

1. O problema e sua importância;
2. Objetivos;
3. Metodologia e material;
4. Comércio mundial da castanha de caju;
5. Análise dos resultados;
6. Conclusões.

Donald W. Larson \*  
 Marcio Bartolomeu Alves Silva \*\*

\* Economista, M.S.  
 (Economia Rural de ESALQ),  
 atualmente na Secretaria da Fazenda  
 do Estado de Pernambuco.

\*\* Economista Rural,  
 Professor-Adjunto no Departamento  
 de Economia e Sociologia Rural  
 da Ohio State University.

## ANÁLISE DO COMÉRCIO INTERNACIONAL E DEMANDA PARA CASTANHA DE CAJU EM PAÍSES SELECIONADOS

### 1. O PROBLEMA E SUA IMPORTÂNCIA

O cajueiro é uma planta da família Anacardiaceas, sendo a sua espécie de maior importância econômica a *Anacardium occidentale* L. O Brasil é o quarto produtor mundial de castanha de caju, sendo precedido pela Índia, Moçambique e Tanzânia. Entretanto, no que se refere à exportação de castanhas, o Brasil ocupa o terceiro lugar.

Os demais países produtores de castanha de caju ocupam uma posição marginal no comércio internacional deste produto, encontrando-se, em sua maioria, localizados no continente africano: Madagascar, Daomé, Senegal, etc.

Os principais países importadores deste produto são os Estados Unidos e a União Soviética. Estes países importaram, em conjunto, durante o período 1961-71, cerca de 70% do total mundial de castanha de caju exportada anualmente.

Nos Estados Unidos as castanhas de caju são consumidas, na maioria, na forma salgada, como acompanhantes de *coquetel*. Elas são consumidas tanto em pacotes puros, como em misturas com outras nozes.

Fontes do comércio relatam que cerca de 40% da castanha de caju salgada são vendidos em pacotes puros, enquanto os 60% restantes são consumidos em mistura com outras nozes.<sup>1</sup>

O amendoim é o principal componente dessas misturas, enquanto a castanha de caju ocupa o segundo lugar. Em menores quantidades são adicionadas outras nozes, tais como: castanha-do-pará (*Brazil-nut*), castanha comum (*almond*), avelã (*filbert*), *pecan* e *walnut*.

“Contrariamente ao que ocorre nos Estados Unidos, na União Soviética cerca de 95% da castanha de caju são destinados a melhorar a dieta alimentar da população, e apenas 5% são tostados e consumidos em restaurantes frequentados, sobretudo, por estrangeiros.”<sup>2</sup>

Conforme se evidencia na tabela 1, a produção brasileira de castanha de caju tem apresentado um considerável incremento no período 1961-71, principalmente a partir de 1967.

Ela passou de 9.670 t em 1961 para 28.602 em 1971, crescendo neste período em cerca de 195,8%. Este aumento deve-se, principalmente, aos incentivos governamentais e ao comportamento do mercado internacional em relação ao produto.

A castanha de caju, nos últimos anos, apresentou-se como um dos produtos mais dinâmicos da pauta da exportação nordestina. O valor de suas exportações passou de US\$ 1 milhão, em 1964, para 8.853 mil, em 1972.

“Ao Nordeste correspondem 93,5% da área total cultivada no país, enquanto em produção a citada região participa com 88,3% do total nacional. A área em cultivo deverá sofrer um notável crescimento nos próximos cinco anos, pois, com base nos projetos aprovados pela Sudene (Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste), destinados aos plantios de novas áreas, estão sendo implantados 182 mil ha dos quais 115 mil no Estado do Ceará.”<sup>3</sup>

Tabela 1

Produção mundial de castanhas de caju, segundo os principais países produtores – 1961 a 1971 – 1.000 t curtas

Anos	Índia	Moçambique	Tanzânia	Quênia	Brasil	Outros	Total
1961	75,0	107,0	46,0	7,0	10,6	0,2	243,8
1962	73,0	104,0	67,0	3,0	3,2	0,5	260,7
1963	84,0	150,0	45,0	7,0	15,0	–	305,0
1964	95,0	165,0	64,0	6,0	10,6	0,3	340,9
1965	90,0	132,0	75,0	9,0	15,2	1,4	322,6
1966	85,0	110,0	80,0	10,0	15,1	0,9	301,0
1967	100,0	187,0	90,0	9,0	26,6	0,5	413,1
1968	100,0	150,0	90,0	9,0	26,1	1,2	376,3
1969	100,0	200,0	110,0	11,0	25,8	1,6	448,4
1970	88,0	180,0	120,0	17,0	22,4	4,1	431,5
1971	124,0	200,0	130,0	26,0	31,3	0,9	512,4

Fonte: Foreign Agricultural Service. USDA (dados não-publicados).

O Banco do Nordeste do Brasil fez uma estimativa da exportação nordestina de castanha de caju, considerando os projetos aprovados pela Sudene até 1971, conforme mostra a tabela 2.

“Essa estimativa talvez seja, até certo ponto, pessimista. Pode, na verdade, ocorrer uma rápida expansão da produção fora dos mecanismos de incentivo do sistema 34/18. Por outro lado, o exame dos projetos aprovados não permite avaliar a rapidez real da implantação e, menos ainda, se haverá ganhos significativos de produtividade, em relação aos cultivos atuais.”<sup>4</sup>

Tabela 2

Estimativa da produção nordestina de castanha de caju disponível para exportação – 1971-80 – t métricas

8

Anos	Produção de frutos	Produção de amêndoas de caju disponível para exportação
1971	24.361	5.603
1972	24.804	5.704
1973	26.399	6.071
1974	29.599	6.807
1975	33.371	7.675
1976	37.352	8.591
1977	41.198	9.475
1978	49.989	11.497
1979	54.752	12.593
1980	66.045	15.190

Fonte: ETENE/BNB. Dados sujeitos a retificação.

Considerando que cerca de 80% das castanhas de caju são exportadas,<sup>5</sup> revestem-se de grande interesse estudos que possibilitem um melhor conhecimento do comércio internacional deste produto.

## 2. OBJETIVOS

O objetivo geral deste estudo é possibilitar um melhor conhecimento sobre o comércio internacional da castanha de caju. A consecução de tal objetivo será feita em duas etapas: na primeira parte focalizam-se os principais países exportadores e importadores de castanha de caju, analisando-se, no período que vai de 1961 a 1971, a evolução do total comercializado daquele produto e as mudanças ocorridas nas participações daqueles países. A segunda parte é dedicada a um estudo de demanda, compreendendo os mercados norte-americano e soviético.

No que concerne ao estudo da demanda tentar-se-á determinar: 1. elasticidade-preço de procura por castanha de caju; 2. elasticidade-renda da procura por castanha de caju; 3. elasticidade-preço cruzada da procura por castanha de caju.

## 3. METODOLOGIA E MATERIAL

### 3.1 Modelo econométrico

A quantidade comprada, de determinado produto, sofre a influência de vários fatores. A teoria econômica, que tenta explicar a relação entre a quantidade comprada de um

produto e os fatores a ele associados, é a da procura. Segundo esta teoria, a quantidade comprada de um produto varia inversamente ao seu preço, mantidos os demais fatores constantes.

Dentre os fatores que influem na quantidade comprada de determinado produto, destacam-se: 1. preço do produto considerado e de outros produtos; 2. número e renda dos consumidores; 3. propaganda; 4. tempo.

A relação funcional entre a quantidade comprada de um produto e os fatores a ela associados pode ser expressa matematicamente do seguinte modo:

$$Y = f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_n),$$

onde:

$Y$  = quantidade comprada do produto;

$X_i$  ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ) = fatores que influenciam a quantidade comprada.

