

# MERCADO DE EXPORTAÇÃO E ESTABILIZAÇÃO DE PREÇOS EXTERNOS PARA AMÊNDOAS DE CASTANHA DE CAJU<sup>1</sup>

PEDRO F. ADEODATO DE PAULA PESSOA<sup>2</sup> e JOSÉ DE JESUS SOUZA LEMOS<sup>3</sup>

RESUMO - Avaliaram-se o mercado externo e os possíveis impactos da estabilização de preços das amêndoas de castanha de caju (ACC) brasileiras. As equações de oferta e demanda foram estimadas pelos métodos de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), assumindo a existência de desequilíbrio no mercado. Observou-se uma alta sensibilidade das quantidades exportadas de ACC quando da variação em preços e renda. Constatou-se, também, que a instabilidade nas quantidades exportadas de ACC pelo Brasil é induzida por distúrbios na oferta de exportação. Outras evidências e sugestões de políticas são discutidas.

Termos para indexação: mercado externo, preços.

## EXPORT MARKET AND FOREIGN PRICES STABILIZATION FOR BRAZILIAN ROAST CASHEW NUTS

ABSTRACT - Foreign market and eventual impact for foreign prices stabilization of roast cashew nuts (ACC) were evaluated. Availability and demand equations for ACC were estimated by the minimum least square method in two stages (2SLS); it was assumed the existence of a disequilibrium market. Results obtained indicate high sensibility of quantity of brazilian exported ACC, as affected by income and prices. It was verified that variable quantities of Brazilian exported ACC were induced by disturbance in exportation availability. Other evidences and suggestions about policies are discussed.

Index terms: export market, prices, cashew.

## INTRODUÇÃO

A amêndoa de castanha de caju (ACC), dentre os produtos semimanufaturados de origem vegetal, destaca-se no Nordeste do Brasil por ser uma das mais importantes fontes geradoras de empregos e divisas, e apresentar uma crescente participação na pauta das exportações.

A Índia, o Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia têm sido historicamente os maiores produtores e exportadores destas amêndoas. Particularmente, as exportações brasileiras apresentaram, nas duas últimas décadas, rápida evolução, pois de 2% em 1964 passaram, em 1985, a deter 30% das exportações mundiais. Ademais, a recente criação, no Estado do Ceará, do Centro Nacional de Pesquisa do Caju (CNPc) – órgão pertencente à Em-

<sup>1</sup> Trabalho recebido em 20/12/91.  
Aceito para publicação em 4/5/92.  
Pesquisa desenvolvida com apoio do CNPq.

<sup>2</sup> Pesquisador da EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Caju (CNPc), Rua dos Tabajaras, 11, Praia de Iracema, Caixa Postal 3761, CEP 60031-970, Fortaleza, CE.

<sup>3</sup> Professor-Adjunto da Universidade Federal do Ceará, CEP 60021-970.

prêsa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) – possibilitará, a médio prazo, incrementos significativos na produção, através de aumento na produtividade e da incorporação de novas áreas.

Diante dessa perspectiva, observam-se, atualmente, nos estados nordestinos, sobretudo, Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte, indícios de incrementos nos investimentos direcionados à exploração do cajueiro, o que tem gerado forte pressão por informações relativas ao mercado externo, visto que aproximadamente 90% das ACC produzidas no Brasil são exportadas.

Desta forma, acredita-se ser oportuno o estudo do mercado externo dessas amêndoas, permitindo, assim, que os produtores, industriais, exportadores e governos estaduais e federal tenham melhor conhecimento desse mercado, principalmente para o estabelecimento de políticas e planos futuros referentes à oferta, à demanda e aos preços externos.

## METODOLOGIA

O Brasil dispõe de considerável acervo de pesquisas econométricas voltadas para o estudo de suas exportações. Os estudos mais tradicionais, como Doellinger et al. (1973), Tyler (1976), Reis (1979), Cardoso & Dornbusch (1980), Lopes & Lara Resende (1981) e Costa (1982), assumiram a hipótese de “país pequeno” e demanda de exportações infinitamente elástica. Logo, essas pesquisas admitiram que o Brasil pode expandir suas exportações, bastando somente que seja implementado uma política econômica doméstica, destinada a estimular a oferta de exportação. Por outro lado, as pesquisas que incluíram variáveis de demanda em suas especificações estimaram elasticidades que não podem ser identificadas nem como de demanda nem como de oferta (Lemgruber, 1976; Paula Pinto, 1979; Ribeiro, 1980; Mussi, 1982; Rangel, 1982).

Rios (1987) afirma, com base no desempenho das exportações brasileiras no início da década de 80, que não basta ajudar a política interna para garantir o desempenho almejado para as exportações, visto que restrições na demanda externa podem vir a constituir fator limitante à sua expansão.

Reforçando este argumento, as elasticidades-preço da demanda externa oscilaram de 2 a 7,5 no trabalho de Braga & Markwald (1983), de 0,154 a 1,09 no de Carvalho (1986) e 1,379 a 2,973 na pesquisa de Rios (1987). Esses resultados indicam que fatores de demanda externa são importantes na determinação das quantidades transacionadas pelo Brasil.

