como critério de decisão quanto à presença ou ausência de autocorrelação serial nos casos em que a estatística de Durbin-Watson foi não-conclusiva, conforme Bishop (1979).

Os coeficientes que examinam as propriedades auto-regressivas dos resíduos foram estimados pelo método de MQO, fazendo-se uso da seguinte equação:

$$c_t = a(c_{t-1}) + b(c_{t-2}) + u_t \quad (13)$$

Estabeleceu-se que os parâmetros a e b devem ser não-significativos estatisticamente ao nível de 5% pelo teste t de Student, para que as equações estimadas sejam isentas de autocorrelação serial de primeira e segunda ordens, respectivamente.

Realizou-se o teste de causalidade através da estatística F , definida por Sims (1972), da seguinte forma:

$$F = (SQRr - SQRu) / (q - p) : SQRu / (n - q)$$

onde:

$SQRr$ é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão com valores passados e presentes;

$SQRu$ é a soma dos quadrados dos resíduos na regressão com valores passados, presentes e futuros;

q é o número de parâmetros estimados na regressão com valores passados, presentes e futuros;

p é o número de parâmetros estimados na regressão com valores passados e presentes; e

n é o número total de observações.

Determinou-se o sentido de causalidade testando-se a hipótese nula para o coeficiente associado à variável futura.

A hipótese nula estabelece que o coeficiente da variável futura não difere significativamente de zero. O valor da estatística F calculada foi testado ao nível de 5% de significância, com $(q - p)$ graus de liberdade no numerador e $(n - q)$ graus de liberdade no denominador.

As hipóteses nulas testadas foram:

$\alpha_2 = 0$, na equação (1)

$\beta_2 = 0$, na equação (3)

$\delta_2 = 0$, na equação (5)

$\gamma_2 = 0$, na equação (7)

$\theta_2 = 0$, na equação (9)

$\varepsilon_2 = 0$, na equação (11)

Os possíveis resultados foram os seguintes:

a) se a hipótese nula for aceita para α_2 e rejeitada para β_2 , ter-se-á causalidade de PX_t para X_t ; em caso contrário, a causalidade será de X_t para PX_t ; e

b) se a hipótese nula for rejeitada para α_2 e β_2 , a relação entre PX_t e X_t será do tipo bicausal (*feedback*); se for aceita, haverá ausência de causalidade entre PX_t e X_t .

De forma análoga, analisam-se as relações entre PW_t e X_t , PX_t e PW_t . A interpretação anterior é fundamentada no princípio de que "o futuro não pode causar o passado" [Sims (1972)].

3 - Resultados e discussão

Na Tabela 1 encontram-se os principais resultados das regressões estimadas para a realização do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial.

As regressões com as variáveis causalmente relacionadas, o valor da estatística F , a significância dos coeficientes associados às variáveis futuras e o sentido da causalidade são apresentados na Tabela 2, na qual os resultados revelam que os preços externos (PX_t , PW_t) determinaram as quantidades de café exportadas pelo Brasil, porém as quantidades exportadas não determinaram os preços, ou seja, o Brasil foi tomador de preços no mercado mundial de café durante o período 1965/89.

Pode-se observar também na Tabela 2 que a hipótese nula para os coeficientes das variáveis futuras PW_t na regressão (9), e PX_t na regressão (11), deve ser rejeitada. Assim, ambas as variáveis encontram-se causalmente relacionadas (relação bicausal) e, logo, há transmissão de preços no mercado internacional de café.

Nem sempre o Brasil esteve na posição de tomador de preços no mercado mundial de café, aparecendo como formador de preços no trabalho desenvolvido por Lemos (1983), que usou dados para o período 1821/1980. O resultado diferente obtido no presente trabalho pode ser explicado, provavelmente, por dois fatores: a) participação relativa do Brasil ante o mercado internacional de café durante os períodos estudados; e b) condicionamento das exportações brasileiras de café ao sistema de preços e quotas do Acordo Internacional do Café (AIC).