O conceito de elasticidade mede a reação dos consumidores devido a variações nos preços, nas suas rendas e em qualquer outro fator que influencie a demanda do produto considerado. O coeficiente de elasticidade-preço da procura, por exemplo, definido matematicamente do seguinte modo:

$$E_i = \frac{\frac{dY}{Y}}{\frac{dX_i}{X_i}}$$

onde:

$E_i$  = coeficiente de elasticidade-preço;

$dY$  = variação infinitesimal na quantidade comprada do produto;

$Y$  = quantidade comprada do produto;

$dX_i$  = variação infinitesimal no preço do produto;

$X_i$  = preço do produto.

Análogo procedimento é feito para determinar-se os coeficientes de elasticidade de outros fatores. Se  $X_i$  é a renda disponível per capita dos consumidores,  $E_i$  é o coeficiente de elasticidade-renda. Se  $X_i$  for o preço de outro produto,  $E_i$  é o coeficiente de elasticidade-preço cruzada.

Os modelos utilizados no presente trabalho, visando explicar a variação no consumo de castanha de caju, dada a influência do seu preço, da renda dos consumidores e dos preços de outros produtos, têm as seguintes formas funcionais:

#### 1. Semilogarítmica:

$$Y = A + b_1 \log X_1 + b_2 \log X_2 + b_3 \log X_3 + \dots + b_n \log X_n + U_t$$

#### 2. Bilogarítmica:

$$\log Y = A + b_1 \log X_1 + b_2 \log X_2 + b_3 \log X_3 + \dots + b_n \log X_n + U_t$$

#### 3. Log-inversa:

$$\log Y = A - \frac{b_1}{X_1} - \frac{b_2}{X_2} - \frac{b_3}{X_3} - \dots - \frac{b_n}{X_n} + U_t$$

onde:

$Y$  = consumo per capita de castanha de caju;

$X_1$  = preço da castanha de caju;

$X_2$  = renda per capita dos consumidores;

$X_3, \dots, X_n$  = preços de outras nozes.

As variáveis acima são consideradas em determinado período de tempo.  $A$  e  $b_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) são parâmetros do modelo e  $U_t$  é o erro.

Para verificar o poder explicativo dos modelos utilizados serão estimadas equações de regressão múltipla, correspondentes às formas funcionais dos modelos, usando-se o método dos quadrados mínimos.

As elasticidades são dadas por:  $\frac{b}{Y}$  na função semi-logarítmica,  $\frac{b}{X}$  na função log-inversa, e pelos próprios coeficientes de regressão quando se utiliza a função bilogarítmica.

Analisando-se estes coeficientes de elasticidade, verifica-se que na função bilogarítmica, ao contrário das outras duas, tais coeficientes são constantes. Todavia, esta função não apresenta ponto de saturação, característica compatível com os produtos classificados como *de luxo*.

A função logarítmica-inversa, por sua vez, além de apresentar um ponto de saturação, tem seus coeficientes variando inversamente com as quantidades das variáveis explicitadas no modelo.

Finalmente, a função logarítmica caracteriza-se por não apresentar ponto de saturação, tendo seus coeficientes de elasticidade variando inversamente com as quantidades consumidas do produto.

### 3.2 Material

Para o mercado americano foram feitas duas análises, abrangendo o período 1950-69. A distinção básica entre elas diz respeito aos dados utilizados. Enquanto na primeira análise os dados utilizados referiam-se ao calendário anual janeiro-dezembro, na segunda referiam-se ao período setembro-agosto. Outra característica da segunda análise, devida ao mesmo motivo, relaciona-se à variável renda per capita. Primeiro, estimaram-se equações em que os dados referentes a esta variável abrangem o período 1950-69 e, posteriormente, novas equações são estimadas, em que o período abrangido pelos dados é 1951-70. O fato do consumo de castanha de caju de determinado ano,

1950 por exemplo, abranger oito meses de 1951 fez com que também se estimassem equações utilizando-se a variável renda defasada de um ano (segunda análise).

A análise para o mercado soviético abrange o período 1956-71.

Os preços de todos os produtos utilizados nesta análise foram deflacionados pelo índice de preços no atacado, para produtos alimentícios, enquanto que os dados sobre renda *per capita* disponível foram deflacionados pelo índice de preços ao consumidor.

Admitiu-se, na análise, que a quantidade de castanha de caju consumida, em determinado ano, corresponde à quantidade importada neste período.

Em todas as análises, a variável dependente foi o consumo *per capita* de castanha de caju. Na primeira análise feita para o mercado norte-americano, as variáveis independentes utilizadas foram as seguintes:

$X_1$  = tempo;

$X_2$  = preço de castanha de caju tipo LWP no atacado de Nova Iorque;

$X_3$  = preço de amendoim Virgínia (tipo 1) no atacado de Nova Iorque;

$X_4$  = preço de amendoim Virgínia (tipo 2) no atacado de Nova Iorque;

$X_5$  = preço de castanha comum pago ao produtor;

$X_6$  = preço de avelã no atacado de Nova Iorque;

$X_7$  = preço de *walnut* no atacado de Nova Iorque;

$X_8$  = preço de castanha-do-pará no atacado de Nova Iorque;

$X_9$  = renda *per capita* disponível dos consumidores.

Na segunda análise, do mercado norte-americano, utilizaram-se as seguintes variáveis:

$X_1$  = preço CIF Nova Iorque de castanha de caju importada nos Estados Unidos;

$X_2$  = renda *per capita* disponível dos consumidores;

$X_3$  = renda *per capita* disponível dos consumidores, defasada de um ano.

Finalmente, para o mercado soviético as variáveis utilizadas são as seguintes:

$Y$  = consumo *per capita* de castanha de caju;

$X_1$  = tempo;

$X_2$  = produto interno bruto *per capita*, a preços de 1970.

A variável dependente, consumo *per capita* de castanha de caju, foi obtida dividindo-se as exportações indianas para a União Soviética pelas respectivas populações, nos anos abrangidos pela análise.

Os dados utilizados neste estudo foram obtidos a partir das seguintes publicações:

1. *Commodity yearbook*. New York, Ed. Commodity Research Bureau, 1970 — dados sobre preços dos produtos.

2. *Agricultural statistics*. Washington, United States Department of Agriculture, 1970-1967 — dados sobre renda, população e índices de preços.

3. *Edible nut statistics*. London, Gill & Duffus Group, Dec. 1972.

4. *Proyecciones para productos agrícolas 1970-80*. Roma, FAO, 1971 — dados sobre produto interno bruto e população.

5. U.S. Department of Commerce, Bureau of Census, 1973 — dados sobre consumo e preço de castanha de caju (não-publicados).

## 4. COMÉRCIO MUNDIAL DA CASTANHA DE CAJU

### 4.1 Principais países exportadores

O comércio internacional da castanha de caju teve seu início a partir dos anos 20. Após a queda ocorrida durante o período correspondente à II Guerra Mundial, a quantidade comercializada deste produto tem crescido permanentemente. Atualmente, a castanha de caju ocupa o segundo lugar em importância dentre as nozes comercializadas mundialmente, sendo precedida apenas pela castanha comum.

Conforme se observa na tabela 3, a Índia está perdendo paulatinamente a sua posição monopolista no comércio mundial da castanha de caju. Suas exportações, que representavam cerca de 96,4% do total mundial em 1961, caíram para 67,5% em 1971. Por outro lado, os demais países exportadores, à exceção do Quênia, têm aumentado significativamente suas participações no total comercializado ao longo daquele período.

As exportações de Moçambique, que representavam 2,5% do total em 1961, passaram para 23,0% em 1971. Em menor grau, o Brasil e a Tanzânia aumentaram as suas participações, indo de 3,2% e 1,0% em 1966 para 4,8% e 4,5% em 1971, respectivamente.

A explicação encontrada para as mudanças citadas foi o estabelecimento de indústrias mecanizadas para o processamento da castanha de caju, nos países do leste africano.

Observa-se que o incremento das exportações brasileiras tem sido feito de forma irregular, dada a instabilidade da oferta interna de matéria-prima. As exportações deste país sofreram uma brusca queda em 1971, em virtude da redução verificada na safra da castanha de caju para 1970. Entretanto, em 1972 as exportações brasileiras atingiram cerca de 7.168 t, recuperando-se, portanto, da queda anteriormente citada.