Dessa forma, Braga & Markwald (1983) afirmam que o tratamento mais adequado seria a estimação de modelos simultâneos, pois consideram

que tanto as quantidades demandadas como as ofertadas afetam os preços. No entanto, a hipótese de equilíbrio – usualmente adotada na estimativa de modelos simultâneos, por exemplo, Lemos et al. (1984) e Piti (1986) – parece apresentar dificuldades empíricas, pois pressume que os preços são flexíveis e se ajustam instantaneamente, igualando oferta e demanda no mercado.

Diante dessa limitação, visto que as quantidades transacionais nem sempre correspondem às demandadas ou ofertadas, surgiram os modelos de desequilíbrio que utilizam duas abordagens. Goldstein & Khan (1986), Braga & Markwald (1983), Aurikko (1985), Carvalho (1986) e Parente (1990) fundamentam-se na pressuposição de que o desequilíbrio é motivado por uma morosidade no processo de ajustamento de preços e quantidade, impossibilitando que o equilíbrio se realize durante a unidade de tempo de observação. O modelo, utilizado por Fair & Jaffe (1972) e aperfeiçoado por Rios (1987), justifica o desequilíbrio através de uma relativa rigidez nos preços, que impediria o equilíbrio dos dois lados do mercado, resultando em racionamento de quantidades para compradores e vendedores.

A utilização do termo “desequilíbrio” para qualificar modelos que supõem lentidão no processo de ajustamento de preços e quantidades a seus valores de equilíbrio é considerado por Rios (1987) um tanto impróprio, pois, segundo a autora, as funções de ajustamento arbitradas determinam a trajetória dessas variáveis até o ponto de equilíbrio. Acrescenta ainda que talvez fosse mais apropriado chamá-los de “modelos dinâmicos”, em contraposição aos modelos estáticos, sendo a denominação “desequilíbrio” reservada aos modelos que admitam a hipótese de que as quantidades ofertadas e demandadas não se igualam, em determinados períodos, devido à existência de relativa rigidez no nível de preços.

Por fim, ao confrontarem-se as elasticidades-preço da demanda externa estimadas por Braga & Markwald (1983) com as obtidas por Rios (1987), constatou-se que as últimas apresentam menor variabilidade, portanto, maior precisão.

## **O Modelo de Desequilíbrio**

As questões de demanda externa, especificadas por Braga & Markwald (1983), Carvalho (1986) e Rios (1987), admitem que a quantidade exportada é sensível à mudança nos preços relativos do produto brasileiro e do produto de outras procedências. Entretanto, como a exportação mundial de ACC concentra-se em poucos países, logo facilitando acordos internacionais e evitando grandes oscilações entre estes preços, resolveu-se considerar o preço do produto brasileiro isoladamente.

$$\log X_t^d = a_0 + a_1 \log PX_t + a_2 \log PW_t + a_3 \log RM_t + a_5 \log XM_t + u_t^d \quad (1)$$

A hipótese representada pela equação (1) é que tanto os preços das exportações brasileiras de ACC (PX) quanto a quantidade exportada de ACC pelos demais países produtores (XM) variam inversamente com a demanda de exportação brasileira de ACC ( $X^d$ ). Em virtude da acirrada competição no mercado externo, assume-se relação inversa entre os preços de ACC de outras origens (PW) e a demanda de exportação brasileira de ACC ( $X^d$ ). Espera-se também que a renda real per capita dos países importadores de ACC do Brasil (RM) induza a maior demanda por ACC brasileira.

Na especificação da equação de oferta de exportação, Braga & Markwald (1983), Carvalho (1986) e Rios (1987) utilizam uma variável com o intuito de captar, conjuntamente, os efeitos dos preços, taxas de câmbio e subsídios sobre as exportações brasileiras. Salienta-se que o estudo de Carvalho (1986) não foi possível incluir, explicitamente, os subsídios às exportações.

A inexistência de uma série histórica relativa aos incentivos concedidos às exportações brasileiras de ACC, aliada à pressuposição de que o Brasil tem por objetivo maximizar a receita de divisas, portanto, não levando em consideração os preços do produto, em termos relativos ou absolutos no mercado interno, justifica o emprego – a exemplo de Parente (1990) – dos preços das exportações brasileiras isoladamente.

$$\log X_t^s = b_0 + b_1 \log PX_{t-k} + b_2 \log XI_{t-1} + u_t^s \quad (2)$$

Presume-se que os coeficientes da equação (2) evidenciam que elevações nos preços externos de ACC brasileira ( $PX_{t-k}$ ) e o aumento da produção de castanha de caju ( $X_{t-1}$ ) elevem a rentabilidade das exportações, induzindo os exportadores a aumentar suas vendas. A estrutura de defasagens utilizadas justifica-se pela natureza perene da cultura do caju, em que os estímulos de mercado sobre a produção ocorrem com retardamento. A produção brasileira de castanha de caju ( $XI_{t-1}$ ) foi especificada com defasagem de 1(um) ano, porque a safra ocorre no final do ano e grande parte da castanha adquirida é exportada na forma de ACC no ano seguinte.