No trabalho de Lemos (1983), o período de estudo, como vimos, foi 1821/1980, durante a maior parte do qual o Brasil contribuiu com expressiva parcela das exportações

TABELA 1

Principais resultados do teste de causalidade entre preços externos e quantidades exportadas de café do Brasil no mercado mundial — 1965/89

Modelos ajustados	<i>n</i>	SQR	Teste <i>F</i> (Sims)
$X_t = f(PX_t, PX_{t+1}, PX_{t-1})$	23	0,49063	0,979
$X_t = f(PX_t, PX_{t-1})$	23	0,51592	
$PX_t = f(X_t, X_{t+1}, X_{t-1})$	23	1,00861	5,148 ^b
$PX_t = f(X_t, X_{t-1})$	23	1,28189	
$X_t = f(PW_t, PW_{t+1}, PW_{t-1})$	23	0,51593	3,776
$X_t = f(PW_t, PW_{t-1})$	23	0,61847	
$PW_t = f(X_t, X_{t+1}, X_{t-1})$	22	0,64807	5,268 ^b
$PW_t = f(X_t, X_{t-1})$	22	0,83775	
$PX_t = f(PW_t, PW_{t+1}, PW_{t-1})$	23	0,13843	12,371 ^a
$PX_t = f(PW_t, PW_{t-1})$	23	0,22856	
$PW_t = f(PX_t, PX_{t+1}, PX_{t-1})$	23	0,10019	4,658 ^b
$PW_t = f(PX_t, PX_{t-1})$	22	0,12475	

FONTE: Dados da pesquisa.

OBS.: *n* = número de observações; os sobrescritos "a" e "b" indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente; testaram-se as propriedades auto-regressivas dos resíduos para as regressões submetidas ao processo de filtragem e para aquelas em que a estatística de Durbin-Watson foi não-conclusiva; e todas as regressões estão isentas de autocorrelação serial de primeira e segunda ordens.

mundiais de café. Na década de 30 do século passado, o país participava com cerca de 30% das exportações mundiais totais, passando nas três décadas seguintes do mesmo século para 40, 52 e 50%, respectivamente. Nos primeiros 10 anos deste século, a participação relativa do Brasil no mercado mundial de café elevou-se para 76%, declinando em seguida para 68, 62, 56 e 52% nos períodos 1910/20, 1920/30, 1930/40 e 1940/50, respectivamente.

Entretanto, por conta de uma política de sustentação de preços no mercado mundial,¹ o Brasil incentivou concorrentes e, conseqüentemente, perdeu a hegemonia que até então possuía [FGV (1979) e Caixeta *et alii* (1989)]. Bacha e Greenbill (1992) registram que a tendência de declínio da participação brasileira no total de café mundialmente exportado remonta ao início do século XX e se estende até os dias de hoje. Desse modo, o país teve sua participação relativa reduzida, ao longo dos anos, no mercado

¹ Iniciada em 1906 no Convênio de Taubaté.

TABELA 2

Regressões com as variáveis causalmente relacionadas, parâmetros relevantes das regressões e sentido de causalidade

Regressão	Teste de Sims (F)	Significância do coeficiente futuro	Sentido da causalidade
(3) $\ln PX_t = \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln X_{t+1} + \beta_3 \ln X_{t-1}$	5,148 ^b	0,05	$PX_t \Rightarrow X_t$
(7) $\ln PW_t = \gamma_1 \ln X_t + \gamma_2 \ln X_{t+1} + \gamma_3 \ln X_{t-1}$	5,268 ^b	0,05	$PW_t \Rightarrow X_t$
(9) $\ln PX_t = \theta_1 \ln PW_t + \theta_2 \ln PW_{t+1} + \theta_3 \ln PW_{t-1}$	12,371 ^a	0,01	$PX_t \Rightarrow PW_t$
(11) $\ln PW_t = \varepsilon_1 \ln PX_t + \varepsilon_2 \ln PX_{t+1} + \varepsilon_3 \ln PX_{t-1}$	4,658 ^b	0,05	$PW_t \Rightarrow PX_t$

FONTE: Dados da Tabela 1.