Uma tendência observada nas exportações brasileiras de castanha de caju, conforme evidencia a tabela 4, é a sua diversificação. A partir de 1968 as castanhas de caju brasileiras, que até então destinavam-se à América Latina e aos Estados Unidos, passam a ser exportadas para a Europa.

Tabela 3

Exportação mundial de amêndoa de caju, segundo os principais países exportadores – 1961 a 1971 – 1.000 t curtas

Anos	Índia		Moçambique		Tanzânia		Quênia		Brasil		Total	
	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%
1961	45,2	96,4	1,2	2,5	–	–	–	–	0,5	1,1	46,9	100
1962	50,8	94,8	2,1	3,9	–	–	–	–	0,7	1,3	53,6	100
1963	58,8	93,3	3,0	4,8	–	–	–	–	1,2	1,9	63,0	100
1964	58,3	91,5	3,9	6,1	0,1	0,2	0,1	0,2	1,3	2,0	63,7	100
1965	59,3	91,4	4,4	6,8	0,1	0,1	0,2	0,3	0,9	1,4	64,9	100
1966	52,8	85,3	6,3	10,2	0,6	1,0	0,2	0,3	2,0	3,2	61,9	100
1967	57,6	82,3	8,9	12,7	1,6	2,3	0,2	0,3	1,7	2,4	70,0	100
1968	66,7	79,8	11,4	13,6	1,5	1,8	0,2	0,2	3,8	4,6	83,6	100
1969	69,1	75,3	14,1	15,4	2,7	2,9	0,2	0,2	5,7	6,2	91,8	100
1970	59,6	69,0	16,2	18,3	3,1	3,6	0,2	0,2	7,3	8,4	86,4	100
1971	66,1	67,5	22,5	23,0	4,4	4,5	0,2	0,2	4,7	4,8	97,9	100

Fontes: Foreign Agricultural Service. USDA (dados não-publicados). IBGE – Anuário estatístico do Brasil.

Tabela 4

Exportação brasileira de amêndoa de caju, segundo os países de destino – 1961 a 1971 – toneladas curtas

Anos	Estados Unidos	América Latina			Europa	Outros	Total
		Argentina	México	Outros			
1961	274,4	187,3	–	–	–	1,1	462,8
1962	443,0	251,2	5,5	39,7	–	2,2	741,6
1963	995,1	121,2	48,5	72,7	–	2,2	1.239,7
1964	859,6	354,8	61,7	65,0	–	2,2	1.343,3
1965	244,6	494,8	87,0	41,9	–	2,2	870,5
1966	1.390,7	531,2	69,4	54,0	–	1,1	2.046,4
1967	1.095,4	446,3	131,1	70,5	–	4,4	1.747,7
1968	2.950,0	629,2	152,1	61,7	3,3	1,1	3.797,4
1969	4.393,7	865,1	165,3	155,4	152,1	5,5	5.737,1
1970	6.023,5	651,3	152,1	157,6	294,2	3,3	7.282,0
1971	3.801,9	520,1	187,3	113,5	98,1	2,2	4.723,1

Fonte: Cacex – Carteira do Comércio Exterior do Banco do Brasil S/A.

Esta tendência deverá acentuar-se à medida que este país estabeleça e melhore os canais de distribuição de seus produtos no continente europeu.

#### 4.2 Principais países importadores

Na tabela 5 são apresentados os principais países importadores de castanha de caju, destacando-se, dentre eles, os Estados Unidos e a União Soviética. Estes países, em

conjunto, absorveram mais de 70% da importação mundial de castanha de caju, ao longo do período analisado, exceto em 1971, quando importaram 68,4% do total mundial.

As importações da União Soviética são as que têm apresentado um crescimento mais dinâmico ao longo do período.

Enquanto em 1961 elas representavam 9,4% do total mundial, em 1971 este percentual elevava-se para 18,6%, tendo atingido 30,8% em 1969.

Em 1972 suas importações tornaram a crescer, tendo sido exportadas da Índia para este país 25.385 t de castanha de caju contra 19.568 destinadas ao mercado norte-americano.

Por outro lado, as importações norte-americanas têm apresentado um melhor comportamento a partir de 1966,

embora observe-se uma redução na sua participação em virtude de maior crescimento das importações soviéticas.

Também são grandes importadores de castanha de caju: o Canadá, as duas Alemanhas, o Reino Unido e a Austrália. Com respeito a suas importações, observa-se que estas têm flutuado ao longo do período analisado.

Tabela 5

Importação mundial \* de amêndoa de caju segundo os principais países importadores – 1961 a 1971 – 1.000 t curtas

Anos	Estados Unidos		URSS**		Canadá		Alemanha Ocidental		Alemanha Oriental		Austrália		Reino Unido		Outros		Total	
	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%	Q	%
1961	29,4	62,7	4,4	9,4	1,9	4,0	1,3	2,8	1,9	4,0	1,3	2,8	3,6	7,7	3,1	6,6	46,9	100
1962	32,2	60,1	5,8	10,8	1,7	3,2	1,6	3,0	3,8	7,1	1,6	3,0	2,8	5,2	4,1	7,6	53,6	100
1963	37,9	60,2	9,8	15,6	2,1	3,3	1,6	2,5	3,9	6,2	1,7	2,7	2,8	4,4	3,2	5,1	63,0	100
1964	34,8	54,6	11,0	17,3	2,0	3,1	1,5	2,4	3,6	5,6	2,1	3,3	3,8	6,0	4,9	7,7	63,7	100
1965	32,8	50,5	14,7	22,6	2,1	3,2	1,2	1,9	4,0	6,2	1,7	2,6	3,6	5,6	4,8	7,4	64,9	100
1966	33,9	54,8	14,3	23,1	1,6	2,6	1,0	1,6	2,6	4,2	1,7	2,7	2,7	4,4	4,1	6,6	61,9	100
1967	36,4	52,0	13,9	19,8	2,1	3,0	1,1	1,6	2,7	3,9	2,4	2,4	3,0	4,3	8,4	12,0	70,0	100
1968	46,6	55,7	19,2	23,0	2,5	3,0	1,3	1,6	2,8	3,3	2,2	2,6	3,5	4,2	5,5	6,6	83,6	100
1969	41,4	45,1	28,3	30,8	2,9	3,2	1,6	1,7	2,4	2,6	2,6	2,8	2,8	3,1	9,8	10,7	91,8	100
1970	47,3	54,8	19,8	22,9	3,1	3,6	2,0	2,3	2,8	3,2	1,9	2,2	1,7	2,0	7,8	9,0	86,4	100
1971	48,8	49,8	18,2	18,6	6,4	6,5	2,3	2,4	2,0	2,0	2,6	2,7	2,5	2,6	15,1	15,4	97,9	100

\* O total mundial importado de amêndoas de caju, no período considerado, corresponde ao total exportado mundialmente.

\*\* As importações da União Soviética e da Alemanha Oriental correspondem às exportações indianas para estes países.

Fontes: Foreign Agricultural Service. USDA (dados não-publicados). *Edible nut statistics* – Gill e Duffus Group Ltd., London, 1972.

12

A Alemanha Oriental e o Reino Unido, países cujas importações representavam 11,7% da importação mundial em 1961, tiveram sua participação reduzida para 4,6% em 1971. Esta redução deve-se não somente às sensíveis reduções verificadas nas importações destes países nos últimos anos, como também devido às crescentes importações norte-americana e soviética.

Contrariamente, o grupo *outros países* tem aumentado a sua participação nos três últimos anos. Um dos fatores que têm contribuído neste sentido é o crescente aumento das importações da Holanda, Japão e França.

Por último, observa-se a significativa participação das importações canadenses em 1971, quando atingiram 6,4% da importação mundial.

#### 4.3 Preços

O preço da castanha de caju, conforme se observa na tabela 6, não tem sofrido o mesmo processo de deterioração que em geral ocorre com os produtos agrícolas.

