

**ESTRUTURA DO COMÉRCIO INTERNACIONAL DA AMÊNDOA DE
CASTANHA DE CAJU (ACC) DO BRASIL**

Walter de Carvalho Parente

DA-22726
FC00005549-8

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À COORDENAÇÃO DO CURSO DE
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL, COMO REQUISITO
PARCIAL PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

UFC/BU/BEA 01/06/1998



R809128 Estrutura do comércio
C418353 internacional da
T634.573 1253e

Fortaleza - Ceará
1990



À minha esposa Cândida
À minha filha Juliana
Aos meus pais

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Ceará (EMATERCE), pela oportunidade oferecida para a realização do Curso de Pós-Graduação (Mestrado) em Economia Rural.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo apoio financeiro que me foi concedido durante a vigência da realização do curso.

Em caráter muito especial, ao professor o orientador José Jesus de Sousa Lemos, pela eficiência, dedicação e incentivo dispensados no decorrer desta pesquisa e pela convivência camarada que me tem demonstrado.

Aos professores conselheiros Roberto Cláudio de Almeida Carvalho e Mauro Barros Gondim, pelas valiosas críticas, sugestões e correções decisivas para a conclusão deste trabalho.

Aos professores do Curso de Pós-Graduação, pela sabedoria e conhecimentos recebidos.

A Francisco Mavignier Cavalcante França, técnico do BNB/ETENE, e a Carlos Roberto Machado Pimentel, pesquisador da EMBRAPA/CNPq, pelas valiosas críticas e sugestões por ocasião da elaboração deste trabalho.

Ao Engenheiro Agrônomo José Belarmino Parente e à Professora Nadir Quezado Parente, meus tios, pelo apoio e incentivos dados ao longo do meu desenvolvimento profissional.

A João Beserra Neto, pela grande contribuição dada por ocasião do processamento dos dados utilizados neste trabalho.

Aos funcionários do Departamento de Economia Agrícola, em especial, Celina Leão Prado, Clarisa Viana de Vasconcelos, Maria Clotildes Coelho Magno e Valdelice Maria dos Santos, pela contribuição e amizade dispensados ao longo da realização do curso.

Ao meu irmão, Fernando de Carvalho Parente, pelo trabalho de digitação para a edição do presente trabalho.

Aos amigos João Bosco Farias e Paulo Sérgio Farias, pelo apoio dado para a realização do curso.

A todos meus colegas de curso, em especial, Claudenor Pinho de Sá, pela amizade fraternal demonstrada ao longo da realização do curso.

Enfim, a todos as demais pessoas que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a minha formação.

SUMÁRIO

	página
LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	x
LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE	xi

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO	01
1.1. Importância Sócio-econômica da Comercialização da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)	01
1.2. O Problema e Sua Importância	12
1.3. Objetivos	16

CAPÍTULO II

2. METODOLOGIA	18
2.1. Fontes dos Dados	18
2.2. Modelos de Análise	18
2.2.1. Aspectos da Produção Mundial de Castanha de Caju e do Comércio Internacional da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)	19
2.2.2. Identificação e Estimativa dos Parâmetros Estruturais da Oferta e da Demanda de Exportação da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil	20
2.2.2.1. Modelo Econométrico	20
2.2.2.1.1. Modelo de Equilíbrio	21
2.2.2.1.2. Modelo de Desequilíbrio	24
2.2.2.1.3. Aspectos Relevantes na Estimação dos Modelos de Equilíbrio e de Desequilíbrio	28

CAPÍTULO III

	página
3. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS	36
3.1. Aspectos da Produção Mundial de Castanha de Caju	36
3.2. Projeções das Produções do Brasil e Índia	54
3.3. O Comércio Internacional da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)	56
3.4. Projeções dos Níveis de Exportação de ACC do Brasil e da Índia	78
3.5. Estimativa dos Parâmetros Estruturais (Elasticidades) da Oferta e Demanda por Exportações de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil	81
3.5.1. Modelo de Equilíbrio	82
3.5.1.1. Equação Estrutural da Demanda	82
3.5.1.2. Equação Estrutural da Oferta	86
3.5.2. Modelo de Desequilíbrio	88
3.5.2.1. Equação Estrutural da Demanda	89
3.5.2.2. Equação Estrutural da Oferta	93
3.5.3. Estabilidade Dinâmica dos Coeficientes Estimados para os Modelos	96
3.5.4. Adequação dos Ajustamentos	96
3.5.5. Comparação Entre os Modelos de Equilíbrio e Desequilíbrio	98

CAPÍTULO IV

4. RESUMO, CONCLUSÕES E SUGESTÕES	99
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	110
APÊNDICES	115
APÊNDICE A	116
APÊNDICE B	117
APÊNDICE C	120
APÊNDICE D	124
APÊNDICE E	133

LISTA DE TABELAS

TABELA	página
1	Evolução da Renda per capita, a Custo de Fatores em US\$ Corrente, do Nordeste e do Brasil, no Período 1970/86. 3
2	Principais Produtos Exportados pela Região Nordeste, no Período 1979/87. 5
3	Receita Cambial do Estado do Ceará e Participação dos Principais Produtos da Pauta de Exportações nos Anos de 1987 e 1988. 6
4	ICM arrecadado pelo Estado do Ceará com Produtos Básicos (Nota Fiscal Avulsa), no Período 1978/87. 8
5	Área com Cajuais Colhidos e Empregos Gerados, por Ocasão da Colheita, na Região Nordeste do Brasil, no Período 1975/87. 11
6	Produção Mundial de Castanha de Caju, no Período 1970/87. 39
7	Área Colhida com Cajuais, nos Principais Estados Produtores e no Nordeste no Período 1975/87. 46
8	Área Aprovada para Reflorestamento com Cajuais no Nordeste com Recursos do Fundo de Investimento Setorial (FISSET), no Período 1979/86. 49

TABELA

página

9	Área Efetiva Reflorestada no Estado do Ceará com recursos do Fundo de Investimento Setorial (FISSET), no Período 1970/87.	51
10	Evolução da Produtividade de Castanha dos Cajuais nos Principais Estados Produtores, no Período 1975/87.	53
11	Quantidades e Origens de Castanha de Caju Destinados ao Parque Industrial de Beneficiamento da Índia, no Período 1970/87.	58
12	Exportação Mundial de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC), Segundo os Maiores Produtores no Período 1966/87.	61
13	Capacidade Instalada e Utilizada das Empresas de Beneficiamento de Castanha de Caju no Brasil, em 1987.	64
14	Países Maiores Importadores Mundiais de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) e Suas Respectivas Quantidades, no Período 1980/87.	66
15	Principais Importadores de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil e Suas Respectivas Importações Totais e Provenientes do Brasil, no Período 1981/86.	73

TABELA

página

16	Características Estatísticas da Equação Estrutural de Demanda de Exportação de ACC, Modelo de Equilíbrio, Brasil, 1964/87.	83
17	Características Estatísticas da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC, Modelo de Equilíbrio, Brasil, 1964/87.	87
18	Características Estatísticas da Equação de Demanda de Exportação de ACC, Modelo de Desequilíbrio, Brasil, 1964/87.	90
19	Características Estatísticas da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC, Modelo de Desequilíbrio, Brasil, 1964/87.	94

LISTA DE FIGURAS

FIGURA

página

- | | | |
|---|---|----|
| 1 | Preço Médio Real, no Mercado Internacional da "Almonds" e da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) no Período 1982/87. | 68 |
| 2 | Preço Real Médio da ACC do Brasil e da Índia no Período 1960/87. | 75 |

LISTA DE TABELAS DO APÊNDICE

TABELA	página
1A	Dados Básicos Utilizados na Pesquisa. 116
1B	Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 1, Modelo de Equilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87. 117
2B	Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 2, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação de ACC do Brasil, 1964/87. 118
3B	Características Estatísticas de Equação de Forma Reduzida 3, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87. 119
1C	Características Estatísticas da Equação Estrutural da Oferta, Proposta Inicial, Modelo de Equilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87. 120
2C	Características Estatísticas da Equação Estrutural da Oferta, Proposta Inicial, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87. 121
3C	Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 1, Proposta Inicial, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87. 122