OBS.: os sobrescritos "a" e "b" indicam significância aos níveis de 1 e 5%, respectivamente; e os números das regressões correspondem às respectivas equações apresentadas anteriormente.

internacional de café, declinando, na década de 50, para 43% e, nas três décadas seguintes, para 36, 27 e 25%, respectivamente.

Percebe-se, portanto, que, em troca de preços mais elevados no curto prazo, o país promotor da política de defesa de preços é forçado a ceder, no longo prazo, parte de seu mercado para outros países fabricantes do mesmo produto e/ou substitutos próximos. Por meio deste mecanismo de troca, o efeito da política será amortecido ou até anulado, pois os preços não subirão da forma desejada, pelo menos no longo prazo, em virtude do surgimento, sempre possível, de outras opções de compra.

Tal fato parece ter ocorrido com o café brasileiro, tendo em vista que o país passou da posição de formador para a de tomador de preços, ao mesmo tempo em que presenciou sua participação no mercado internacional ser reduzida e a de seus concorrentes aumentada, notadamente da Colômbia e dos países da África. Este risco já tinha sido previsto por Furtado (1991, p. 183): "A manutenção dos preços a baixos níveis era condição indispensável para que os produtores brasileiros retivessem sua posição de semimonopólio. Ao se prevalecerem dessa situação semimonopolística para defenderem os preços, estavam eles destruindo as bases em que se assentara o seu privilégio."

O sistema de quotas do AIC foi outro fator que veio agravar a tendência já observada de redução das exportações brasileiras de café, mediante o estabelecimento de quotas fixas de exportação para o Brasil e demais países membros, além de definir a política de preços [Alimandro (1990a)].

Ainda segundo Alimandro (1989, p. 116), o Acordo determina que "os países filiados estabelecem uma quota global de exportação, a qual é rateada entre os membros produtores, e os preços de intervenção determinam alteração, para mais ou para menos, na quota global, de forma a manter as cotações internacionais estáveis".

Assim sendo, com referência ao trabalho de Lemos (1983), verifica-se que apenas durante alguns anos dentro do período 1962/80 as exportações brasileiras de café mantiveram-se condicionadas ao AIC. O Acordo teve início em 1962 e se estendeu até 1989, período em que suas cláusulas econômicas foram suspensas por alguns anos, nos intervalos de tempo compreendidos entre as renovações ocorridas.

No que concerne ao período de estudo do presente trabalho (1965/89), as exportações brasileiras de café representaram em média cerca de 27% das realizadas mundialmente, o que contribuiu para reduzir seu poder de influência sobre o mercado.

A falta de união entre os países produtores de café parece constituir outro fator que limita ou invalida qualquer tentativa, por parte de um único país produtor, de implementar uma política comercial voltada para a valorização do produto no mercado mundial.²

Tal suspeita é atestada em *Agroanalysis* [FGV (1978, p. 13)], onde se afirma que, "nos últimos anos, a história do café evidencia que a desunião entre produtores tem se mostrado capaz de anular os efeitos positivos de qualquer política de valorização sobre os preços internacionais. Todo e qualquer esforço nesse sentido é imediatamente anulado por algum país exportador que se vê na contingência de conseguir efetuar suas vendas rapidamente". A mesma fonte cita como evidência empírica o fracasso da política de valorização do café implementada pelo Instituto Brasileiro do Café (IBC) em 1977: "... todo o sacrifício imposto à cafeicultura nacional no segundo semestre de 1977 se mostrou infrutífero, pois as ofertas de países de pequena produção, aliadas à política de compra das grandes torrefadoras estrangeiras e ao movimento especulativo nas bolsas internacionais, anularam por completo os efeitos da suspensão de oferta promovida pelo IBC".

O fato é que o Brasil não é mais o "grande" no mercado mundial de café. Juntamente com ele, a Colômbia e os países africanos, além daqueles com pequena produção, disputam um mercado já saturado, o que, por si só, já inviabiliza qualquer tentativa unilateral de valorização do produto no mercado mundial.