A utilização das equações sob a forma log-linear deve-se ao fato de fornecerem, conforme Reis (1979), estimativas mais precisas.

Na análise de desequilíbrio do mercado externo de amêndoas de castanha de caju (ACC), serão empregadas as seguintes variáveis:

$X_t^d$  = quantidade demandada, em toneladas, de exportações brasileiras de ACC no período  $t$ ;

$X_t^s$  = quantidade ofertada, em toneladas, de exportações brasileiras de ACC no período  $t$ ;

$PX_{t-k}$  = preço das exportações brasileiras de ACC (US\$/t), no período  $t$ , ( $k = 0$  na equação de demanda e  $k = 1, 2, 3$  ou  $4$  na equação oferta);

$PW_t$  = preço médio mundial das exportações de ACC (US\$/t) no período  $t$ ;

$XM_t$  = quantidade exportada, em toneladas, pelos demais países produtores de ACC no período  $t$ ;

$RM_t$  = renda real per capita dos países importadores de ACC do Brasil, em US\$, no período  $t$ ;

$XI_{t-k}$  = produção brasileira, em toneladas, de castanha de caju (ACC) no período  $t$  ( $k = 1$ );

$u_t^{d,s}$  = são os erros aleatórios, associados às equações (1) e (2), sobre os quais assumem-se as hipóteses de média zero, variância constante e correlação serial nula.

As variáveis listadas serão construídas com base em publicações de organismos nacionais e internacionais, como: Banco do Brasil-CACEX, Anuário Estatístico do Brasil, Edible Nut Market Report e International Financial Statistics Yearbook.

O modelo delineado a seguir fundamentou-se nas pesquisas de Fair & Jaffe (1972) e, sobretudo, em Rios (1987).

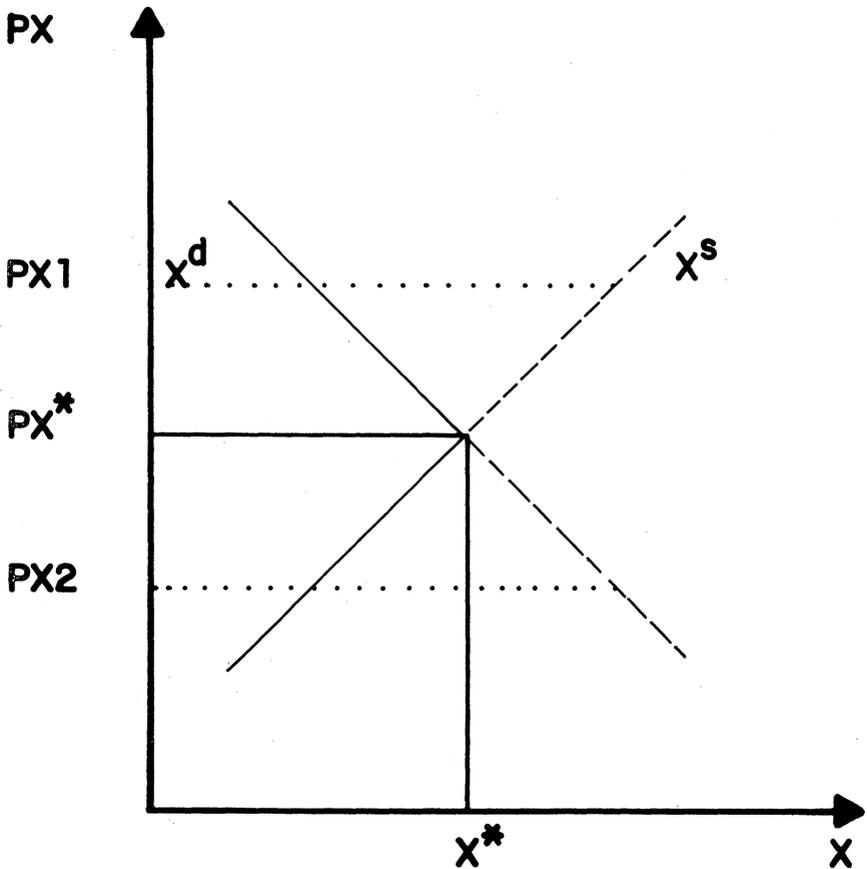
Esse modelo admite que os preços são relativamente rígidos e que não se ajustam de modo a igualar oferta e demanda.

A presença de uma relativa rigidez nos preços justifica-se por uma série de fatores – contratos restritivos, custos de ajustamento, existência de estoque, dificuldades de informação perfeita etc. –, estando as quantidades transacionais sempre restritivas à menor entre a oferta e a demanda. Essa suposição está baseada na hipótese básica da macroeconomia de desequilíbrio, na qual a troca é voluntária, ou seja, nenhum participante do mercado pode ser obrigado a comprar (vender) além de sua demanda (oferta).

Dessa forma, com a existência de excesso de demanda, as quantidades exportadas serão iguais às ofertadas. Por outro lado, com excesso de oferta, as quantidades transacionadas serão representadas pelas demandas. No primeiro caso (excesso de demanda), alguns compradores não serão atendidos; no caso segundo (excesso de oferta), alguns exportadores não conseguirão

vender seus produtos.