TABELA

página

4C	Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 2, Proposta Inicial, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87.	123
1E	Valores Residuais das Equações Estruturais Seleccionadas para Representar o Mercado de Exportação da ACC do Brasil, Modelos de Equilíbrio e Desequilíbrio, 1964/87.	137
2E	Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil, Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	138
3E	Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC do Brasil, Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	139
4E	Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil, Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	140
5E	Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil, Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	141

TABELA

página

6E	Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	142
7E	Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	143
8E	Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	144
9E	Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.	145
10E	Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	146

TABELA

página

11E	Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	147
12E	Distribuição de X^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	148
13E	Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.	149

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO

1.1. Importância Sócio-econômica da Comercialização Externa da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)

A amêndoa de castanha de caju (ACC) se não é muito significativa dentro da pauta de exportação do Brasil, apresenta-se como um dos produtos mais promissores do ponto de vista da demanda internacional por produtos brasileiros, tendo em vista o grande incremento na sua comercialização no mercado mundial a partir da década de sessenta e que se mantém até a atual. Este fato tem gerado uma expectativa na obtenção, sempre crescente, de benefícios sócio-econômicos oriundos deste comércio. Mas a importância da magnitude destes benefícios somente assume uma forma mais relevante quando se leva em consideração que são distribuídos no Nordeste, que se caracteriza como a região do país a apresentar a menor renda per capita, uma agricultura pouco tecnificada e um acentuado fluxo migratório do rural.

QUES PRODUTORES E EXPORTADORES PELA COMARCA

Segundo dados da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (FIBGE), a região Nordeste é responsável por 98% da produção nacional de castanha de caju, a matéria-prima da ACC. Por sua vez, as estatísticas da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE) apontam os Estados do Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte como possuidores de toda a indústria de beneficiamento deste produto, sendo o Estado do Ceará detentor de 90% de toda a capacidade instalada. FRANÇA (1988) estima que 90% da produção de ACC são destinados ao mercado externo, sendo que, segundo dados da CACEX, em torno de 98% desta ACC saem do porto de Fortaleza. Tendo em vista estes fatos, pode-se afirmar que a ACC é um produto tipicamente de exportação e, acima de tudo, nordestino, o que faz com que os benefícios oriundos de sua comercialização sejam distribuídos nesta região.

*INTROD
PROB*

*INTROD
PROB*

RENDIA PER-CAPITA DO CE/NE/BR

Uma série de estudos sócio-econômicos mostra o baixo índice de desenvolvimento apresentado pelo o Nordeste, mesmo quando comparado às demais regiões brasileiras, principalmente a Sul e a Sudeste, e ao Brasil como um todo. A renda per capita tem-se tornado o índice econômico mais utilizado nestes estudos, a fim de avidenciar o hiato desfavorável apresentado por esta região e as outras. Estudo realizado por LEMOS (1988) evidencia este fato. Na TABELA 1 mostra-se a releção entre a renda per capita do Nordeste e do Brasil no período 1970/86. Conforme se observa, o índice apresentado pelo Nordeste, no período, mostra-se bastante pequeno em relação ao do Brasil que, por sua vez, é possuidor de um baixo índice quando comparado aos países industrializados. Em 1982, ano em que a relação Nordeste/Brasil apresentou a maior magnitude, a proporção foi de apenas 51,2% (TABELA 1). Este fato evidencia a necessidade premente do Nordeste promover elevações do seu nível de renda. Para que tal ocorra, faz-se necessário o incremento da produtividade nos seus três setores econômicos, enfatizando prioritariamente o setor primário, em virtude da forma seqüencial de desenvolvimento descrita por ROSTOW e citada por LEITE (1983).

Para promoção da modernização do setor produtivo nordestino, torna-se uma condição "sine qua non" a injeção de recursos neste setor. É neste contexto ^{que se tem nos} que a geração de recursos, através de divisas estrangeiras, assume um papel preponderante, principalmente quando se leva em conta que a alocação interna de recursos de um setor para outro da economia tem sofrido atualmente uma série de restrições por parte das autoridades monetárias do país. Neste sentido, o comércio externo da amêndoa de castanha de caju (ACC) tem-se mostrado amplamente vantajoso para a região em virtude da sua expressiva receita cambial obtida nos últimos anos.

ANÁLISE COMPARATIVA DA ACC COM OUTROS PRODUTOS EXPORT.

Na TABELA 2 mostram-se os principais produtos exportados pelo o Nordeste no período 1979/87. Observa-se que a ACC, a partir de 1980, passou a ocupar o terceiro lugar na

TABELA 1: Evolução da Renda "per capita", a Custo de Fatores em US\$ Corrente, do Nordeste e do Brasil, no período 1970/86.

A N O	NORDESTE (N) (US\$)	BRASIL (B) (US\$)	N/B (%)
1970	169,69	385,72	44,0
1971	203,90	441,65	46,2
1972	234,07	506,24	46,2
1973	321,74	674,83	47,7
1974	396,32	882,47	44,9
1975	467,51	1.044,55	44,8
1976	567,29	1.244,33	45,6
1977	639,91	1.403,59	45,6
1978	745,72	1.637,16	45,5
1979	848,90	1.827,32	46,5
1980	872,35	1.902,26	45,9
1981	1.010,07	2.036,15	49,6
1982	1.043,50	2.036,65	51,2
1983	733,65	1.460,52	50,2
1984	732,00	1.452,00	50,4
1985	727,30	1.499,00	49,2
1986	864,27	1.728,87	50,0

FORNTE: LEMOS, J.J.S., et alli (1988).

pauta de exportações desta região, perdendo apenas para os derivados de cacau e da cana-de-açúcar. Um fator merecedor de destaque diz respeito à variação da renda cambial da ACC no período 1979/80. Em um período de apenas um ano, a cifra passou de US\$ 38,3 milhões para US\$ 69,1 milhões, correspondendo a um aumento global de 80,4%. Neste curto período de tempo a ACC passou do oitavo para terceiro lugar como produto gerador de divisas estrangeiras para o Nordeste. A TABELA 2 ilustra, ainda, que a ACC foi o produto que mais apresentou incremento na sua receita de exportação no período 1979/87. No ano de 1987, a receita cambial obtida com este produto foi de US\$ 86 milhões, equivalendo a um aumento global de 124,7% em relação a obtida em 1979. Este crescimento torna-se mais expressivo quando se leva em conta que produtos tradicionais na pauta de exportações nordestina, como os derivados da cana-de-açúcar e do cacau, mostraram, no mesmo período, decréscimos acentuados nas suas receitas cambiais.

Como se observa na TABELA 2 a ACC é um produto que se mostra por demais representativo na geração de divisas estrangeiras para a região Nordeste, o que possibilita grandes retornos, em forma de bens de capital, aos seus investidores.

IMPORTÂNCIA ECONÔMICA PARA O ESTADO DO CEARÁ

Conforme já foi citado, o Estado do Ceará é o maior exportador brasileiro de ACC, sendo, conseqüentemente, quem mais obtém benefícios com este produto. Na pauta de exportações deste Estado, a ACC destaca-se com o principal produto (TABELA 3). Observa-se que no ano de 1987 a receita cambial obtida com este produto foi de US\$ 86 milhões, já em 1988 foi atingida a cifra de US\$ 103,2 milhões, correspondendo, respectivamente nestes dois anos, a 32,8% e 35,0% do total da receita cambial deste Estado.

Na TABELA 3 ilustra-se a participação da lagosta, cera de carnaúba e os textéis, na ordem, com os demais produtos mais representativos dentro da pauta de exportações do Ceará.