De uma maneira geral, até 1960 as variações nos preços correspondem a variações, no sentido contrário, das quantidades importadas deste produto.

Entretanto, a partir de 1961, os preços apresentam-se mais estáveis e, excetuando-se o grande aumento ocorrido entre 1963 e 1964, cresceram levemente durante todo o período restante.

Observa-se que as quantidades importadas, durante o último período, têm, na maioria dos anos, crescido juntamente com os seus preços, demonstrando, assim, o efeito causado por outros fatores sobre a demanda.

Analisando-se a tabela 6, verifica-se que o preço da castanha de caju tem flutuado ao longo dos 10 primeiros anos. Quando os preços evoluem de 37 ct/lb em 1950 para 44 ct/lb em 1951, ocorre uma queda na quantidade importada deste produto, em cerca de £ 14 milhões.

A partir de 1953, os preços começam a cair e a quantidade importada aumenta, atingindo em 1954 um volume de aproximadamente £ 69 milhões. Em 1955 e 1956 os preços tornam a subir, resultando em novas quedas nas quantidades importadas.

As castanhas de caju são classificadas, inicialmente, em duas categorias: inteiras e quebradas. As castanhas inteiras, por sua vez, são classificadas de acordo com o número delas existente em uma libra peso. Desta forma, o tipo 320 W (inteira, branca) significa que 320 castanhas deste tipo pesam uma libra.

Quanto às castanhas quebradas, estas subdividem-se em: pedaços (*butts*), bandas (*splits*) e pedacinhos (*pieces*).

Finalmente, cada um dos tipos antes mencionados são classificados em: branca (*white*) e chamuscada (*scorched*). As castanhas chamuscadas recebem menores cotações que as de cor branca.<sup>6</sup>

Os diferentes tipos dentro de uma mesma categoria (inteiras ou quebradas) mantêm geralmente uma diferença de 2 ct/lb. No mercado norte-americano os tipos mais populares são 320 W e a LWP (*Large White Piece*). Seus preços moveram-se paralelamente no período 1955-67, exceto para os anos 1955-57 e 1964-67.<sup>7</sup>

Tabela 6

Amêndoa de caju: importações norte-americanas para consumo — 1950-71

Anos *	Preço CIF Nova Iorque (ct/lb)	Quantidades (libras)	Valor (dólares)
1950	37	55,097,623	20,115,926
1951	44	40,888,464	18,058,153
1952	45	45,554,631	20,503,031
1953	36	50,186,512	18,144,663
1954	32	68,924,690	22,255,010
1955	41	61,561,546	25,466,835
1956	43	49,858,251	21,368,485
1957	39	69,710,210	27,122,177
1958	38	62,373,280	23,762,878
1959	42	64,142,284	26,628,196
1960	45	61,357,105	27,797,341
1961	40	62,592,892	25,007,997
1962	42	64,556,295	27,211,548
1963	43	70,518,179	30,352,442
1964	52	66,869,297	34,984,396
1965	53	71,371,964	37,947,333
1966	53	67,583,148	35,731,945
1967	54	86,851,086	46,823,573
1968	56	88,505,546	49,790,581
1969	57	86,947,532	49,842,381
1970	60	93,995,923	56,187,253
1971	61	103,327,882	62,839,015

\* Calendário anual corresponde a 1.º de setembro—31 de agosto.  
Fonte: U.S. Department of Commerce, Bureau of Census.

Pouquíssimos são os trabalhos que têm analisado as influências do preço da castanha de caju e de outros fatores sobre a demanda deste produto. Tem-se conhecimento de apenas dois estudos feitos para o mercado norte-americano, os quais serão comentados em seguida.

Em ambos os trabalhos utilizou-se o método dos quadrados mínimos e os preços utilizados correspondem às médias anuais no atacado de Nova Iorque.

Nuckols<sup>8</sup> ajustou uma equação para demonstrar o efeito sobre a demanda por castanha de caju salgada e por todos os tipos, exercido pelos preços deflacionados de castanha de caju, amendoim e da renda *per capita* para o período 1932-57.

As conclusões que se tentaram tirar deste trabalho são as seguintes:

1. A renda *per capita* do consumidor não tem demonstrado estatisticamente efeito sobre a demanda por castanha de caju.
2. Não pode ser estabelecida a existência de uma relação competitiva ou complementar entre castanha de caju e amendoim nos mercados de nozes salgadas.
3. A variação relativa ao consumo *per capita* de castanha de caju é menos que proporcional à variação relativa ao preço de castanhas e de sinal contrário.

A estimativa do coeficiente de elasticidade-preço da procura por castanha de caju foi — 0,50.

O segundo estudo foi feito por Ratnam, abrangendo o período 1950-66.<sup>9</sup> A equação obtida, utilizada nos comentários do autor, é a seguinte:

$$\log X_1 = 2,8383 - 0,5942 \log X_2 + 0,7734 \log X_4 - 0,7701 \log X_6$$

$$R^2 = 0,8891$$

onde:

$X_1$  = consumo *per capita* de castanha de caju;

$X_2$  = preço de castanha de caju (W 320) no atacado de Nova Iorque;

$X_4$  = preço de castanha comum no atacado de Nova Iorque;

$X_6$  = preço de amendoim no atacado de Nova Iorque.

Verifica-se em todas as equações estimadas uma relação complementar entre amendoim e castanha de caju. Embora a pesquisa realizada por Nuckols<sup>10</sup> tenha sido inconclusiva quanto à existência de uma relação competitiva entre os produtos acima considerados, ele formula a hipótese de que a castanha de caju seja o grande competidor do amendoim no mercado de nozes salgadas.

Ratnam sugere que a relação complementar entre amendoim e castanha de caju resulta dos esforços em promover-se o consumo de amendoim no mercado de nozes salgadas.<sup>11</sup>

O coeficiente de elasticidade-preço da demanda por castanha de caju, estimado naquela equação, indica demanda inelástica por este produto (- 0,59).

## 5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 5.1 Mercado norte-americano - análise I

Na tentativa de se explicar a variação do consumo *per capita* de castanha de caju nos Estados Unidos, no período de 1950-69, foram estimadas 14 equações de regressão, utilizando-se os modelos bilogarítmico, semilogarítmico e log-inversa. Todas as equações estimadas são apresentadas no apêndice 1. Dentre as variáveis independentes utilizadas neste estudo, duas foram consideradas básicas, por acreditar-se que tais variáveis são as principais determinantes da variação no consumo de castanha de caju. Estas variáveis são o preço de castanha de caju e a renda *per capita* disponível, que, juntamente com o consumo *per capita* do produto analisado, constituem a equação fundamental.

Corroborando este critério, verificou-se, no ajustamento em que foram incluídas todas as variáveis independentes, que tanto o preço da castanha de caju como a renda *per capita* disponível encontraram-se entre as quatro variáveis de maior poder explicativo.

Os demais ajustamentos foram obtidos através de diversas combinações da equação básica com as outras variáveis independentes.

Passando-se à análise da equação selecionada, verificou-se que os resultados desta equação ( $R^2$ , Fet), utilizando-se os três modelos, apresentaram-se bastante próximos.

Diante desta situação procurou-se fazer algumas considerações que permitissem a seleção de um deles.

O fato de a castanha de caju caracterizar-se como produto de luxo tende a favorecer a escolha do modelo bilogarítmico. Dadas algumas características da castanha de caju, como o seu volume e o seu uso, não se deve esperar que maiores níveis de consumo deste produto venham reduzir significativamente a influência sobre a sua demanda, exercida pelos vários fatores. Em outras palavras, presume-se que os coeficientes de elasticidade da demanda por castanha de caju não variem, significativamente, com os níveis de consumo. Desde que esta consideração seja correta, a vantagem do modelo semilogarítmico em relação ao bilogarítmico (por possuir os coeficientes de elasticidade variando inversamente com o consumo) deixa de existir.

Analogamente, o modelo log-inversa, dadas as características já comentadas, não se apresenta muito apropriado para este tipo de produto.