Através da Fig. 1, percebe-se que as quantidades estarão sempre sobre uma das curvas de oferta ou demanda.



**Figura 1. Desequilíbrio de Mercado**

A linha contínua representa as quantidades efetivamente transacionadas. A combinação  $(X^*, PX^*)$  constitui-se na solução de equilíbrio do sistema de equações de oferta e demanda.

Admitindo-se que em determinado período o preço das exportações brasileiras tenha sido  $PX_1 > PX^*$ , então haverá excesso de oferta, visto que

a quantidade ofertada ( $X_t^s$ ) é maior do que a quantidade demandada ( $X_t^d$ ). Portanto, as exportações estão limitadas pela demanda e as quantidades transacionadas encontram-se sobre a curva  $X_t^d$ . Por outro lado, se os preços tivessem sido  $PX_2 < PX^*$ , as exportações estariam limitadas pela oferta e a demanda seria racionada.

As condições de desequilíbrio, conforme exposição anterior, pode ser expressa como:

$$\log X_t = \text{Min} (\log X_t^d, \log X_t^s). \quad (3)$$

O comportamento dos preços pode ser utilizado na classificação das quantidades efetivamente transacionadas, nos regimes de oferta e demanda.

O processo de ajustamento dos preços, portanto, realiza-se através das condições de oferta e demanda por exportações brasileiras de amêndoa de castanha de caju. Nas situações de excesso de oferta ( $X_t^s > X_t^d$ ), haverá tendência de redução nos preços; por outro lado, os preços deverão subir quando houver excesso de demanda ( $X_t^d > X_t^s$ ):

$$\Delta \log PX_t = A (\log X_t^d - \log X_t^s), \quad A > 0, \quad (4)$$

onde:

$A$  = coeficiente de ajustamento; e

$$\Delta \log PX_t = \log PX_t - \log PX_{t-1}$$

A velocidade em que se processa o ajustamento dos preços e seus valores de equilíbrio é fornecida pelo coeficiente  $A$  da função (4). Quando  $A$  tende ao infinito, o ajustamento é perfeito e as quantidades ofertadas deverão ser iguais às demandadas. No caso de  $A$  se aproximar de zero, nenhum ajustamento é verificado.

### Métodos de Estimação para o Modelo de Desequilíbrio

O primeiro método proposto por Fair & Jaffee (1972) consiste em encontrar, através da máxima verossimilhança, a separação ótima da amostra em situações de oferta e demanda, empregando um modelo que supõe equilíbrio no mercado.

Segundo Rios (1987), esse método não considera a hipótese de que as quantidades transacionadas correspondem à menor entre oferta e demanda. Logo, não atende à condição de mínimo estabelecido em (3).

O “Método Direcional I”, conforme Fair & Jaffee (1972), incorpora a hipótese de mínimo entre a oferta e a demanda para as quantidades transacionadas. Segundo os autores, quando houver excesso de demanda no mercado, os preços aumentarão e apenas a curva de oferta será observada. Já com excesso de oferta, os preços cairão e apenas a curva de demanda será considerada. Assim, o comportamento dos preços indicará a presença de excesso de demanda ou excesso de oferta no mercado.

A estimação do “Método Direcional I” consiste, conforme as variações nos preços de exportação, em separar a amostra em regimes de oferta e demanda. Quando, em alguns períodos, a variação nos preços não for evidente, esses deverão ser incluídos nas duas classificações.

O terceiro método, denominado “Método Direcional II”, consiste numa versão da técnica de máxima verossimilhança. Propõe que, para os períodos em que a variação dos preços for mais expressiva, a amostra seja separada em regime de oferta e demanda. Nos períodos de difícil identificação do movimento dos preços, permitem-se hipóteses alternativas quanto ao estado do mercado.

O “Método Direcional II”, ao contrário do “Método Direcional I”, trabalha com inúmeras separações da amostra, sendo escolhida a que maximizar a função verossimilhança.

Finalizando, Fair e Jaffe (1972) apresentam o “Método Quantitativo”, que utiliza a equação (4) como mecanismo de ajustamento de preços.

Esse método, ao contrário dos citados, utiliza toda a amostra na estimação das equações.

Para excesso de demanda, a equação (4) torna-se:

$$\log X_t^d - \log X_t^s = \frac{1}{A} \Delta \log PX_t \quad (5)$$

Segundo Rios (1987), determinando o valor de A, o excedente de demanda ou oferta pode ser calculado através da variação do preço e, desta forma, tanto a oferta como a demanda podem ser estimadas para o período inteiro.

Empregar-se-á, nas estimações do modelo, o procedimento de mínimos quadrados em dois estádios (2SLS), objetivando solucionar o problema de vies decorrente de simultaneidade das variáveis.

Para verificar se os resíduos apresentam-se normalmente distribuídos, será realizado um teste paramétrico de aderência, que consiste em comparar as frequências observadas com as frequências esperadas. O teste geralmente

empregado é o de qui-quadrado.