TABELA 2: Principais Produtos Exportados Pela Região Nordeste no Período 1979/87

(US\$1.000)

PRODUTOS	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Açúcar									
- Demerara	247.004	562.071	505.171	222.426	260.915	250.237	166.284	141.071	134.399
- Refinado	62.014	145.717	230.507	115.773	76.794	108.840	85.807	98.464	99.566
Cacau									
- Cacau em Amêndoas	429.292	275.728	203.971	203.971	269.788	235.057	342.201	259.366	241.889
- Manteiga de Cacau	99.431	133.558	116.832	89.901	98.144	134.020	144.130	140.128	95.007
- Torta de Cacau	47.073	21.498	10.218	9.019	15.885	34.846	23.574	17.235	18.602
- Licor de Cacau	254.942	185.523	176.838	74.593	112.076	184.947	164.836	118.788	67.816
Castanha de Caju	38.303	69.102	78.443	67.190	69.002	66.416	103.433	108.088	86.067
Cera de Carnaúba	19.617	16.982	17.783	14.434	12.847	10.186	12.697	16.094	15.928
Ferro-Cromo	20.611	21.164	29.435	21.433	13.434	21.898	24.663	21.560	16.061
Fumo em Folha	60.444	51.385	54.872	46.175	41.278	35.933	32.725	42.351	15.805
Lagostas Frecas, Refrigeradas ou Congeladas	53.710	37.460	49.960	49.077	29.008	51.526	38.964	25.399	53.594
Óleo de Mamona (Bruto* Refinado)	78.772	71.237	52.494	26.217	19.024	39.040	28.679	31.497	49.991
Sisal									
- Sisal em Bruto	46.434	58.904	34.289	17.699	36.485	30.734	26.797	23.458	20.238
- Cordéis, Cordas e Cabos de Sisal	64.303	70.692	65.963	48.003	54.806	65.175	53.930	47.059	16.938
Outros	445.062	608.351	1.062.455	950.036	1.260.400	1.448.747	1.179.856	974.502	1.507.193
T O T A L	1.963.642	2.314.238	2.688.182	1.955.947	2.369.886	2.717.600	2.428.576	2.022.712	2.439.094

FONTE: CADEX - Banco do Brasil S.A.
FRANÇA, F.M. C. (1988)

Um fator que merece ser destacado é o montante da receita cambial obtido com a ACC que chegou a representar, em 1988, o dobro do montante obtido com o produto segundo colocado na pauta, que é a lagosta. A magnitude da receita cambial obtida com o comércio exterior da ACC, mostra a importância econômica que este produto representa para o Ceará.

TABELA 3: Receita Cambial do Estado do Ceará e Participação dos Principais Produtos da Pauta de Exportações nos Anos de 1987 e 1988.

PRODUTOS	1 9 8 7		1 9 8 8	
	VALOR US\$ FOB	PARTICIPA ÇÃO (%)	VALOR US\$ FOB	PARTICIPA ÇÃO (%)
Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)	86.045.296	32,8	103.239.451	35,0
Lagosta	48.467.520	18,5	47.167.416	16,0
Texteis	20.807.732	7,9	39.562.4522	13,4
Cera de Carnaúba	18.093.321	6,9	19.241.372	6,5
Outros	88.568.962	33,9	85.710.428	29,1
T O T A L	261.982.831	100,0	294.921.119	100,0

FONTE: CACEX - Banco do Brasil S.A.

VOLUME DE TRIBUTOS (ICM) GERADOS PELO CEARÁ

Além das divisas estrangeiras, o comércio externo da ACC tem um efeito representativo sobre a arrecadação do imposto sobre circulação de mercadorias (ICM) pelos Estados nodestinos produtores de castanha de caju. A fim de se evidenciar este

IIIP

fato, analisar-se-á o volume de ICM arrecadado, através de nota fiscal avulsa pelos principais produtos básicos no Estado do Ceará no período 1978/87 (TABELA 4). Aqui é excluído o ICM arrecadado com produtos produzidos diretamente pelas indústrias de beneficiamento. Os valores monetários da TABELA 4 são reais, isto é, foram corrigidos pelo Índice Geral de Preços por Atacado (Disponibilidade Interna), extraído da revista Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas, com base modificada para valores constantes de 1987.

Na TABELA 4 mostra^{se} que no período 1978/87 o algodão e a castanha de caju foram, entre os produtos básicos, os que mais contribuíram com arrecadação de ICM no Estado do Ceará. O algodão, o principal produto mostrou, no período, uma acentuada redução no volume de ICM arrecadado. No ano de 1978 o montante arrecadado com este produto foi de Cz\$832,7 milhões, correspondendo a uma participação relativa ao total arrecadado com produtos básicos de 60,3%; enquanto que em 1987 o total arrecadado com o mesmo produto foi de Cz\$190,2 milhões, equivalendo a uma participação de 27,8%. Em termos de decréscimo médio anual, o algodão foi, entre os produtos básicos, o que apresentou a maior taxa, tanto em ICM arrecadado (-12,3%) quanto na sua participação relativa (-5,7%).

Diferentemente do comportamento apresentado pelo algodão, a castanha de caju mostrou, no período 1978/87, um crescimento acentuado no volume de ICM arrecadado, tornando-se mais representativa em relação ao total de ICM, arrecadado com produtos básicos no Ceará, passando de 6,4%, em 1978, para 22,5% em 1987. Neste ano, portanto, a participação relativa da castanha de caju na arrecadação de ICM foi inferior à participação do algodão em apenas 5,3 pontos percentuais (TABELA 4).

O comportamento ascendente da arrecadação de ICM com a castanha de caju apresenta um maior contraste quando é comparado com o total arrecadado (nota fiscal avulsa) com todos

TABELA 6: IGM Arrecadado pelo Estado do Ceará com Produtos Básicos (Nota Fiscal Avulsas), no Período 1978/87.

PRODUTO	ALGODÃO ^b		CASTANHA DE CAJU		BOVINOS		LAGOSTA	
	VALOR Cz\$1,00	PARTICI PAÇÃO %	VALOR Cz\$1,00	PARTICI PAÇÃO %	VALOR Cz\$1,00	PARTICI PAÇÃO %	VALOR Cz\$1,00	PARTICI PAÇÃO %
1978	832.668.873	60,3	88.063.030	6,4	39.784.127	2,8	-	-
1979	708.997.936	52,9	135.047.780	10,1	48.017.438	3,5	5.157.937	0,4
1980	744.672.479	59,6	132.995.040	10,7	36.700.186	2,9	8.837.652	0,7
1981	388.490.692	47,7	99.370.540	12,2	52.083.081	6,4	6.605.513	0,8
1982	394.332.077	51,0	79.924.872	10,4	54.370.540	7,0	5.355.966	0,7
1983	504.901.627	62,4	45.948.196	5,7	77.294.371	9,6	4.295.156	0,5
1984	558.353.498	54,5	175.465.965	17,2	71.085.893	6,9	8.890.296	0,9
1985	625.940.818	53,4	213.373.212	18,2	67.117.489	5,7	7.877.347	0,7
1986	241.391.635	37,4	112.406.092	17,4	34.594.510	5,3	8.780.097	1,4
1987	190.249.434	27,8	153.681.793	22,5	58.119.475	8,5	21.184.940	3,1
TCC ^a	-12,3*	-5,7*	4,4	11,1*	3,3	9,9*	10,8*	17,1*

Continua...

TABELA 6 (Continuação)

PRODUTO	CANA-DE-AÇÚCAR		OUTROS		TOTAL	
	VALOR Cz\$1,00	PARTICI- PAÇÃO %	VALOR Cz\$1,00	PARTICI- PAÇÃO %	VALOR Cz\$1,00	PARTICI- PAÇÃO %
ANO						
1978	29.899.106	2,2	390.889.560	28,3	1.381.3304.696	100,0
1979	24.412.607	1,8	419.326.517	31,3	1.340.960.215	100,0
1980	28.236.194	2,3	297.451.918	23,8	1.248.893.469	100,0
1981	38.465.837	4,7	230.223.785	28,2	815.239.448	100,0
1982	36.895.428	4,8	201.603.875	26,1	772.482.758	100,0
1983	6.618.599	0,8	170.088.831	21,0	809.146.780	100,0
1984	18.281.574	1,8	190.862.922	18,7	1.011.936.148	100,0
1985	36.303.886	3,1	221.295.194	18,9	1.175.907.946	100,0
1986	23.833.017	3,7	224.965.312	34,8	645.970.663	100,0
1987	20.130.552	2,9	240.679.863	35,2	684.044.353	100,0

TCC^a

-3,9 2,8 -6,6* 0,1 -6,7* -

FONTE: Relatórios da Secretaria da Fazenda do Estado Ceará - SEFAZ.

(a): Taxa Geométrica Média Anual de Crescimento, expressa em percentagem, obtida por meio da equação de regressão $Y_t = ae^{rt}$.