4 - Relações entre a posição relativa de um país ante o mercado internacional e a elasticidade-preço da demanda por seus produtos

Depois de determinar o sentido de causalidade entre preços externos e quantidade exportada de café do Brasil no mercado internacional, passa-se, nesta seção, a investigar a relação entre a participação relativa de um país ante o mercado internacional de um bem ou produto qualquer e a elasticidade-preço da demanda deste bem. O objetivo, portanto, é verificar se é esperada alguma modificação na magnitude do coeficiente de elasticidade-preço da demanda pelo café do Brasil no mercado externo.

² Esta limitação, entretanto, não constitui mais um grave problema, tendo em vista que em 1993 os maiores países produtores de café fecharam um acordo visando controlar a oferta e a produção do produto na tentativa de elevar os preços.

4.1 - Em um mercado de concorrência perfeita

Segundo Ferguson (1972), um produtor (vendedor) individual, em um mercado de concorrência perfeita, defronta-se com uma curva de demanda horizontal; neste particular, a demanda é dita perfeitamente elástica, o que implica que o coeficiente de elasticidade-preço é infinito. Sob tais condições — continua o autor — qualquer quantidade ofertada por um produtor em um determinado período de tempo será demandada ao preço de equilíbrio de mercado e, portanto, qualquer tentativa de incrementar as vendas através da redução de preços resultaria em perda desnecessária de receita.

Ainda de acordo com Ferguson (1972), a preços constantes, a receita total, para cada unidade adicional vendida, aumenta em uma magnitude igual ao preço de equilíbrio. Por esta razão, o preço e a receita marginal são exatamente iguais, sejam quais forem os níveis das vendas de um produtor. Conseqüentemente, as curvas de demanda e de receita marginal são idênticas para um vendedor em um mercado de concorrência perfeita.

A configuração horizontal da curva de demanda pelo produto de uma firma individual sob concorrência pura decorre das *hipóteses de produto homogêneo e grande número de vendedores* [Koutsoyiannis (1979, grifos nossos)]. Segundo a mesma fonte, em competição pura, a firma, por maior que seja, oferta uma pequena parte da quantidade total do mercado e, por esta razão, não pode afetar o preço. Assim sendo, ela é um tomador de preços. Nesta situação, o preço de mercado é determinado em função da oferta e da demanda totais do mercado e, a este preço, a firma pode vender a quantidade que desejar [Koutsoyiannis (1979)] enquanto houver demanda.

4.2 - No mercado internacional

Alguns autores, com base na teoria da concorrência perfeita, comparam um "país pequeno", em relação ao mercado internacional, à posição de um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita.

Estudos tradicionais relacionados com o mercado de exportação de produtos manufaturados e de *commodities* agrícolas partem do pressuposto de que um país, tendo participação marginal no mercado internacional, se defrontaria com uma curva de demanda horizontal, o que dispensaria a sua estimação empírica, passando, assim, a incorporar os pressupostos aceitáveis para um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita.

O argumento parte da crença de que, sendo a oferta insignificante, em termos globais, qualquer quantidade colocada no mercado será absorvida, ao preço de mercado, *caeteris paribus*. Dessa forma, o "país pequeno" não pode influenciar o preço variando sua oferta. Entretanto, como alerta Brandt (1980), no mundo real os *caeteris* nunca são *paribus*.

Assim sendo — continua o autor — a análise empírica da oferta ou da demanda deve tentar considerar explicitamente esses *caeteris*.³

Deve-se atentar para o fato de que o conceito de tomador de preços não é rígido. Um país pode aparecer como tomador de preços, segundo os testes utilizados para verificar isto, mas ter participação no mercado muitas vezes maior do que outro país tomador de preços, ou seja, existem "graus" variáveis de participação, com influência nula, pequena, um pouco maior etc., sobre os preços, que nem sempre são captados pelos testes estatísticos.

A (in)capacidade de um país influenciar preços no mercado internacional, num determinado período de tempo, não implica que esta situação possa se estabelecer indefinidamente ao longo do tempo, ainda mais ao se trabalhar num horizonte temporal mais longo, quando surge a possibilidade de que um "país pequeno" em relação ao mercado de um dado produto possa passar da posição de tomador para a de formador de preços, e vice-versa.