A estabilidade dos parâmetros será testada estimando-se as “raízes latentes” (eigenvalues) associadas à matriz constituída pelos coeficientes das variáveis endógenas (Pindyck & Rubinfeld, 1975).

### **Fontes de Instabilidade do Comércio Exterior**

O impacto da estabilização de preços sobre o nível de receita cambial depende das elasticidades-preço e se os choques de preço são oriundos de flutuações de demanda ou de oferta de exportação (Lord, 1978, 1981; Carvalho 1986).

As fontes de instabilidade do comércio exterior foram identificadas através do ajuste de uma equação de regressão linear simples entre os desvios de tendências das quantidades exportadas e desvios de tendência dos preços de exportação. Os distúrbios induzidos por demanda de exportação serão identificados através da significância estatística e pelo sinal positivo do coeficiente de regressão. Quando o coeficiente de regressão for estatisticamente significativo e apresentar sinal negativo, os distúrbios são decorrentes de oferta de exportação. A não-significância estatística do coeficiente de regressão indica que os distúrbios são provocados tanto por variações na demanda de exportação como por variações na oferta de exportação (Carvalho, 1986).

### **Simulação dos Efeitos de Choques de Oferta e/ou Demanda de Exportação sobre a Receita Cambial**

Após a estimação dos sistemas de equações e identificadas as fontes de instabilidade do comércio exterior, serão simulados os efeitos, tanto da estabilização de preços no intervalo de 10% como da estabilização completa de preço no nível de equilíbrio.

## **RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Após inúmeras tentativas constatou-se que as estimações feitas através do “Método Quantitativo” foram fortemente prejudicadas por problemas de alta multicolinearidade entre as variáveis independentes, tanto na equação de oferta como na de demanda por ACC. Esta limitação foi também detectada por Parente (1990).

O efeito da alta colinearidade tornou os sinais associados a algumas variáveis em desacordo com a teoria econômica. A retirada das variáveis mais problemáticas minimizaram levemente a colinearidade; entretanto, tornaram

o modelo mal especificado e, em alguns casos, com problemas de identificação.

Diante destas dificuldades, estimou-se o modelo de desequilíbrio pelo "Método Direcional I". Mesmo apresentando algumas desvantagens em relação ao "Método Quantitativo", Rios (1987) constatou grande semelhança entre os resultados obtidos com os dois métodos.

### Modelo de desequilíbrio

Na estimativa da equação de oferta de exportação (Tabela 1), todos os coeficientes apresentaram sinais teoricamente consistentes e significativamente maiores do que zero, ao nível de, pelos menos, 10% de probabilidade. A estatística F de Snedecor e o coeficiente de determinação ajustado, da ordem de 75%, são indicadores do bom ajustamento obtido. Através da estatística de Durbin-Watson ficou evidenciada a ausência de correlação serial. Na matriz de correlação, observou-se alto grau de multicolinearidade entre PX e PW e entre PW e RM. Com o intuito de verificar, superficialmente, até que ponto a colinearidade afeta as estimativas efetuadas, estimaram-se novas regressões. A retirada da variável PW tornou os coeficientes associados a PX e XM não significantes estatisticamente. Além disso, o coeficiente da variável PX apresentou sinal positivo. A omissão da variável RM ou XM não mudou significativamente os coeficientes. Assim, manteve-se o modelo originalmente proposto como o mais adequado, visto que a literatura econométrica destaca que a omissão de uma variável relevante provoca tendenciosidade nas estimativas dos parâmetros.

O coeficiente de regressão, associado à variável  $PX_{t-2}$  (2,8472), indica que a oferta de exportação de ACC brasileira é preço-elástica. Em outras palavras, para um acréscimo de 10% no preço de ACC, defasado em dois anos, estima-se um aumento da ordem de 28,5% na quantidade ofertada de ACC pelo Brasil, *ceteris paribus*.

Com relação ao coeficiente de 0,9541, associado à quantidade de castanha de caju produzida pelo Brasil, defasado em um ano, pode-se afirmar que, para uma variação de 10% na quantidade de castanha de caju produzida, ocorrerá uma variação positiva de 9,5% na quantidade de ACC ofertada pelo Brasil, *ceteris paribus*.

A Tab. 2 contém os resultados obtidos na estimação dos parâmetros da equação de demanda por exportações brasileiras de ACC.

Salienta-se que os testes estatísticos não são plenamente válidos, quando da utilização do método de mínimos quadrados em dois estádios (2SLS).

A estatística t de Student, calculada para as variáveis PX, PW e RM,

situou-se acima de um, indicando, possivelmente, a significância destes coeficientes. O coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$ ) e a estatística F de Snedecor apresentaram valores bem expressivos, revelando, supostamente, o bom grau de ajustamento desta equação. A estatística de Durbin-Watson, estimada na vizinhança de dois, evidencia ausência de autocorrelação residual.

O valor estimado de  $-4,5724$  para o coeficiente associado à variável preço de exportação é um indicador de que a demanda de ACC brasileira no mercado mundial caracteriza-se por ser altamente preço-elástica, corroborando os resultados obtidos por Parente (1990). Uma variação de 10% no preço real de exportação da ACC provoca, em sentido contrário, uma variação em torno de 45,7% na quantidade demandada de exportação.