(b): Inclui algodão em rama e pluma.

(*): Indica significância a nível de 5%.

Obs.: Os valores foram corrigidos através do Índice Geral de Preços, ano base de 1987-FGV.

os produtos básicos no Estado do Ceará que se mostrou descendente, no período 1978/87, apresentando uma taxa de crescimento médio anual negativa de valor absoluto igual a 6,7%. Um outro fator a ser considerado diz respeito à participação da lagosta que é o segundo produto em importância na pauta de exportações do Ceará e, que no tocante à arrecadação de ICM, apresenta uma reduzida participação relativa, variando de 0,4%, em 1979, para 3,1% no ano de 1987 (TABELA 4).

Baseando-se nos dados descritos nesta análise, pode-se inferir que, a curto-prazo, a castanha de caju torna-se-á o produto com maior participação no total de ICM arrecadado, no Estado do Ceará, referente a produtos básicos.

Além do baixo nível de renda "per capita" apresentado pela região Nordeste, um fator tem afetado esta região, que é o êxodo rural. Segundo estudiosos nas áreas social e econômica, a razão deste fato prende-se, essencialmente, à reduzida oferta de emprego no campo após a época da colheita dos produtos tradicionais, como o milho, feijão e algodão, que se dá a partir do mês de setembro. Neste aspecto, a cajucultura tem-se mostrado de fundamental importância para a região, tendo em vista que sua colheita é realizada no período que se estende de setembro a novembro e, desta forma, coincidindo com o período de sazonalidade do emprego no campo. Em decorrência deste fato, a cajucultura pode atuar como um redutor do fluxo migratório dos rurícolas.

Na TABELA 5 mostra-se a evolução da área com cajuais colhidos e os empregos gerados no campo por ocasião desta colheita no período 1975/88. Observa-se que a área colhida e o número de empregos gerados apresentaram, no período, um acréscimo representativo. A taxa geométrica média anual de crescimento (TGC) foi de 8,3%. No ano de 1975, o número de empregos gerados foi de 18 mil, elevando-se para 88,2 mil em 1988. Estes números têm sua importância, fundamentalmente, no

TABELA 5 - Área com Cajueiros Colhidos e Empregos Gerados na Região Nordeste do Brasil no Período 1975/87.

ANOS	ÁREA COLHIDA (ha)	EMPREGO GERADO POR HECTARE (b) (n/ha)	TOTAL DE EMPREGOS GERADOS (n)
1975	107.497	0,167	17.952
1976	120.654	0,167	20.149
1977	133.998	0,167	22.378
1978	153.504	0,167	25.635
1979	167.756	0,167	28.015
1980	183.383	0,167	30.625
1981	201.790	0,167	33.699
1982	231.401	0,167	38.644
1983	230.685	0,167	38.524
1984	318.563	0,167	53.200
1985	364.450	0,167	60.863
1986	405.367	0,167	67.696
1987	488.942	0,167	88.278
TCC (a)	8,3*	-	8,3*

FONTE: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - FIBGE. FRANÇA, F.M.C. (1988).

(a): Taxa Geométrica Anual de Crescimento, expressa em porcentagem, obtida através da equação de regressão $Y_t = ae^{rt}$.

(b): Levou-se em conta o coeficiente técnico estimado pela EMBRAPA/EMBRATER para a colheita de 1 ha que é de 15 h/d.

(*): Indica significância ao nível de 1%.

aspecto social, pois representam as quantidades de rurícolas que deixam de migrar para os grandes centros urbanos.

O crescimento expressivo do número de empregos gerados por ocasião da colheita nos cajuais nordestinos deveu-se à elevada demanda da castanha pela indústria de beneficiamento que, por sua vez, ocorreu em virtude do franco incremento da demanda da ACC do Brasil no mercado mundial.

Segundo a Associação Brasileira da Indústria de Caju (ABIC), esta indústria é responsável por 20.000 empregos gerados nos centros urbanos, do Nordeste, sendo o maior número em Fortaleza.

O comércio externo da amêndoa de castanha de caju (ACC), portanto, mostra-se por demais importante para o Brasil, especialmente para a região Nordeste, devidos aos significantes benefícios sócio-econômicos obtidos de forma direta e indireta. Assim, pode-se afirmar que a adoção, por parte do Brasil, de qualquer política visando favorecer a comercialização externa de ACC, terá, como retorno, benefícios importantes para o desenvolvimento nordestino.

1.2. O Problema e Sua Importância

O crescente desequilíbrio externo por que tem passado o Brasil nas últimas décadas, proporcionou um movimento anormal de capital, levando o governo brasileiro a intensificar medidas que visem ampliar a faixa de exportações com a finalidade de obter "superavits" crescentes na balança comercial.

Um fator notável no comércio exterior brasileiro, nos últimos 20 anos, foi a crescente participação dos produtos industrializados no total das exportações, que passou de 21%, em 1969, para 60%, em 1983 (NEVES, 1985). Este crescimento acentuado da participação dos manufaturados na pauta de

exportações foi resultado de um esforço do governo através, principalmente, de créditos em bases preferenciais, a fim de tornar os seus produtos competitivos frente aos principais concorrentes, os países industrializados.

Além do desequilíbrio externo, o Brasil tem enfrentado um "deficit" no seu balanço de pagamentos, o que tem concorrido para um rigoroso ajustamento interno de sua economia. Por isso, políticas fiscal e monetária de caráter restritivo têm sido postas freqüentemente em prática, tendo como resultado uma acentuada escassez de liquidez na economia brasileira, o que dificulta a adoção de uma política de subsídio.

Em virtude da ocorrência desses desajustamentos, os produtos primários, principalmente os agrícolas, poderão readquirir a condição de primeiros colocados na pauta de exportações. Visto que, por ocasião da comercialização, não requerem crédito pós-embarque, adiantamento de cambiais entregues (ACE), tendo em vista que as operações são freqüentemente à vista, o que não acontece com produtos mais elaborados (NEVES, 1985).

A redução da participação dos produtos agrícolas na pauta de exportações deveu-se, principalmente, a uma acentuada intervenção do governo na comercialização de produtos que, ao mesmo tempo, eram destinados aos mercados externo e interno. Segundo LOPES (1988), o objetivo do governo foi suprir o abastecimento interno a baixos preços, visando conter o processo inflacionário. Com esta política intervencionista, produtos tradicionais na pauta de exportações brasileiras, como a soja e o algodão, experimentaram um decréscimo acentuado em suas receitas cambiais. Outros produtos, considerados não tradicionais, mostraram, no mesmo período, um comportamento atípico, como foi o caso da amêndoa de castanha de caju (ACC) que apresentou um incremento acentuado no volume de suas exportações. A quantidade de ACC exportada no ano de 1970, foi X

de apenas 4,6 mil toneladas, enquanto que, em 1985, a quantidade exportada foi de 25 mil toneladas, o que representa um aumento global de 444% (EDIBLE NUT STATISTICS, 1981,1987).

A castanha de caju produzida no Brasil é um produto típico de exportação, tendo em vista que mais de 90% são destinados ao mercado externo, sendo que cerca de 80% da receita de exportação obtida com este produto são provenientes da ACC (FRANÇA, 1988). Apesar deste fato e da franca ascendência das exportações brasileiras de ACC, são escassos, na literatura específica brasileira, estudos dos fatores inerentes ao mercado internacional deste produto.

No comércio internacional da amêndoa de castanha de caju (ACC) têm-se, de um lado, cinco países que são responsáveis por quase a totalidade da produção de castanha de caju e da oferta de ACC (Índia, Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia); e do outro, treze países que se apresentam como demandadores de quase todo o volume de ACC comercializado (EDIBLE NUT STATISTICS, 1987).

Apesar do reduzido número de países supridores de ACC e da grande quantidade de países compradores, a cotação do preço deste produto no mercado internacional, segundo agentes econômicos envolvidos neste mercado, tem seu sentido de causalidade fortemente determinado do lado da demanda. Isto se verifica em virtude de uma grande concentração do mercado importador, pois, apesar do grande número de importadores de ACC, os Estados Unidos, segundo a EDIBLE NUT STATISTICS (1987), são responsáveis, a partir de 1985, por cerca de 65% das importações mundiais. Isto, segundo o corpo técnico da CACEX, tem levado a uma situação de monopólio por parte deste país, significando para os países exportadores uma não otimização de suas receitas, especialmente para o Brasil que tem cerca de 80% das suas exportações de ACC destinados ao Estados Unidos.