Estas observações e o fato de os coeficientes de elasticidade obtidos com o modelo bilogarítmico serem considerados mais coerentes, com base no conhecimento que se tem do mercado, levaram a que se selecionasse este modelo (bilogarítmico).

Conforme se observa na tabela 7, a primeira das equações estimadas<sup>12</sup> além de possuir um baixo poder explicativo, apresenta os resíduos positivamente autocorrelacionados. Por outro lado, a introdução da variável tempo na equação acima não traz praticamente nenhuma contribuição, exceto a de eliminar a autocorrelação nos resíduos. Todavia, analisando-se a matriz de correlação (modelo bilogarítmico), observa-se que o coeficiente de correlação simples entre a variável renda *per capita* e tempo é da ordem de 0,86. Considerando-se ainda o maior significado econômico da variável renda *per capita*, optou-se, nos ajustamentos seguintes, pela eliminação da variável tempo.

Desta forma, novos ajustamentos são atingidos, introduzindo-se a variável preço de amendoim na equação básica. Em vista da publicação de onde foram retirados os dados apresentar duas séries de preços para amendoim de acordo com o tamanho do grão, estimaram-se equações utilizando-se ambas as séries de preços (equações III e IV). Em ambas as equações os coeficientes de determinação obtidos continuaram baixos.

Nova equação é estimada (V), substituindo-se agora, na equação anterior, a variável preço de amendoim por preço de castanha comum. Este produto, conforme comentários anteriores, é considerado o principal competidor da castanha de caju. Analisando-se, porém, a equação citada, e outras equações onde a variável preço de castanha comum é incluída, verifica-se que os resultados estatísticos alcançados são bastante deficientes.

Estimaram-se, então, equações (VI e VII) cujas variáveis explicativas acreditava-se serem as mais importantes. Tais ajustamentos compreendiam, além das variáveis básicas (preço de castanha de caju e renda *per capita* disponível), as variáveis preço de amendoim e castanha comum. Estes ajustamentos, ao contrário do que se esperava, não apresentaram bons resultados. Os valores dos coeficientes de determinação encontrados foram cerca de 0,53 e todos os parâmetros estimados, à exceção dos coeficientes de elasticidade-renda, não se apresentaram estatisticamente significativos.

Tentando-se melhorar os resultados encontrados no ajustamento anterior, estimou-se nova equação, eliminando aquelas variáveis que haviam apresentado baixo poder explicativo. Esta equação, apresentada na tabela 7, foi a que evidenciou melhores resultados estatísticos (equação X).

A escolha da equação XII ao invés da X, deve-se ao inconveniente relacionado com a variável *walnut*. Observa-se que a partir de 1959 (apêndice 1), ocorre uma queda bastante acentuada no preço de *walnut*, pelo fato de os preços, a partir deste ano, referirem-se a um tipo mais barato. Outro fato que contribuiu para a eliminação da equação X foi o de acreditar-se que a influência de *walnut* sobre o consumo da castanha de caju seja pouco expressiva. Note-se ainda que este produto praticamente não aparece nas misturas de nozes salgadas.

Conforme se evidencia na tabela 7 (equação XII), a demanda norte-americana por castanha de caju é do tipo inelástica. O coeficiente de elasticidade-preço da procura é

Tabela 7

Equações estimadas da demanda por amêndoa de caju, nos EUA, no período 1950-69, segundo o modelo bilogarítmico

Equações estimadas	Interseção A	Estimativas dos coeficientes de regressão (testes t entre parênteses)										F	R <sup>2</sup>	Coeficiente Durbin Watson		
		b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>	b <sub>6</sub>	b <sub>7</sub>	b <sub>8</sub>	b <sub>9</sub>						
I	- 2,186	- 0,170 (- 0,785)												5,728**	0,4026	1,62
II	- 1,774	0,025 (0,449)	- 0,163 (- 0,735)											3,707**	0,4100	1,65 <sup>b</sup>
III	- 2,751	- 0,259 (- 1,120)	0,238 (1,068)											4,231**	0,4423	1,77
IV	- 3,131	- 0,301 (- 1,427)		0,451 (1,959)**										5,737**	0,5182	1,97
V	- 2,193	- 0,230 (- 1,143)			0,197 (2,016)**									5,864**	0,5237	1,91
VI	- 1,621	- 0,168 (- 0,752)	- 0,242 (- 0,708)		0,288 (1,774)**									4,386**	0,5391	1,92
VII	- 2,692	- 0,277 (- 1,281)		0,229 (0,680)	0,120 (0,800)									4,366**	0,5379	2,02
VIII	- 3,063	- 0,223 (- 1,179)	0,102 (0,307)		- 0,024 (- 1,143)	0,140 (0,768)	0,591 (2,680)**	- 0,077 (- 0,544)						4,931***	0,7420	2,41
IX	- 2,867	- 0,206 (- 1,055)		0,003 (0,011)	0,015 (0,103)	0,153 (0,805)	0,568 (2,482)**	- 0,062 (- 0,458)						4,880***	0,7400	2,31
X	- 3,190	- 0,219 (- 1,366)*				0,174 (1,225)	0,596 (3,556)***							10,415***	0,7352	2,25 <sup>b</sup>
XI	- 1,943	- 0,272 (- 1,203)	0,148 (0,571)			0,241 (1,099)		- 0,157 (- 0,930)						3,323**	0,5427	1,94 <sup>b</sup>
XII	- 2,400	- 0,320 (- 1,522)*		0,362 (1,615)		0,216 (1,188)		- 0,151 (- 1,016)						4,299**	0,6056	2,18 <sup>b</sup>
XIII	- 1,355	- 0,204 (- 0,888)	- 0,189 (- 0,495)		0,210 (1,188)	0,191 (0,867)		- 0,106 (- 0,619)						3,086**	0,5876	1,91
XIV	- 2,299	- 0,311 (- 1,379)*		0,319 (0,939)	0,029 (0,172)	0,199 (0,935)		- 0,154 (- 0,981)						3,339**	0,6065	2,18

- Os níveis de significância para os testes t e F são: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

- Para a estatística Durbin Watson a significância está indicada por a = significativo a 5% e b = inconclusivo a 5%.

- O teste Durbin Watson não foi aplicado para os ajustamentos com mais de cinco variáveis independentes.

- A variável dependente é o consumo de amêndoa de caju, em libras por habitante.

de - 0,320, indicando que uma variação de 10% no preço deste produto deve acarretar uma redução no seu consumo de 3,2%. Conseqüentemente, reduções no preço de castanha de caju devem acarretar quedas na receita total proveniente da venda deste produto.

Convém observar que a estimativa deste coeficiente, assim como a de outros, acha-se bastante limitada pela natureza dos dados usados neste estudo. Tendo em vista que o consumo de castanhas de caju diz respeito a diferentes tipos de castanhas, dever-se-ia usar, em lugar do preço de determinado tipo, os preços médios anuais de todos os tipos. Por outro lado, não obstante as castanhas de caju dos tipos W 320 e LWP serem as mais populares, e seus preços terem um comportamento bastante próximo, suas proporções na quantidade importada são diferentes. Desde que o tipo W 320 é o que apresenta maior proporção na quantidade importada, seus preços devem aproximar-se, razoavelmente, dos preços médios que incluam todos os tipos.

O fato de nas pesquisas anteriores ter-se utilizado o preço do tipo W 320 (Ratnam e Nuckols), deve explicar, em parte, a diferença entre os valores dos coeficientes de elasticidade encontrados neste estudo e aqueles determinados nas pesquisas citadas.

O valor de estimativa do coeficiente de elasticidade-renda, obtido na equação estimada, foi de 0,570. Esta variável foi a que mais contribuiu na explicação de variação no consumo de castanha de caju. O coeficiente de elasticidade-renda encontrado para este fator indica que uma variação de 10% na renda disponível *per capita* dos consumidores deve levar a um aumento de 5,7% na quantidade consumida de castanha de caju. O fato de a castanha de caju caracterizar-se como um produto de luxo talvez sugerisse a hipótese de que o seu coeficiente de elasticidade fosse maior do que 1. Entretanto, uma possível explicação para a não-ocorrência deste fato é a pequena parcela da renda dos consumidores gasta neste produto.