O coeficiente da variável preço médio da ACC do resto do mundo apresenta-se igual a 4,7007. Logo, uma variação positiva de 10% nesta variável terá como resposta um incremento de 47,0% na quantidade demandada do produto brasileiro, *ceteris paribus*. Depreende-se, portanto, que o mercado externo de ACC é altamente competitivo.

**Tabela 1. Estimativa da equação estrutural da oferta de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC), Brasil, 1960 a 1988.**

Características	Variáveis		
	$\log X_t$	$\log PX_{t-2}$	$\log XI_{t-1}$
Coefficiente de regressão ( $b_j$ )	-	2,8472	0,9541
Teste "t" de Student	-	(3,36)	(1,94)
Média aritmética	3,8103	3,5767	4,6907
Matriz de correlação linear simples	$\log X_t$	1,0000	0,8233
	$\log PX_{t-2}$	0,8233	1,0000
	$\log XI_{t-1}$	0,7072	0,5610
Intercepto ( $b_0$ )	-10,8493		
Estatística de Snedecor ( $F_{2,10}$ )	16,34		
Coefficiente de determinação ( $R^2$ )	0,77		
Coefficiente de determinação ajustado ( $R^2$ )	0,72		
Estatística de Durbin-Watson (d)	1,34		

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 2. Estimativa da equação estrutural da demanda de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC), Brasil, 1960 a 1988.**

Características	Variáveis				
	$\log X_t^d$	$\log PX_t$	$\log PW_t$	$\log RM_t$	$\log XM_t$
Coefficiente de regressão ( $a_i$ )	-	-4,5724	4,7009	5,5367	-0,4630
Teste "t" de Student	-	(1,40)	(1,51)	(2,76)	(-0,93)
Média aritmética	3,8114	3,5962	3,7038	4,1884	4,7308
Matriz de correlação linear simples					
$\log X_t$	1,0000	0,7763	0,8517	0,9416	-0,3732
$\log PX_t$	0,7763	1,0000	0,9831	0,7836	-0,5089
$\log PW_t$	0,8517	0,9831	1,0000	0,8538	-0,4642
$\log RM_t$	0,9416	0,7836	0,8538	1,0000	-0,3057
$\log XM_t$	-0,3732	-0,5089	-0,4642	-0,3057	1,0000
Intercepto ( $a_0$ )		18,1563			
Estatística de Snedecor ( $F_{4,9}$ )		24,63			
Coefficiente de determinação ( $R^2$ )		0,92			
Coef. de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ )		0,88			
Estatística de Durbin-Watson (d)		1,88			

Fonte: Dados da pesquisa.

O coeficiente da variável renda per capita dos principais países consumidores foi igual a 5,5367. Isso indica a grande sensibilidade das exportações brasileiras a oscilações na renda dos países consumidores, pois uma variação de 10% nesta variável provoca, no mesmo sentido, uma alteração de 55,4% nas exportações brasileiras de ACC, tudo mais permanecendo constante. Esta alta elasticidade-renda caracteriza a ACC como um artigo de luxo.

O coeficiente estimado para a variável quantidade de ACC exportada pelo resto do mundo foi igual a -0,4630. Embora supostamente não significativo estatisticamente, foi mantido no modelo devido a sua importância teórica. Assim, uma variação de 10% na quantidade de ACC exportada pelo resto do mundo induzirá a uma variação, em sentido contrário, em torno de - 4,6% na quantidade procurada de ACC brasileira no mercado mundial, *ceteris paribus*. Esta relação sugere um moderado efeito de substituição.

As estimativas obtidas para a equação de demanda respaldam as reco-

mendações feitas por Braga & Markwald (1983) e Rios (1987) de que fatores de demanda externa são importantes na determinação das quantidades transacionadas. Confirmaram-se também as evidências obtidas por Paula Pessoa & Lemo (1990) de que o Brasil, mesmo sendo o segundo maior produtor de ACC, é um tomador de preços no mercado externo.

Entre 1980-89, houve um aumento de 1,8% ao ano nas quantidades exportadas de ACC pelo Brasil e um incremento de 0,75% ao ano na renda real **per capita** dos consumidores. Portanto, com uma elasticidade-renda de 5,53, a demanda externa por ACC brasileira cresceu 4,15% ao ano, permanecendo tudo mais constante. Conclui-se que, estando a demanda crescendo mais rapidamente que a oferta, a diversificação das exportações para outros mercados não deve ser uma estratégia a ser implementada com urgência. Antes de ser adotada, devem ser feitos estudos que avaliem os benefícios e os custos dessa diversificação.

O teste de adequação do ajustamento hipótese de distribuição normal dos resíduos foi prejudicado pelo reduzido número de observações para as equações de oferta e demanda. Os valores da estatística  $\chi^2$ , para as equações de oferta e demanda, foram, respectivamente, 0,17 e 0,09, dando indício de que os resíduos têm distribuição normal, logo as estimativas obtidas são de máxima verossimilhança de informações plena (FIML).