Além dos Estados Unidos, apresentam-se, como países

importadores de ACC, a URSS, Canadá, Alemanha Ocidental, Japão, Países Baixos, Reino Unido, Austrália e outros países europeus. Estes países são industrializados e de elevada renda "per capita", o que tem levado autores como LOPES NETO (1981) e FRANÇA (1988) a afirmarem que a ACC é um bem de luxo.

Atualmente a Índia é o maior exportador mundial de ACC, vindo a seguir o Brasil, Moçambique, Tanzânia e o Quênia. Na mesma ordem, estes países também são os maiores produtores de matéria-prima da ACC, a castanha de caju. A partir da década de setenta, vários fatores condicionaram mudanças tanto no quadro produtivo como da comercialização da ACC. O Brasil, que até o ano de 1970, ocupava o quarto e terceiro lugar na produção de caju e comercialização de ACC, respectivamente, já, no ano de 1981, passou à categoria de segundo colocado, tanto na produção como na comercialização de ACC. Ao longo de toda a história do comércio internacional de ACC, a Índia vem-se mantendo no primeiro lugar em termos de volume exportado deste produto. Mas com o presente início de remodelação da indústria de beneficiamento de castanha de caju nos países africanos, especialmente na Tanzânia, o comércio internacional da castanha não beneficiada tenderá a se exaurir. Desta forma a parcela do mercado de ACC mantida por um determinado país será função direta da sua capacidade de produção interna da matéria-prima, a castanha de caju.

Os poucos estudos realizados sobre a comercialização de ACC, entre eles o de LOPES NETO (1981), são unânimes em afirmar que o Brasil, no futuro, será o maior produtor de castanha de caju e maior exportador daquele produto. Estas inferências, a se confirmarem, condicionarão o Brasil a um maior poder de barganha no mercado internacional da ACC. Desta forma, torna-se importante um estudo de alguns aspectos da produção de castanha de caju nos tradicionais países produtores e da comercialização internacional da ACC, a fim de mensurar o período de tempo necessário a estas possíveis mudanças.

A produção de castanha de caju e o suprimento internacional de ACC são restritos praticamente a cinco países, o que torna o mercado mundial um caso notável de situação oligopolista. Isto, segundo BACHA, citado por FINAGEIV (1976), torna os participantes encorajados a se comunicarem e a cooperarem entre si, mas os ganhos advindos da cooperação "industrial" dependem das parcelas específicas relativas ao mercado total. À medida que a parcela do país exportador é relativamente pequena, ele se defronta com uma curva de demanda de exportação relativamente preço-elástica. O contrário ocorre quando essa parcela é relativamente grande.

Para que o Brasil adote qualquer política de mercado no sentido de maximizar sua receita de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC), torna-se crucial o conhecimento, além de sua parcela específica relativa ao mercado, da estrutura da oferta e, sobretudo, da demanda de seu produto no mercado mundial. Isto se faz necessário, segundo CARVALHO (1986), em virtude de que toda e qualquer oscilação na oferta tem o seu grau de impacto na receita cambial determinado, em grande parte, pela magnitude dos parâmetros estruturais da demanda.

Conforme o exposto, observa-se que se torna imprescindível um estudo que forneça indicador confiável dos parâmetros (elasticidades) associados ao mercado de exportação de ACC, tendo em vista que o sucesso de uma política de mercado externo está na dependência direta de conhecimento dos fatores que o regulam.

1.3. Objetivos

O objetivo geral do presente estudo consiste em identificar e analisar os fatores que influenciam a demanda e oferta de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC) do Brasil no mercado mundial.

Especificamente, pretende-se: a) analisar os aspectos da produção mundial de castanha de caju e do comércio internacional da amêndoa de castanha de caju (ACC); b) determinar o tempo necessário para que se verifiquem possíveis alterações nas posições dos países quanto as quantidades produzidas e comercializadas, no mundo, de castanha de caju e amêndoa de castanha de caju (ACC), respectivamente; c) identificar, estimar e avaliar as respostas da demanda e da oferta de exportação da amêndoa de castanha de caju (ACC) do Brasil a variações em preço, renda e outras variáveis explicativas; d) fornecer, com base nos resultados do presente estudo, subsídios aos tomadores de decisões no tocante à política comercial deste produto.

CAPÍTULO II

2. METODOLOGIA

2.1. Fontes dos Dados

Os dados utilizados nesse estudo são de séries temporais, abrangendo o período 1960/87, sendo os mesmos provenientes de fontes secundárias.

As séries de quantidade produzidas e exportadas pelo Brasil e dos demais países foram transcritas da Edible Nut Statistics. As séries de preços de exportação de ACC do Brasil e da Índia foram fornecidas pelo Banco do Brasil, através de sua Carteira de Comércio Exterior (CACEX). A renda per capita dos Estados Unidos e seu respectivo índice geral de preços foram transcritos da International Financial Statistics do Fundo Monetário Internacional (FMI). A quantidade de ACC exportada pela Índia e o preço médio deste produto foram utilizados, respectivamente, como "proxis" da quantidade ofertada de ACC pelos demais países competidores e preço médio deste produto no mercado mundial. Por sua vez, a renda per capita dos Estados Unidos foi utilizada como uma "proxi" da renda per capita dos países importadores de ACC do Brasil, tendo em vista que este país importa em torno de 80% do produto brasileiro.

2.2. Modelos de Análise

No presente estudo, serão feitos dois tipos de análise: primeiramente analisar-se-ão os aspectos da produção mundial de castanha de caju e do comércio internacional da amêndoa de castanha de caju (ACC). Em segundo lugar, estimar-se-ão e analisar-se-ão os parâmetros estruturais da oferta e da demanda de exportação deste produto.

2.2.1. Aspectos da Produção Mundial de Castanha de Caju e do Comércio Internacional da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC)

Através de uma revisão bibliográfica e de um estudo retrospectivo, analisam-se alguns fatores condicionantes e limitantes da produção de castanha de caju nos países grandes produtores, ou seja, Índia, Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia. Será feita uma análise tabular desta produção no período 1970/87. Para a série de produção de cada país será determinada a sua respectiva taxa geométrica média anual de crescimento, que servirá para determinar o período de tempo necessário para que ocorram possíveis mudanças na posição dos países quanto a produção e exportação de ACC.

A linha de estudo adotado para o comércio internacional da ACC será a mesma adotada para os aspectos da produção. Analisam-se, aqui mecanismos reguladores deste mercado. Mostra-se o comportamento do mercado em termos de expansão ou contração, tanto para o produto brasileiro como para os demais concorrentes comerciais, principalmente a Índia. O comportamento das quantidades exportadas será estudado utilizando-se, também, a taxa geométrica média anual de crescimento.

A taxa geométrica média anual de crescimento utilizada na análise será obtida por meio da equação de regressão na forma

$$Y_t = ae^{rt+\mu}$$

onde,

- Y = série temporal estudada;
- e = base neperiana;
- r = taxa geométrica média anual de crescimento;
- t = período de tempo em anos;
- μ = termo de perturbação.

Imp
MSTO
20/04

Com a aplicação de logarítimo natural, tem-se a seguinte equação:

$$\ln y_t = \ln a + r t + \mu$$

2.2.2. Identificação e Estimativa dos Parâmetros Estruturais da Oferta e da Demanda de Exportação de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil

Por ocasião da estimação dos parâmetros estruturais também serão determinados o preço e a quantidade que equilibram o mercado. Para tanto, utiliza-se um sistema de equações simultâneas, tendo em vista que o preço e quantidade exportada são determinados conjuntamente.

2.2.2.1. Modelo Econométrico

O modelo econométrico adotado será o proposto originalmente por HOUTHAKKER e TAYLOR e utilizado por GOLDSTEIN e KHAN (1978), LUNDBORG (1981) e CARVALHO (1986). Este modelo apresenta duas versões. A primeira refere-se ao modelo de equilíbrio, em que, o ajustamento da quantidade exportada ao preço de exportação é instantâneo. A segunda versão trata-se do modelo de desequilíbrio, onde as transações podem ocorrer de acordo com os preços que não equilibram o mercado (GOLDSTEIN e KHAN, 1978).