Os produtos para os quais foram estimados coeficientes de elasticidade-preço cruzada da procura são: amendoim, avelã e castanha-do-pará. Para o primeiro obteve-se um coeficiente de 0,362. Espera-se, portanto, que uma variação de 10% no preço de amendoim induza uma variação de 3,6% no consumo de castanhas de caju no mesmo sentido. Desta forma o amendoim mostra-se um produto competitivo da castanha de caju.

Em vista dos resultados da pesquisa anterior,<sup>13</sup> aplicou-se um teste bilateral (t de Student) para verificar a significância estatística desta estimativa. Conforme se observa na tabela 7, a estimativa encontrada não foi estatisticamente significativa ao nível de 10%.

A avelã, analogamente ao amendoim, mostrou-se um produto competitivo da castanha de caju. O coeficiente de elasticidade-preço cruzada estimado para este produto foi de 0,216. Daí esperar-se que uma variação de 10% no preço de avelã provoque uma variação da ordem de 2,2%, no mesmo sentido, no consumo de castanha de caju.

Finalmente, o coeficiente de elasticidade encontrado para a castanha-do-pará teve o valor de - 0,106. Ao contrário do que se esperava, o coeficiente estimado para este produto indica uma relação complementar entre a castanha-do-pará e a castanha de caju. Portanto, um aumento de 10% no preço da castanha-do-pará deveria acarretar uma redução de 1,1% no consumo de castanha de caju.

Verifica-se, portanto, fracas relações de substituição e complementaridade entre a castanha de caju e as outras nozes consideradas no estudo.

## 5.2 Mercado norte-americano - análise II

Para esta segunda análise foram estimadas duas equações de regressão com base nos mesmos modelos anteriores (bilogarítmico, semilogarítmico e log-inverso). Embora esta análise não tenha permitido a inclusão como variável independente o preço da outra noz, apresenta a vantagem de ter-se utilizado, nas equações estimadas, o preço médio CIF Nova Iorque das castanhas de caju importadas durante o período considerado (1950-69). A impossibilidade de ter-se usado tais dados na primeira análise, deve-se às diferenças nos calendários anuais dos dados utilizados na primeira e segunda análises.

Portanto, o principal interesse em realizar esta segunda análise foi o de avaliar a influência do preço da castanha de caju sobre a quantidade comprada deste produto, quando se considera o preço médio de todos os tipos de castanhas de caju, ao invés de apenas um determinado tipo.

Todas as equações estimadas são encontradas na tabela 8. Para cada modelo foram estimadas duas equações, usando ora a variável renda *per capita* disponível ( $X_2$ ), ora esta mesma variável defasada de um ano ( $X_3$ ).<sup>14</sup> Embora os coeficientes de determinação obtidos com a variável  $X_2$  fossem um pouco superiores àqueles encontrados com a variável  $X_3$ , nas equações estimadas com esta última, encontram-se melhores resultados quanto à autocorrelação nos resíduos. De uma maneira geral as estimativas dos parâmetros encontrados mostraram-se bastante significativas.

A equação II, obtida com o modelo bilogarítmico, é comentada a seguir. Constata-se nesta equação que os coeficientes de elasticidade estimados apresentam valores maiores que os da análise anterior. Algumas das justificativas para tais resultados são as seguintes: primeiro, porque os dados utilizados nesta análise diferem daqueles usados anteriormente; e, segundo, devido à possibilidade de algumas das variáveis omitidas no ajustamento terem as suas contribuições sendo expressas através das variáveis utilizadas na equação em estudo.

Embora o valor do coeficiente de elasticidade-preço-procura mostre-se maior que o anterior, a procura por castanha de caju continua sendo preço-inelástica. Conforme o coeficiente estimado, dever-se-ia esperar que um aumento de 10% no preço da castanha de caju induzisse a uma queda de 7,8% no consumo.

Tabela 8

Equações estimadas da demanda por amêndoa de caju, nos EUA, no período 1950-69

Modelos e equações estimadas	Interseção A	Estimativa dos coeficientes de regressão <sup>1</sup>			F	R <sup>2</sup>	Coeficiente Durbin Watson
		b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>			
bilog; Equação I	- 2,875	- 0,833 (- 3,118)***	1,154 (4,785)***		11,650***	0,5781	2,48 <sup>b</sup>
bilog; Equação II	- 2,706	- 0,784 (- 2,928)***		1,075 (4,604)***	10,790***	0,5593	2,29
semilog; Equação I	- 1,624	- 0,668 (- 3,026)***	0,937 (4,703)***		11,289***	0,5704	2,39
semilog; Equação II	- 1,481	- 0,626 (- 2,818)***		0,870 (4,493)***	10,314***	0,5482	2,18
log-inv; Equação I	- 0,289	- 14,701 (- 3,137)***	956,503 (4,802)***		11,619***	0,5775	2,45
log-inv; Equação II	- 0,303	- 13,438 (- 2,870)***		891,802 (4,563)***	10,497***	0,5525	2,23

<sup>1</sup> Os números entre parênteses correspondem ao teste *t*.

O nível de significância para os testes *t* e *F* é: \*\*\* 1%.

- Para a estatística Durbin Watson a significância está indicada por *b* = inconclusivo a 5%.

- A variável dependente é o consumo de amêndoa de caju, em libras/habitante.

Quanto à estimativa do coeficiente de elasticidade-renda, este indica, ao contrário daquele encontrado na análise anterior, uma procura renda-elástica. Com base na estimativa deste coeficiente, espera-se que uma variação de 10% na renda disponível *per capita* dos consumidores provoque, no mesmo sentido, uma variação de 10,7% no consumo de castanha de caju.

Note-se, entretanto, que os resultados desta análise sofreram a limitação inerente à variável  $X_3$ . Este fato deve-se a que os dados sobre contumo *per capita* e preços de castanha de caju, para determinado ano, por exemplo, 1957, na realidade referem-se aos quatro meses finais deste ano e aos oito iniciais no ano seguinte (1958). Por sua vez, os dados da variável  $X_3$  referem-se, realmente, aos 12 meses do ano seguinte (1958).

### 5.3 Mercado soviético

O estudo de demanda para o mercado soviético, assim como os realizados para o mercado norte-americano, é justificado pela proporção das quantidades importadas de castanha de caju, por estes países, em relação ao total exportado mundialmente.

Entretanto, deve-se destacar as diferenças entre o sistema político-econômico vigente na União Soviética e o dos Estados Unidos. Uma das primeiras conseqüências deste fato é que a variável preço de castanha de caju não deve ter tanta importância sobre a quantidade comprada deste produto no mercado soviético quanto tem nos Estados Unidos. Além disto, praticamente todas as importa-

ções soviéticas de castanha de caju originam-se da Índia. As trocas entre estes países são realizadas através de contratos bilaterais. A União Soviética envia tratores e outros equipamentos para a Índia, a serem pagos em rupias, as quais são usadas na compra de produtos em disponibilidade no mercado indiano.

Por outro lado, a quantidade comprada de castanha de caju pela União Soviética é determinada anualmente por uma Junta do Planejamento Central, que, por sua vez, deve refletir os desejos dos consumidores.

Considerando que as importações soviéticas de castanha de caju tiveram início praticamente em 1955, e tendo em vista o acentuado crescimento destas importações no período 1955-71, presume-se que a aceitação deste produto pela população soviética tenha sido um fator bastante importante no aumento de sua demanda.

Outrossim, desde que a quantidade adquirida deste produto é trocada por bens produzidos na União Soviética, à medida que se amplia a produção destes bens aumenta-se a capacidade de compra de castanha de caju.

Diante destas considerações, resolveu-se utilizar duas variáveis independentes, visando explicar a variação no consumo de castanha de caju. A primeira variável ( $X_1$ ), o tempo, foi introduzida na tentativa de se captar o efeito sobre o consumo de castanha de caju, exercido pela mudança na preferência dos consumidores.