As raízes latentes calculadas ( $\pm 0,789$ ) indicam que o sistema é estável.

### **Identificação das Fontes de Instabilidade**

Na Tab. 3, o coeficiente de regressão apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo, indicando que o parâmetro é diferente de zero. Este resultado revela que a fonte de instabilidade nas exportações das ACC brasileiras é induzida por distúrbios de oferta.

### **Simulação de Choques de Oferta**

Com uma demanda de exportação estável, os choques de oferta de exportação, em montante suficiente para que haja uma variação de  $\pm 10\%$  no preço de equilíbrio, resultaram em significativas variações, tanto nas quantidades transacionadas como nas receitas, de  $\pm 46,4\%$  e  $\pm 35,9\%$  respectivamente, em relação aos preços e quantidades de equilíbrio (Tab. 4).

A receita média de US\$ 29.409.215,00 foi superior em 8% à obtida com preços e quantidades de equilíbrio.

Com o cenário de completa estabilização nos preços externos (Tab. 5), as variações nas quantidades transacionadas de ACC pelo Brasil seriam as únicas fontes de distúrbio. Nesta situação, as variações nas quantidades ex-

portadas pelo Brasil são bem menores ( $\pm 29,34\%$ ) em relação à situação de preços não estáveis. As receitas de divisas nas duas situações são bastante semelhantes, sobretudo quando comparadas em termos de valores médios e variabilidades.

**Tabela 3. Estimativa da equação de identificação das fontes de instabilidade de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC), Brasil, 1960 a 1988.**

Características	Variáveis	
	DQ	DP
Coefficiente de regressão	-	-1,2920
Teste "t" de Student	-	(-2,34)
Média aritmética	$0,34 \cdot 10^{-4}$	$-0,277 \cdot 10^{-2}$
Intercepto	-0,0027	
Estatística de Snedecor ( $F_{1,27}$ )	5,47	
Coefficiente de determinação ( $R^2$ )	0,17	
Coefficiente de determinação ajustado ( $\bar{R}^2$ )	0,14	
Estatística de Durbin-Watson (d)	1,75	

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 4. Simulação de choque de oferta sobre preços e quantidades exportadas.**

Preços de Exportação (US\$/t)	Oferta			
	Quantidade		Receita	
	Toneladas	Variações*	US\$ (1.000)	Variações
3.880,73	6.989,60	-	27.124,75	-
3.492,66	11.315,50	38,23	39.521,19	31,37
4.268,80	4.520,53	-54,62	19.297,24	-40,56

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Em relação ao nível de equilíbrio. Valores em percentagem.

**Tabela 5. Simulação de choques de oferta sob política de preços estabilizados no nível de equilíbrio.**

Especificação	Nível de equilíbrio	Deslocamento relevante	
		Oferta	
		Esquerda	Direita
Quantidade/t	6.989,60	5.327,21	9.429,75
. Variação*	-	-23,78	34,91
Varição estoque/t	-	-1.662,39	2.440,15
. US\$ (1.000)	-	6.451,29	9.469,56
Receita de divisas	-	-	-
. US\$ (1.000)	27.124,75	20.673,46	36.594,31

Fonte: Dados da pesquisa.

\* Em relação ao nível de equilíbrio. Valores em percentagem.

## CONCLUSÕES

Na avaliação da equação de oferta de exportação de ACC, constatou-se alta sensibilidade das exportações quando da variação nos preços externos.

As quantidades de ACC exportadas pelo Brasil variaram direta e paritariamente com as quantidades de castanha de caju produzidas internamente o ano anterior. Isto mostra que a produção de castanha de caju colhida no final do ano é beneficiada e quase totalmente exportada no ano subsequente.

As estimativas obtidas para a equação de demanda de exportação das ACC brasileiras permitiram constatar que o Brasil defronta-se com uma demanda altamente preço-elástica. Este resultado caracteriza o Brasil como tomador de preços no mercado externo de ACC. Esta imperfeição ocorre porque os Estados Unidos concentram a quase totalidade das ACC transacionadas no mercado mundial (64,2%), onde as ACC brasileiras participam com 38%. Assim, torna-se crucial para o Brasil aumentar a sua participação nesse mercado; entretanto, o mercado externo de ACC caracteriza-se por alta competição, visto que as quantidades demandadas pelo produto brasileiro são fortemente influenciadas pelas cotações de ACC de outras origens. A esse respeito, constatou-se que, se os concorrentes brasileiros conseguirem reduzir seus preços em 10%, a demanda externa por ACC brasileiras sofrerá uma redução de 47%.

Constatou-se alta sensibilidade de demanda de exportação de ACC brasileiras à mudança na renda dos países consumidores. Assim, planos futuros relativos à exportação de ACC brasileiras devem avaliar, indispensavelmente, as projeções de renda dos principais consumidores, sobretudo dos Estados Unidos.