A forma funcional adotada, no presente estudo, será a bilogaritmica, tendo em vista a sua grande aplicabilidade em estudos dessa natureza. FINAGEIV (1976), GOLDSTEIN & KHAN (1978), LUNDBORG (1981), CARVALHO (1976) e PITI (1976), ao estudarem o comportamento estrutural do mercado de exportação de alguns produtos, adotaram esta forma, tendo sido obtidos ajustes satisfatórios.

2.2.2.1.1. Modelo de Equilíbrio

O modelo de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC) do Brasil pode ser representado por um sistema composto de duas equações, sendo uma de demanda e a outra de oferta de exportação, e por uma condição de equilíbrio que se apresenta na forma a seguir:

$$\ln x_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln PM_t + \alpha_3 \ln RM_t + \alpha_4 \ln QM_t + \mu_1 \quad (1)$$

$$\ln x_t^s = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_{t-4} + \beta_2 \ln QI_t + \beta_3 \ln RB_t + \beta_4 \ln T + \mu_2 \quad (2)$$

$$\ln x_t^d = \ln x_t^s = \ln x_t \quad (3)$$

onde,

x_t^d = quantidade demandada de ACC do Brasil no mercado externo, expressa em toneladas, no ano t;

PX_t = preço médio real da ACC do Brasil no mercado externo. Valores expressos em US\$ FOB/ton, no ano t;

PM_t = preço médio real da ACC dos demais países competidores no mercado mundial. Valores expressos em US\$/ton, no ano t;

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

QM_t = quantidade de ACC ofertada pelos demais países do mercado, expressa em toneladas, no ano t;

x_t^s = quantidade ofertada de ACC pelo Brasil, expressa em toneladas, no ano t;

PX_{t-k} = igual a PX_t , defasada em "k" anos;

QI_t = produção de castanha de caju no Brasil, expressa em toneladas, no ano t;

RB_t = renda per capita real do Brasil, expressa em US\$, no ano t;

T = tendência ou tempo (1960=1);

μ_1, μ_2 = termos de distúrbio associados às equações (1) e (2), respectivamente.

Neste sistema de equações, as variáveis X_t^d , X_t^s e PX_t são endógenas, sendo as demais predeterminadas.

Na equação de demanda (1), $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ e α_4 são os coeficientes que medem a variação proporcional da quantidade demandada de ACC do Brasil em relação às variações proporcionais nas variáveis explicativas associadas a estes coeficientes. Desta forma, esperam-se que estes coeficientes apresentem o seguinte comportamento:

$$\alpha_1 < 0; \alpha_2 > 0; \alpha_3 > 0 \text{ e } \alpha_4 \geq 0$$

sendo:

$$\alpha_1 = \frac{\partial \ln(X_t^d)}{\partial \ln(PX_t)};$$

$$\alpha_2 = \frac{\partial \ln(X_t^d)}{\partial \ln(PM_t)};$$

$$\alpha_3 = \frac{\partial \ln(X_t^d)}{\partial \ln(RM_t)}; \text{ e}$$

$$\alpha_4 = \frac{\partial \ln(X_t^d)}{\partial \ln(QM_t)};$$

Na equação de oferta de exportação (2), $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_4 são, respectivamente, os coeficientes que medem a variação proporcional na quantidade ofertada de ACC pelo Brasil em relação às variações proporcionais nas variáveis: preço médio defasado da ACC do Brasil no mercado mundial, produção interna de castanha de caju, renda "per capita" do Brasil e tempo ou tendência, onde se esperam os seguintes sinais:

$$\beta_1 > 0; \beta_2 > 0; \beta_3 < 0 \text{ e } \beta_4 \geq 0$$

na qual:

$$\beta_1 = \frac{\partial \ln(X_t^E)}{\partial \ln(PX_t)};$$

$$\beta_2 = \frac{\partial \ln(X_t^S)}{\partial \ln(QI_t)};$$

$$\beta_3 = \frac{\partial \ln(X_t^S)}{\partial \ln(RB_t)} \text{ e}$$

$$\beta_4 = \frac{\partial \ln(X_t^S)}{\partial \ln(T)}.$$

As equações (1) e (2) constituem o modelo de equilíbrio e os parâmetros estruturais podem ser obtidos estimando-se simultaneamente estas duas equações, desde que os termos dos erros sejam independentes. Com o objetivo de se obter o efeito exclusivamente das variáveis predeterminadas sobre as variáveis endógenas, resolvem-se estas duas equações para se obter a forma reduzida:

$$\ln PX_t = a_0 + a_1 \ln PX_{t-k} + a_2 \ln QI_t + a_3 \ln RB_t + a_4 \ln RM_t + a_5 \ln RM_t + a_6 \ln QM_t + a_7 \ln T + \mu_3 \quad (4)$$

em que:

$$a_0 = \frac{\beta_0 - \alpha_0}{\alpha_1}; \quad a_1 = \frac{\beta_1}{\alpha_1}; \quad a_2 = \frac{\beta_2}{\alpha_1}; \quad a_3 = \frac{\beta_3}{\alpha_1};$$

$$a_4 = \frac{-\alpha_2}{\alpha_1}; \quad a_5 = \frac{-\alpha_3}{\alpha_1}; \quad a_6 = \frac{-\alpha_4}{\alpha_1}; \quad a_7 = \frac{\beta_4}{\alpha_1}$$

$$\text{e } \mu_3 = \frac{\mu_2 - \mu_1}{\alpha_1}.$$

2.2.2.1.2. Modelo de Desequilíbrio

Um ajustamento simultâneo de preço e quantidade, no mercado de produtos agrícolas, mostra-se por demais restritivo, tendo em vista a presença de fatores institucionais e estruturais que geram possíveis desequilíbrios (CARVALHO, 1986).

YANG e HU, citados por CARVALHO (1986), identificam duas fontes causadoras de desequilíbrio. A primeira é o ajustamento imperfeito de preço que pode ocorrer em razão de: (a) competição imperfeita; (b) prática de fixação de preços em função de custos; e (c) natureza específica de alguns fatores, como o trabalho, para os quais, a obtenção de equilíbrio é socialmente inviável. A segunda fonte refere-se a restrições de preço de caráter institucional como controle, tabelamento e fixação de preços, custo de ajustamento, custo de informação, informação imperfeita, estoque, controles diversos e contratos.

O mercado de exportação de amêndoa de castanha de caju (ACC) contém uma série de fatores causadores de desequilíbrio. Do lado da demanda, podem ser citados: a grande concentração do mercado importador pelos Estados Unidos e a tentativa freqüente da formação de estoque de ACC subsidiada por parte deste país. Pelo lado da oferta, têm-se os subsídios dados às exportações, a incapacidade de se gerar estoque em virtude da escassez da matéria-prima, a castanha de caju, o longo ciclo biológico do cajueiro e a instabilidade na produção de castanha decorrente de fatores climáticos desfavoráveis e incidências de pragas e doenças.

O mercado preferencial mantido entre a Índia e a URSS é outro fator causador de desequilíbrio no mercado de exportação de ACC.

No modelo de desequilíbrio, a pressuposição é de que

O ajustamento das exportações decorre da diferença existente entre a demanda de exportação em um período "t" atual e em um período anterior. Desta forma, este modelo para o mercado de exportação de ACC é dado por:

$$\ln X_t - \ln X_{t-k} = \gamma \{ \ln X_t^d - \ln X_{t-k} \} + \mu_4 \quad (5)$$

onde γ é o coeficiente de ajustamento ($0 < \gamma < 1$), X_{t-k} é a quantidade de exportações defazada de "k" anos. Valores de γ mais próximos de zero, expressam presença mais acentuada de desequilíbrio no mercado. Na presença de desequilíbrio, X_t e X_{t-k} referem-se a quantidades transacionadas no mercado de exportação, nos períodos t e t-k, respectivamente.

O ajustamento da função (5) pressupõe que a quantidade exportada pelo Brasil ajusta-se às condições de excesso de demanda no resto do mercado.