Outro ponto de fundamental importância, que interfere na magnitude da elasticidade-preço da demanda relativa ao produto de um país individual, diz respeito ao tipo de concorrência que se estabelece no mercado internacional de *commodities* agrícolas, que, apesar de reconhecidamente competitivo, não se encontra livre das distorções que lhe são comuns. Sabe-se que há perturbações de natureza legal e comercial que descaracterizam a concorrência perfeita no mercado internacional.

Como perturbação de demanda, pode-se citar a utilização, por parte dos países compradores, de estoques anteriormente formados com o objetivo de exercer uma pressão baixista nos preços internacionais, quando a tendência é de alta, impondo assim, temporariamente, restrição de demanda. Isto se aplica no caso de um país ser um grande importador, como os Estados Unidos no mercado internacional de amêndoa de castanha de caju [Pessoa e Lemos (1991)] e no mercado de café [FGV (1978) e Haeblerlin *et alii* (1993)].

Concomitantemente, do lado da oferta e da demanda, podem-se citar os já extintos acordos internacionais de preços e quotas de exportação⁴ (do café, do cacau, do açúcar etc.), além da existência de mercados preferenciais, dadas algumas condições como qualidade do produto, distância entre mercados, possibilidade de compra via contratos de preços fixos etc.

O nível de competição varia também conforme o produto e em razão direta do número de países participantes deste mercado. No que concerne ao produto, pode-se citar como exemplo o padrão de qualidade, que, se inferior, já constitui, por si só, uma restrição às vendas externas, que se dá via restrição de demanda. Em um mercado competitivo, nenhum país é obrigado a demandar um produto de qualidade inferior, seja qual for a sua origem. Nesse caso, mesmo que o país seja um pequeno fornecedor, em relação ao

3 Trabalhos utilizando o argumento de "país pequeno" foram desenvolvidos por Suplicy (1979) e, conforme citado em Braga e Markwald (1983), também por Tyler (1976), Cardoso e Dornbusch (1980), Lopes e Resende (1981), Musalem (1981) e Markwald (1981).

4 O último a sucumbir foi o Acordo Internacional do Café, em 1989.

mercado, certamente não conseguirá vender qualquer quantidade que desejar, a menos que aceite preços abaixo dos de mercado.

Desse modo, deve-se observar até que ponto o produto em questão pode ser considerado homogêneo. Sabe-se que o "grau" de homogeneidade do produto interfere na capacidade que cada país tem de formar preços e, portanto, nas elasticidades-preço da demanda relativa ao produto individual de cada país. Se o produto não é homogêneo, deve existir uma demanda específica pelo produto (diferenciado) de cada país. A influência que cada país tem sobre o preço de seu produto vai depender do "grau" de diferenciação deste. Um baixo "grau" de diferenciação implica baixo poder sobre os preços, *caeteris paribus*.

Outro aspecto que deve ser observado diz respeito às condições de oferta e de demanda totais do mercado. Um excesso de oferta sobre a demanda caracteriza um mercado saturado, o que certamente interferirá no comportamento da demanda diante de uma variação no preço do produto considerado.

Pelas razões alinhadas até aqui, países produtores de *commodities* agrícolas, que participam de mercados em que é freqüente a presença de distorções comerciais que descaracterizam a livre concorrência no mercado internacional, não podem ser comparados a um vendedor individual em um mercado de concorrência perfeita. Não se deve esperar que o produto de um "país pequeno" em relação a este mercado apresente elasticidade-preço da demanda de magnitude infinita.

Como regra geral, seria melhor afirmar, como Kindleberger (1967), que o produto de um "país pequeno" em relação ao mercado terá elasticidade-preço da demanda mais alta do que o produto de um "país grande"; o limite inferior para o valor da elasticidade-preço da demanda pelo produto de um país grande é a elasticidade-preço no mercado global.