A instabilidade nas quantidades exportadas de ACC pelo Brasil são determinadas por distúrbios na oferta de exportação. Isso é decorrente, provavelmente, do baixo nível tecnológico adotado na cultura, das irregularidades climáticas, do ataque de pragas e doenças, da baixa e instável renda auferida pelos cajucultores e da instabilidade na economia brasileira.

Com base nas simulações de choques de oferta, conclui-se que políticas de estabilização dos preços externos das ACC brasileiras não irão proporcionar ganhos adicionais em divisas.

Ficou evidenciado que o Brasil poderá apropriar ganhos adicionais em divisas à medida que novas tecnologias associadas a um sistema de comercialização forem adotados, visando corrigir os distúrbios de renda a nível de produtor de castanha de caju.

Finalmente, é importante destacar que, com base nas elasticidades-preço de demanda e oferta, qualquer mudança tecnológica teria influência relativamente menor na queda de preços do que no aumento da quantidade produzida de ACC. Portanto, uma mudança tecnológica aumentaria significativamente os benefícios para os consumidores/importadores e, sobretudo, para os produtores/exportadores de ACC.

## REFERÊNCIAS

- AMEMIYA, T. A note of Fair and Jafee model. **Econometrica**, v. 42, n. 4, 1974.
- AURIKKO, E. Test in disequilibrium adjustment models for finnish export of good. **Oxford Bulletin of Economic and Statistic**, v. 47, n. 1, Feb. 1985.
- BRAGA, H. C. 6 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.707-44, dez. 1983.
- CARDOSO, E. & DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, 1980.
- CARVALHO, F. C. de. **Mercado de exportação de açúcar do Brasil**; modelos de equilíbrio e desequilíbrio e avaliação da política de estabilização. Viçosa: UFV, 1986. 99p. (Tese de Doutorado).
- COSTA, O. de M. E. DA. **Oferta de exportação de peles de caprino e ovino do Brasil**. Fortaleza: UFC, 1982. 60p. (Dissertação de Mestrado).

- DOLLINGER, C. von, et al. **Transformação da estrutura das exportações brasileiras 1964/70**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1973 (Coleção Relatórios de Pesquisa, 14).
- FAIR, R. C. & JAFFEE, D. M. Methods of estimation for markets in disequilibrium. **Econometrica**, v. 40, n. 3, May 1972.
- GOLDSTEIN, M. & KHAN, M. S. The supply and demand for exports; a simultaneous approach. **The Review of Economics and Statistics**, v. 6, n. 2, 1978.
- LEMGRUBER, A. C. O balanço de pagamentos do Brasil; uma análise quantitativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p.313-52, ago. 1976.
- LEMOES, J. J. S.; PETI, H. J. & BRANDT, S. A. Modelo simultâneo-recursivo de comércio exterior de fibras naturais no Nordeste. **Anais do I Congresso de Marketing Rural**. Lavras: ESAL, 1984. p.81-90.
- LOPES, F. L. & LARA RESENDE, A. **Inflação e balanço de pagamentos**; uma análise quantitativa das opções de política econômica. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1981. (Relatório de Pesquisa, 1).
- LORD, M. J. **Commodity export instability and growth in the Latin American economies**. Lima: 1978. 41p. (Trabalho apresentado à NBER/ESAN Conference on Commodity Markets, Models and Policies in Latin America).
- LORD, M. J. Distributional effects of International commodity price stabilization: do the aggregate gains apply to individual producing countries. **Jornal of Policy Modeling**, v. 3, n. 1 p.61-75, 1981.
- MUSSI, C. H. F. **Fatores de demanda nas exportações de manufaturados brasileiros**. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1982 (Dissertação de Mestrado não publicada).
- PARENTE, W. de C. **Estrutura do comércio internacional de amêndoa de caju (ACC) do Brasil**. Fortaleza: UFC, 1990. 149p. (Dissertação de Mestrado).
- PAULA PESSOA, P. F. A. de & LEMOS, J. de J. S. Casualidade no mercado externo de amêndoa de castanha de caju (ACC). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 29, n. 1, p.4-56, jan/mar. 1991.
- PAULA PINTO, M. B. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. **Estudos Econômicos**, v. 10, n. 3, 1980.
- PINDYCK, R. L. & RUBINFELD, D. L. **Econometric models and economic forecast**. New York: McGraw-Hill, 1975. 568p.
- PITI, H. J. **Análise estrutural do comércio externo de algodão e café**. Fortaleza: UFC, 1986. 80p. (Dissertação de Mestrado).
- RANGEL, S. B. **Análise econométrica da demanda externa de cera de carnaúba**. Fortaleza: UFC, 1982, 71p. (Dissertação de Mestrado).
- REIS, E. J. **Estimação de equações de exportação**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1979. (mimeo).
- RIBEIRO, M. J. T. **Incentivos fiscais e bem-estar social**; análise do reflorestamento com cajueiro no Nordeste. Viçosa: UFV, 1980. 75p. (Dissertação de Mestrado).
- RIOS, S. M. C. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados; uma avaliação econométrica para o período 1964/84. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p.299-332, ago. 1987.
- TYLER, W. G. **Manufactured export expansion and industrialization in Brasil**. Tubingen: 1976. (Kieles Studien, 134).