Substituindo a equação (1) na equação (5), obtém-se a equação de demanda de exportação, considerando o desequilíbrio no mercado externo da ACC:

$$\ln X_t = b_0 + b_1 \ln PX_t + b_2 \ln PM_t + b_3 \ln RM_t + b_4 \ln QM_t + b_5 \ln X_{t-k} + \mu_5 \quad (6)$$

sendo:

$$b_0 = \gamma \alpha_0; b_1 = \gamma \alpha_1; b_2 = \gamma \alpha_2; b_3 = \gamma \alpha_3; b_4 = \gamma \alpha_4; b_5 = (1-\gamma) \quad \text{e} \\ \mu_5 = \gamma \mu_1 + \mu_4.$$

Desde que, $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 > 0$, $\alpha_3 > 0$ e $\alpha_4 \geq 0$;
espera-se que $b_1 < 0$, $b_2 > 0$, $b_3 > 0$, $b_4 \geq 0$ e $b_5 > 0$;

onde,

$$b_1 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(PX_t)}; b_2 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(PM_t)}; b_3 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(RM_t)}; b_4 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(QM_t)} \quad \text{e} \quad b_5 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(X_{t-4})}$$

O intervalo médio, isto é, o período de tempo necessário para eliminação da metade da diferença entre

quantidade de equilíbrio no ano t e em " $t-k$ " anos é dado por γ^{-1}

na qual,

$$\gamma^{-1} = (1 - b_5)^{-1} \quad (7)$$

Desde que a quantidade exportada é especificada ajustando-se ao excesso de demanda, o preço de exportação ajusta-se às condições de excesso de oferta, de acordo com a relação abaixo:

$$\ln PX_t - \ln PX_{t-k} = \lambda \{ \ln X_t - \ln X_t^S \} + \mu_6 \quad (8)$$

onde λ é o coeficiente de ajustamento ($\lambda \geq 0$). Nesta relação, um aumento no excesso de oferta baixará o preço de exportação.

Substituindo-se a equação (2) na equação (8), obtém-se a equação de oferta a seguir, considerando o desequilíbrio que se supõe existir no comércio exterior da ACC.

$$\ln X_t = c_0 + c_1 \ln PX_t + c_2 \ln PX_{t-k} + c_3 \ln QI_t + c_4 \ln RB_t + c_5 \ln T + \mu_7 \quad (9)$$

em que:

$$c_0 = \beta_0; c_1 = \frac{1}{\lambda}; c_2 = \frac{\lambda \beta_1 - 1}{\lambda}; c_3 = \beta_2;$$

$$c_4 = \beta_3; c_5 = \beta_4 \quad e \quad \mu_7 = \frac{\lambda \mu_2 - \mu_6}{\lambda}.$$

Espera-se que: $c_1 > 0$, $c_2 > 0$, $c_3 > 0$, $c_4 < 0$ e $c_5 \geq 0$;

onde,

$$c_1 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(PX_t)}; c_2 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(PX_{t-k})}; c_3 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(QI_t)}; c_4 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(RB_t)} \quad e$$

$$c_5 = \frac{\partial \ln(X_t)}{\partial \ln(T)}.$$

O teste da hipótese de estabilidade dinâmica nos dois modelos será realizado através da estimativa das raízes latentes associadas às matrizes características associadas aos sistemas homogêneos formados pelas variáveis endógenas dos modelos estruturais.

Das equações (6) e (9), obtêm-se as equações na forma reduzida:

$$\ln X_t = d_0 + d_1 \ln QI_t + d_2 \ln RB_t + d_3 \ln PM_t + d_4 \ln RM_t + d_5 \ln QM_t + d_6 \ln X_{t-k} + d_7 \ln PX_{t-k} + d_8 \ln T + \mu_8 \quad (8)$$

$$\ln PX_t = e_0 + e_1 \ln QI_t + e_2 \ln RB_t + e_3 \ln PM_t + e_4 \ln RM_t + e_5 \ln QM_t + e_6 \ln X_{t-k} + e_7 \ln PX_{t-k} + e_8 \ln T + \mu_9 \quad (9)$$

nas quais:

$$d_0 = \frac{-b_0 + b_1 c_0}{D}; \quad d_1 = \frac{b_1 c_3}{D}; \quad d_2 = \frac{b_1 c_4}{D};$$

$$d_3 = \frac{-b_2}{D}; \quad d_4 = \frac{-b_3}{D}; \quad d_5 = \frac{-b_4}{D}; \quad d_6 = \frac{-b_5}{D};$$

$$d_7 = \frac{b_1 c_2}{D}; \quad d_8 = \frac{b_1 c_5}{D};$$

$$e_0 = \frac{-b_0 + c_0}{D}; \quad e_1 = \frac{c_3}{D}; \quad e_2 = \frac{c_4}{D}; \quad e_3 = \frac{-b_2}{D}$$

$$e_4 = \frac{-b_3}{D}; \quad e_5 = \frac{-b_4}{D}; \quad e_6 = \frac{-b_5}{D}; \quad e_7 = \frac{c_2}{D}; \quad e_8 = \frac{c_5}{D};$$

$$\mu_8 = \frac{b_1 \mu_7 - \mu_5}{D} \quad e \quad \mu_9 = \frac{\mu_7 - \mu_5}{D}$$

$$\text{em que } D = b_1 - c_1.$$

2.2.2.1.3. Aspectos Relevantes na Estimação dos Modelos de Equilíbrio e de Desequilíbrio

Segundo KMENTA (1988), um dos grandes problemas que primeiro aparece na estimação de qualquer modelo econométrico trata-se dos erros de especificação que tornam os estimadores, às vezes, tendenciosos e inconsistentes. Estes erros podem ser resultantes de omissão ou inclusão de uma variável independente importante, não consideração de uma mudança qualitativa em uma das variáveis independentes, forma matemática incorreta da equação de regressão e especificação incorreta da maneira pela qual a perturbação entra na equação de regressão. Com o objetivo de se evitar tais erros serão feitas várias regressões, onde haverá seleções, principalmente das variáveis predeterminadas.

BRAGA e MARKWALD, citados por CARVALHO (1986), afirmam que na estimação de modelos de equilíbrio e de desequilíbrio de oferta e demanda de exportação é muito comum a ocorrência de dois problemas: a multicolinearidade e a correlação serial dos resíduos.

A multicolinearidade perfeita, segundo KMENTA (1988), verifica-se quando duas ou mais variáveis independentes estão perfeitamente correlacionadas. Por outro lado, quando as variáveis independentes não estão relacionadas entre si, diz-se que há ausência de multicolinearidade, sendo os casos intermediários descritos por vários graus de multicolinearidade. Estes graus intermediários, na prática, são mais importantes que os extremos, tendo em vista a maior frequência de ocorrência. Um alto grau de multicolinearidade faz com que as estimativas dos coeficientes de regressão sejam altamente imprecisas, tendo em vista as grandes variâncias dos estimadores dos mínimos quadrados.

Quando se tratarem de duas variáveis independentes, a multicolinearidade é identificada por meio dos coeficientes de correlação linear (r_{ij}) entre as variáveis X_i e X_j . O grau de multicolinearidade pode ser avaliado pela magnitude do valor deste

ineficiente. Para o caso de uma regressão contendo mais de duas variáveis independentes, este meio torna-se pouco válido, tendo em vista que a multicolinearidade pode se manifestar entre mais de duas variáveis. Neste caso, é mais conveniente utilizar-se o método conhecido com "R² cancelado" (KMENTA, 1988). Este método consiste em se determinar não só o R² comum para a equação de regressão, mas também aqueles R² que são obtidos omitindo-se cada uma das variáveis independentes. A presença de multicolinearidade será determinada pela diferença entre o R² da regressão normal e cada R² cancelado, a magnitude desta diferença é inversamente proporcional ao grau de multicolinearidade.

Um critério prático para se determinar o grau de multicolinearidade foi sugerido por KLEIN (1958) e adotado por CRIVELLO (1986), segundo o qual o viés de multicolinearidade ultrapassa um nível crítico quando $|r_{ij}| > R^2$, onde R² é o coeficiente de determinação da equação.