Finalmente, para se ter uma idéia de que o fato de um país aparecer como tomador de preços no mercado internacional de um dado produto, segundo os testes utilizados para verificar isto, não significa, necessariamente, que a elasticidade-preço da demanda externa pelo produto do país em questão seja infinita ou muito grande. Apresentam-se na Tabela 3 algumas indicações empíricas, podendo-se notar que as elasticidades-preço da demanda externa de açúcar demerara e amêndoa de castanha de caju (ACC), que poderiam ser supostas infinitamente elásticas, de acordo com o argumento de país tomador de preços, encontram-se oscilando entre os seguintes intervalos: -0,138 a -1,65 e -4,572 a -5,655, respectivamente, para açúcar e ACC.

Estes resultados revelam que um país, mesmo sendo tomador de preço no mercado internacional de um bem qualquer, nem sempre apresenta um coeficiente de elasticidade-preço tão elevado que pudesse ser considerado infinito, dispensando, assim, sua estimação empírica. Isto implica admitir que os exportadores desses produtos não vendem, necessariamente, qualquer quantidade que desejarem por período de tempo, a não ser a preços abaixo dos de mercado.

Assim, ao invés de considerar que as elasticidades-preço defrontadas pelos produtos de um país tomador de preços no mercado externo sejam infinitas, como se costuma fazer, é preferível recorrer ao exame empírico das elasticidades.

TABELA 3

Participação relativa do Brasil no mercado externo de açúcar demerara e amêndoa de castanha de caju (ACC) e suas respectivas elasticidades-preço

Produto	Posição relativa do país			Elasticidade-preço		
	Período	Resultado	Fonte	Período	Resultado	Fonte
Açúcar demerara	1821/1980	Tomador de preços na maior parte do período	Lemos (1983)	1947/73	-1,65 e -1,25	Barros <i>et alii</i> , <i>apud</i> Carvalho (1986)
				1961/84	-0,138 a -1,095	Carvalho (1986)
Amêndoa de castanha de caju (ACC)	1960/87	Tomador de preços	Pessoa e Lemos (1991)	1964/87	-4,698 a -5,655	Parente (1989)
				1960/88	-4,572	Pessoa e Lemos (1992)

5 - Considerações finais

Verificou-se, através do teste de causalidade de Sims, que o Brasil foi tomador de preços no mercado internacional de café no período 1965/89.

A política de valorização dos preços do café, utilizada de forma quase permanente pelo Brasil desde o início do presente século, foi apontada como a principal causa que fez o país passar da posição de formador para a de tomador de preços. Através dessa política, a participação brasileira nas exportações mundiais de café, antes hegemônica, foi se tornando cada vez menor, em decorrência de o país ter restringido voluntariamente sua oferta de exportação e, simultaneamente, estimulado concorrentes como a Colômbia e os países da África, via elevação do preço do produto.

Percebe-se, portanto, que, em troca de preços mais elevados no curto e médio prazos, o país promotor da política de defesa de preços é forçado a ceder, no longo prazo, parte de seu mercado para outros países, fabricantes do mesmo produto e/ou substitutos próximos. Por meio deste mecanismo de troca, o efeito da política será amortecido ou até anulado, pois os preços não subirão de forma desejada, pelo menos no longo prazo, em virtude do surgimento, sempre possível, de outras opções de compra.

O sistema de quotas do AIC foi outro fator que veio agravar a tendência já observada de redução das exportações brasileiras de café no âmbito mundial, mediante o estabelecimento de quotas fixas de exportações para o Brasil e demais países membros, além de definir a política de preços [Alimandro (1990a)].

Sabendo-se que a elasticidade-preço da demanda pelo produto de um único país no mercado internacional é inversamente proporcional à sua participação nesse mercado, espera-se que a elasticidade-preço do café brasileiro tenha aumentado.

Finalmente, deve-se atentar para a seguinte questão: o fato de o país ter sido tomador de preços no período 1965/89 não significa dizer que o mesmo não tenha afetado os preços em um ou mais anos neste período. Para captar o efeito dentro de um ano, ter-se-ia que utilizar dados mensais e aplicar o teste de causalidade para cada ano, separadamente, o que não foi feito no presente trabalho.