A introdução da segunda variável ( $X_2$ ), o produto interno bruto *per capita*, é claramente justificada pelas considerações já citadas.

Desta forma, foram estimadas duas equações para cada modelo utilizado (bilogarítmico, semilogarítmico,

Tabela 9

Equações estimadas da demanda por amêndoa de caju, nos EUA, no período 1950-69, segundo o modelo semilogarítmico

Equações estimadas	Interseção A	Estimativas dos coeficientes de regressão (testes t entre parênteses)										F	R <sup>2</sup>	Coeficiente Durbin Watson			
		b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>	b <sub>6</sub>	b <sub>7</sub>	b <sub>8</sub>	b <sub>9</sub>	b <sub>9</sub>						
I	- 1,085		- 0,128 (- 0,715)											0,502 (3,287)***	5,641**	0,0000	0,00
II	- 0,848	0,014 (0,310)	- 0,125 (- 0,674)											0,424 (1,429)*	3,593**	0,4025	1,69
III	- 1,460		- 0,187 (- 0,966)	0,158 (0,845)										0,575 (3,255)***	3,936**	0,4246	1,77
IV	- 1,881		- 0,239 (- 1,370)*		0,363 (1,997)*									0,656 (4,086)***	5,752***	0,5189	2,01
V	- 1,090		- 0,173 (- 1,015)			0,148 (1,781)**								0,460 (3,163)***	5,300***	0,4984	1,86
VI	- 0,534		- 0,113 (- 0,599)	- 0,236 (- 0,816)		0,236 (1,723)*								0,326 (1,481)*	4,058**	0,5198	1,88
VII	- 1,663		- 0,227 (- 1,254)		0,263 (0,933)	0,060 (0,472)								0,596 (2,888)***	4,161**	0,5259	2,02
VIII	- 1,816		- 0,155 (- 0,984)	0,081 (0,293)		- 0,034 (- 0,239)				0,082 (0,544)	0,528 (2,888)***	- 0,070 (- 0,596)		0,392 (1,998)**	4,902***	0,7409	2,48
IX	- 1,676		- 0,154 (- 0,956)		0,060 (0,231)	- 0,020 (- 0,165)				0,098 (0,657)	0,493 (2,604)**	- 0,062 (- 0,558)		0,384 (1,976)**	4,884***	0,7402	2,43
X	- 1,941		- 0,154 (- 1,160)							0,100 (0,848)	0,523 (3,752)***			0,406 (3,617)***	10,284***	0,7527	2,35 <sup>b</sup>
XI	- 0,784		- 0,194 (- 1,007)	0,103 (0,466)						0,170 (0,907)		- 0,137 (- 0,963)		0,378 (1,780)**	2,972**	0,5149	1,96 <sup>b</sup>
XII	- 1,228		- 0,243 (- 1,373)*		0,323 (1,719)*					0,134 (0,878)				0,476 (2,430)**	4,083**	0,5932	2,24 <sup>b</sup>
XIII	- 0,292		- 0,138 (- 0,700)	- 0,179 (- 0,550)		0,176 (1,164)				0,128 (0,679)		- 0,096 (- 0,656)		0,248 (1,043)	2,766	0,5607	1,92
XIV	- 1,252		- 0,245 (- 1,294)		0,334 (1,169)	- 0,007 (- 0,050)				0,138 (0,772)		- 0,140 (- 1,078)		0,481 (2,095)**	3,161**	0,5933	2,24

- Os níveis de significância para os testes t e F, são: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

- Para a estatística Durbin Watson a significância está indicada por a = significativo a 5% e b = inconclusivo a 5%.

- O teste Durbin Watson não foi aplicado para os ajustamentos com mais de cinco variáveis independentes.

- A variável dependente é o consumo de amêndoa de caju, em libras por habitante.

Tabela 10

Equações estimadas da demanda por amêndoa de caju, nos EUA, no período 1950-69, segundo o modelo log-inversa

Equações estimadas	Interseção A	Estimativas dos coeficientes de regressão (testes t entre parênteses)										F	R <sup>2</sup>	Coeficiente Durbin Watson		
		b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>	b <sub>6</sub>	b <sub>7</sub>	b <sub>8</sub>	b <sub>9</sub>						
I	-0,257	-3,534 (-0,936)											338,305 (3,430)***	6,043**	0,4155	1,66
II	-0,264	-3,507 (-0,901)											519,245 (-2,509)**	3,804**	0,4163	1,06 <sup>b</sup>
III	-0,152	-4,526 (-1,148)	2,549 (0,915)										611,261 (3,461)***	4,269**	0,4446	1,75
IV	-0,031	-3,505 (-1,506)*		3,792 (1,919)*									689,259 (4,162)***	5,893***	0,5247	2,05
V	-0,227	-3,850 (-1,080)			2,202 (1,764)*								454,712 (2,928)***	5,568***	0,5107	1,87
VI	-0,353	-2,675 (-0,683)	-3,517 (-0,775)		3,565 (1,646)*								302,276 (1,200)	4,222**	0,5296	1,92
VII	-0,089	-5,027 (-1,309)		2,594 (0,865)	1,010 (0,541)								603,223 (2,597)**	4,298**	0,5340	2,06
VIII	-0,017	-4,132 (-1,242)	1,731 (0,361)		-0,667 (-0,287)	4,421 (0,832)							433,271 (1,844)**	4,775***	0,7358	2,45
IX	-0,041	-4,083 (-1,176)		0,647 (0,232)	-0,262 (-0,145)	5,211 (1,010)							408,677 (1,824)**	4,735***	0,7341	2,36
X	-0,006	-4,014 (-1,423)*			5,071 (1,250)								426,896 (3,533)***	9,998***	0,7272	2,29 <sup>b</sup>
XI	-0,291	-4,507 (-1,202)	1,559 (0,466)		7,256 (1,186)								353,490 (1,681)*	3,659**	0,5685	1,98 <sup>b</sup>
XII	-0,164	-5,432 (-1,525)*		2,965 (1,496)	6,590 (1,334)								453,089 (2,217)**	4,612**	0,6222	2,25 <sup>b</sup>
XIII	-0,381	-3,414 (-0,868)	-2,400 (-0,449)		2,264 (0,952)	6,512 (1,052)							211,345 (0,817)	3,205**	0,5966	1,92
XIV	-0,158	-5,498 (-1,407)*		3,074 (1,048)	-0,107 (-0,052)	6,738 (1,151)							460,501 (1,804)***	3,570**	0,6223	2,25

- Os níveis de significância para os testes t e F, são: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

- Para a estatística Durbin Watson a significância está indicada por a = significativo a 5% e b = inconclusivo a 5%.

- O teste Durbin Watson não foi aplicado para os ajustamentos com mais de cinco variáveis independentes.

- A variável dependente é o consumo de amêndoa de caju, em libras por habitante.

log-inverso), as quais são apresentadas na tabela 9. Em todas as equações estimadas os coeficientes de determinação apresentam valores bem elevados. Analogamente, as estimativas dos parâmetros estimados apresentaram-se bastante significativos. Destas, selecionou-se a equação II, obtida a partir do modelo bilogarítmico. Deve-se observar, com respeito à equação selecionada e o respectivo modelo utilizado na sua estimativa, que: em primeiro lugar, optou-se pelas equações que incluíam ambas as variáveis explicativas (tempo e PIB). Esta opção deve-se à importância dada à variável ou variáveis representadas pelo tempo, sobre a variação no consumo de castanha de caju na União Soviética. Em segundo lugar, observa-se que no modelo semilogarítmico a equação estimada, incluindo ambas as variáveis explicativas, apresenta um coeficiente de regressão negativo para a variável tempo, resultado que não é coerente com os comentários feitos anteriormente. Por último, no modelo log-inverso, a equação II apresenta os resíduos positivamente correlacionados.