Abstract

The main objective of this paper is to determine the relative position of Brazil in the coffee world market. It is tested whether or not Brazil still is a market price setter. For that, Sims causality test was used. The results showed that Brazil is already a price-taker, what is an evidence contradicting the literature in this area. The price policy enforced in 1906 is the main cause for this change. In addition, the paper discusses of the relationships between the relative position of a country in the international market and the price elasticity of demand in the world market for its products. This part suggests that a country being a price-taker in the world of a given product does not mean, necessarily, that the price-elasticity of external demand for that country's product be perfectly elastic or very large.

Bibliografia

- FGV. *Agroanalysis*, Rio de Janeiro, v. 2, n. 13-14, p. 11-15, jul. 1978.
- . *Agroanalysis*, Rio de Janeiro, v. 3, n. 7-8, p. 34-43, set. 1979.
- ALIMANDRO, R. Sai o acordo e entra a guerra de preços no café. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 43, n. 7, p. 107-109, out. 1989.
- . O AIC novamente em voga. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 44, n. 9, p. 128-129, set. 1990a.
- . A decadência do rei café. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, v. 44, n. 10, p. 89-91, out. 1990b.
- BACHA, E., GREENBILL, R. *Política brasileira do café: uma avaliação centenária — 150 anos de café*. Rio de Janeiro: Marccellino Martins & Johnston, 1992.
- BISHOP, V. The construction and use of causality test. *Agricultural Economics Research*, v. 31, n. 4, p. 1-16, 1979.
- BRAGA, H. C., MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 707-744, dez. 1983.

- BRANDT, S. A. *Comercialização agrícola*. Piracicaba: Livroceres, 1980.
- CAIXETA, G. Z. T. *et alii*. Tendência do mercado de café do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 27, n. 2, p. 173-196, jan./mar. 1989.
- CARVALHO, E. C. de. *Mercado de exportação de açúcar do Brasil: modelo de equilíbrio e desequilíbrio e avaliação da política de exportação*. Viçosa: UFV, 1986 (Dissertação de Mestrado).
- DELFIN NETTO, A. *O problema do café no Brasil*. São Paulo: FEA/USP, 1981.
- FERGUSON, C. E. *Microeconomic theory*. 3ª ed., Illinois: Irwin, 1972.
- FMI. *International Financial Statistics Yearbook*. New York, 1990.
- FURTADO, C. *Formação econômica do Brasil*. 24ª ed., São Paulo: Editora Nacional, 1991.
- HAEBERLIN, B. I. *et alii*. Análise do impacto do rompimento do acordo internacional do café sobre o Brasil e a Colômbia. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 31, n. 1, p. 9-22, jan./mar. 1993.
- IBGE. *Estatísticas históricas do Brasil*. Rio de Janeiro, 1990.
- KINDLEBERGER, G. P. *Economia internacional*. São Paulo: Mestre Jou, 1967.
- KOUTSOYIANNIS, A. *Modern microeconomics*. 2ª ed., New York: St. Marti's, 1979.
- LEMONS, J. de J. S. *Análise espectral de ciclos de comércio agrícola do Brasil*. Viçosa: UFV, 1983 (Tese de Doutorado).
- PAIVA, R. M. *et alii*. *Setor agrícola do Brasil — comportamento econômico, problemas e possibilidades*. 2ª ed., Rio de Janeiro: Forense-Universitária, São Paulo: Ed. da Universidade de São Paulo, 1976.
- PARENTE, W. C. *Estrutura do comércio de amêndoa da castanha do caju (ACC) do Brasil*. Fortaleza: UFC, 1989 (Dissertação de Mestrado).
- PESSOA, P. F. A. P., LEMOS, J. J. S. Causalidade no mercado externo de amêndoa de castanha de caju (ACC). *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 29, n. 1, p. 49-56, jan./mar. 1991.
- . Mercado de exportação e estabilização de preços externos para amêndoa de castanha de caju. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 30, n. 2, p. 171-187, abr./jun. 1992.
- SIMS, C. Money, income and casuality. *American Economic Review*, v. 62, n. 4, p.540-552, 1972.
- SUPLICY, E. M. *Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira*. Rio de Janeiro: FGV, 1979.

(Originais recebidos em janeiro de 1995. Revistos em maio de 1995.)