O valor do coeficiente de determinação encontrado nesta equação é de 0,915, enquanto os coeficientes de regressão das variáveis tempo e produto interno bruto *per capita* (PIB) são 0,55 e 1,43, respectivamente. As conclusões sugeridas por tais coeficientes são as seguintes: primeiro, que uma variação de 10% no produto interno bruto *per capita* deve provocar um aumento no consumo de castanha de caju de 14,3%. E, segundo, que uma variação de cerca de 10% no fator representado pelo tempo induz a um aumento da ordem de 5,5% no consumo deste pro-

duto. O que acontece é que a variável tempo está representando o efeito de fatores que devem ter grande influência sobre o consumo de castanha de caju. Evidentemente, os valores atribuídos à variável tempo não quantificam precisamente os fatores omitidos no modelo. Entretanto, desde que os valores que possam medir realmente e que tais fatores estejam altamente correlacionados com os valores atribuídos ao tempo, tal substituição é justificada.

A variável PIB apresenta-se bastante correlacionada com a variável tempo, acarretando erros nas estimativas coeficientes de regressão. Entretanto, a importância atribuída à variável tempo e a sua elevada significância estatística fez com que se optasse pela sua permanência.

## 6. CONCLUSÕES

Até os anos iniciais da década de 60, a Índia monopolizava praticamente todo o comércio mundial de castanha de caju. A partir daí, verificou-se uma mudança nesta situação, com os demais países exportadores aumentando sempre suas participações no total de castanha de caju exportada mundialmente.

Esta mudança deve-se, sobretudo, ao estabelecimento de unidades mecanizadas de beneficiamento de castanha de caju nos países do leste africano, permitindo-lhes competir com o produto indiano.

Tabela 11

Equações estimadas da demanda por amêndoa de caju, na União Soviética, no período 1956-71

Modelos e equações estimadas	Interseção A	Estimativa dos coeficientes de regressão <sup>1</sup>		F	R <sup>2</sup>	Coeficiente Durbin Watson
		b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>			
bilog; Equação I	- 10,411		3,146 (9,833)***	96,690***	0,8814	1,44 <sup>b</sup>
bilog; Equação II	- 5,800	0,550 (2,178)**	1,432 (1,713)*	64,652***	0,9150	1,56
semilog; Equação I	- 1,600		0,575 (8,966)***	80,400***	0,8608	1,71
semilog; Equação II	- 2,338	- 0,088 (- 1,627)	0,849 (4,742)***	46,233***	0,8859	2,15
log-inv; Equação I	0,253		1.200,7 (10,785)***	116,332***	0,8994	1,56
log-inv; Equação II	0,0481	0,326 (1,656)*	960,737 (5,737)***	67,334***	0,9181	1,50 <sup>b</sup>

<sup>1</sup> Os números entre parênteses correspondem ao teste *t*.

Os níveis de significância para os testes *t* e *F* são: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

- Para a estatística Durbin Watson a significância está indicada por *b* = inconclusivos a 5%.

- A variável dependente é o consumo de amêndoa de caju, em libras/habitante.

Quanto aos principais países consumidores de castanha de caju, constatou-se que a União Soviética e os Estados Unidos absorveram cerca de 70% da castanha de caju exportada mundialmente no período de 1961-71.

Outros países que são importantes consumidores de castanha de caju: Canadá, as duas Alemanhas, Reino Unido e Austrália. Verificou-se também que países como o Reino Unido e a Alemanha Oriental tiveram reduzidas significativamente suas participações no total mundial deste produto no período analisado (1961-71). Por outro lado, países como o Japão e a Holanda têm aumentado acentuadamente suas importações de castanha do caju.

Quanto aos preços médios pagos no mercado norte-americano às quantidades importadas nos últimos anos, observa-se uma relativa estabilidade nos mesmos.

Em virtude da natureza dos dados utilizados neste estudo e, conseqüentemente, do baixo poder explicativo das equações estimadas, as conclusões que possam ser tiradas deste trabalho são bastante limitadas.

Em ambas as análises os coeficientes de elasticidade-preço da procura por castanha de caju, nos Estados Unidos indicaram uma demanda inelástica por este produto, não obstante ter apresentado maior significância estatística na segunda análise. Esta conclusão é mais fácil de ser aceita, haja vista que nas pesquisas feitas anteriormente também se conclui por uma demanda preço-inelástica. Portanto, presume-se que uma redução no preço de castanha de caju resulta em menor receita total proveniente da venda deste produto.

A influência do preço de outras nozes sobre o consumo de castanha de caju nos Estados Unidos não pode ser comprovada estatisticamente.

As estimativas dos coeficientes de elasticidade-preço cruzada sugerem que as relações de substituição e complementaridade entre a castanha de caju e as outras nozes sejam pouco expressivas. Estas sugestões, quanto à intensidade das relações, mostram-se bastante razoáveis, pois presume-se que, à exceção do amendoim e da castanha comum, a influência sobre o consumo de castanha de caju exercida por outras nozes seja pequena.

Por sua vez, conforme foi observado, não foi possível utilizarem-se os preços pagos no atacado de Nova Iorque à castanha comum. Em vista de não se conseguirem tais dados, usaram-se os preços de castanha comum pagos ao produtor. Provavelmente esta substituição limitou o poder explicativo desta variável sobre o consumo de castanha do caju.

Outro fato que também deve ter influenciado os resultados obtidos neste estudo é o de não se ter considerado a existência de estoque na definição do consumo *per capita* de castanha de caju.

Quanto ao coeficiente de elasticidade encontrado para renda, a análise sugere uma demanda renda-elástica.

Para o mercado soviético, os coeficientes de determinação das equações estimadas apresentaram-se bastante elevados. Os parâmetros estimados foram estatisticamente significativos e o coeficiente de elasticidade-renda indicou uma demanda bastante elástica. ■

<sup>1</sup> Ratnam, Nittala. *Economic analysis of the competitive position of India in world cashew trade*. Tese de Ph.D. Hawaii, University of Hawaii, p. 111, 1969.

<sup>2</sup> Rocheti, G. & Mosele, L. *Produzione e commercio mondiali dell'anacardio*. *Revista di Agricoltura Subtropicale e Tropicale*. Firenze, Instituto Agronomico per L'Oltremare, p. 56, 1969.

<sup>3</sup> Centro de Ciências Agrárias. *Postulação de recursos para execução do plano sobre cajueiro*. Fortaleza, Universidade Federal do Ceará, p. 5, 1973.

<sup>4</sup> EAPA. *Aspecto socioeconômico da cultura de caju no Nordeste*. Brasília, Ministério da Agricultura, Secretaria-Geral, Subsecretaria de Planejamento e Orçamento p. 22, 1972.

<sup>5</sup> Superintendência do Desenvolvimento do Estado do Ceará (Sudec). *Ampliação e implantação de cultura do cajueiro no Ceará*. Fortaleza, p. 2, 1971.

<sup>6</sup> Maiores detalhes em ITC-UNDIAD-GATT. *Cashew marketing*. Geneva, p. 50-3, 1968.

<sup>7</sup> Ratnam, Nittala. op. cit. p. 127.

<sup>8</sup> Nuckols, Gray Norwood Jr. *An analysis of demand cashew nuts in the United States; with emphasis on the solted nut trade*. Virginia, Virginia Polytechnic Institute, 1963. p. 1-4 (Research Report, n. 72).

<sup>9</sup> Ratnam, Nittala. op. cit. p. 127.

<sup>10</sup> Nuckols, Gray Norwood, Jr. op. cit. p. 1.

<sup>11</sup> Ratnam, Nittala. op. cit. p. 135.

<sup>12</sup> Os comentários feitos para as equações estimadas segundo o modelo bilogarítmico também são válidos para as mesmas equações estimadas com os modelos semilogarítmico e log-inversa.

<sup>13</sup> No seu estudo Ratnam sugere uma relação complementar entre amendoim e castanha de caju.

<sup>14</sup> Ao consumo de castanha de caju de determinado ano associava-se a renda *per capita* do ano seguinte.