Um alto grau de multicolinearidade, segundo KMENTA (1988), contribui para a não fidedignidade dos coeficientes estimados e leva a um enfraquecimento da potência dos testes estatísticos utilizados.

A correlação serial dos resíduos ou perturbações auto-regressivas refere-se a correlação existente entre um ponto da observação e outro ponto. Segundo KMENTA (1988), a auto-regressão dos resíduos é mais comum no caso das relações estimadas a partir de séries temporais que no caso de relações estimadas de dados seccionais.

Uma conseqüência grave da presença de perturbações auto-regressivas é que os estimadores dos mínimos quadrados deixam de ser os melhores estimadores lineares não-tendenciosos, pois, apesar de continuarem não tendenciosos, eles passam a ser assintoticamente ineficientes (JOHNSTON, 1974 e KMENTA, 1988).

Para se determinar a presença de perturbações auto-regressivas nas regressões das equações do modelo econométrico, será utilizada a estatística de Durbin-Watson para as equações que não apresentam variáveis dependentes defasadas. No caso de presença de variáveis independentes defasadas, utiliza-se a estatística h de Dubin, apenas como indicadores de tendência da presença de autocorrelação entre os resíduos, uma vez que em modelos simultâneos os testes usuais não são diretamente aplicáveis (GOLDBERGER, 1964, JUDGE, 1980).

Um problema crucial, quando se deseja estimar parâmetros estruturais de um sistema de equações simultâneas, refere-se a escolha do método de estimação a ser adotado. O tamanho da amostra e os recursos computacionais disponíveis são fatores preponderantes na escolha do método de estimação. Por outro lado, o método adotado deve proporcionar aos estimadores propriedades desejáveis, principalmente em termos de eficiência assintótica.

KMENTA (1988) afirma que se não for levada em conta a correlação entre as perturbações de diferentes equações estruturais, não se está usando toda a informação disponível sobre cada equação e, dessa forma, não se conseguirá eficiência assintótica. Esta deficiência pode ser superada estimando-se todas as equações do sistema simultaneamente, o que poderá ser feito com a utilização dos chamados métodos sistêmicos, ou seja, o método de mínimos quadrados de três estágios (3SLS) e o de estimação de máxima verossimilhança de informação plena (FIML) - "full-information maximum likelihood".

O sistema FIML foi utilizado no estudo de GOLDSTEIN e KEAN (1978) onde foram feitas todas as restrições "a priori" sobre o sistema visando a maximização da função de verossimilhança do modelo, na estimação simultânea dos coeficientes estruturais. Na prática, a maior restrição ao emprego do FIML deve-se à ausência de recursos computacionais.



O método de mínimos quadrados de três estágios (3SLS) tem seu emprego recomendado na impossibilidade técnica do emprego do FIML. A restrição ao seu uso prende-se mais ao tamanho da amostra. A eficiência assintótica de seus estimadores torna-se seriamente comprometida para pequenas amostras. Uma outra desvantagem refere-se à alta sensibilidade dos parâmetros estimados à ocorrência de erros de especificação do modelo (JOHNSTON, 1976).

A técnica dos mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) é um dos métodos englobados na categoria de informação limitada, sendo uma restrição ao seu uso a não utilização de todas as informações disponíveis. Este método apresenta uma vantagem em relação aos dois métodos sistêmicos de informação plena que é a sua menor sensibilidade a mudanças na especificação do modelo, tamanho da amostra e mudanças nos dados. Uma outra vantagem apresentada por este método, segundo PEREZ e MARTIN (1975), é a simplicidade dos recursos computacionais empregados.

Nos estudos realizados por PITI (1985) e CARVALHO (1986), foi empregado o método de mínimos quadrados de dois estágios. Nestes estudos, a escolha deveu-se ao pequeno tamanho das amostras utilizadas, o que reduz acentuadamente as vantagens apresentadas pelos dois métodos sistêmicos em relação a este método. Como no presente estudo o tamanho da amostra é de apenas 28 observações, utilizaremos, também, o método de mínimos quadrados de dois estágios.

Para que os estimadores dos 2SLS sejam eficientes assintoticamente, isto é, correspondam aos estimadores de FIML, faz-se necessário que os resíduos dos modelos estruturais sejam normalmente distribuídos. Para se testar esta hipótese, utilizam-se testes estatísticos de aderência, que consistem em comparar as freqüências observadas com as freqüências

esperadas sob hipótese de normalidade. Para tanto, estimam-se as estatísticas do qui-quadrado (χ^2) e a de Kolmogorov-Smirnov.

Em um modelo que envolva equações simultâneas, o problema de identificação dessas equações é relevante na escolha do método a ser adotado. Portanto, para que seja adotado o método de mínimos quadrados de dois estágios, faz-se necessário que se resolva o problema de identificação que consiste em saber se é possível obter-se estimativas consistentes dos coeficientes da forma reduzida. Segundo KMENTA (1988), quando há uma correspondência biunívoca entre os parâmetros restritos (forma estrutural) e os irrestritos (forma reduzida), no sentido de que há uma solução para os parâmetros restritos em termos dos coeficientes irrestritos, temos a identificação exata. Por outro lado, quando o número de coeficientes irrestritos excede o número de parâmetros restritos e não há uma única solução, tem-se a superidentificação. Finalmente, se o número de coeficientes irrestritos for insuficiente para a solução, existe a subidentificação. Quando uma equação é exatamente identificada ou superidentificada, diz-se simplesmente que ela está identificada.

Uma regra geral pode ser adotada para se resolver o problema de identificação da g -ésima equação de um sistema simultâneo.

G^{Δ} = número de variáveis endógenas que apareceu na g -ésima equação;

G = número de variáveis endógenas que aparecem em todo o sistema;

K^* = número de variáveis predeterminadas que aparecem na g -ésima equação;

K = número de variáveis predeterminadas que aparecem em todo o sistema.

Definem-se:

$G^{\Delta\Delta} = G - G^{\Delta}$, número de variáveis endógenas que não aparecem na g -ésima equação;

$K^{**} = K - K^*$, número de variáveis predeterminadas que não aparecem na g -ésima equação.

Nesta regra existem duas condições de identificabilidade. A primeira é chamada condição de ordem e a segunda condição de posto. A condição de ordem afirma que a condição necessária para a identificação de determinada equação estrutural é que o número de variáveis predeterminadas, excluídas da equação dada seja, pelo menos, tão grande quanto o número de variáveis endógenas incluídas na equação menos um, isto é, $K^{**} \geq G^{\Delta} - 1$. Esta é uma condição necessária mas não suficiente para a identificação, uma vez que as equações que formam o sistema podem não ser independentemente.

A condição suficiente ou de posto requer que exista pelo menos um determinante de ordem $(G^{\Delta} - 1)$, não nulo, dos parâmetros das variáveis endógenas e exógenas excluídas da g -ésima equação, mas aparecendo nas outras (G^{Δ}) equações estruturais. Seja a matriz π_{Δ}^{**} formada pelos parâmetros estruturais de G^{Δ} e K^{**} , diz-se que a condição suficiente para que ocorra identificação é satisfeita se, e somente se, a ordem do maior determinante, não nulo, que pode ser formado de todas as submatrizes quadradas de π_{Δ}^{**} for $G^{\Delta} - 1$, isto é, se somente

Posto $(\pi_{\Delta}^{**}) = G^{\Delta} - 1$, que é conhecida como condição característica de identificação.

Seja a matriz formada por todos os coeficientes estruturais ausentes na g -ésima equação, pode-se escrever:

$$\text{Posto } (\pi_{\Delta}^{**}) = \text{Posto } G(\Delta) - G^{\Delta\Delta}.$$

As condições de ordem e de posto ou característica possibilitam a definição da seguinte regra geral para se determinar o "status" de identificação de uma equação estrutural:

se $K^{**} > G^{\Delta} - 1$ e a característica $(\pi_{\Delta}^{**}) = G^{\Delta} - 1$, tem-se superidentificação na g -ésima equação estrutural;

se $K^{**} = G^{\Delta} - 1$ e a característica $(\pi_{\Delta}^{**}) = G^{\Delta} - 1$, tem-se identificação exata na g -ésima equação estrutural;

se $K^{**} = G^{\Delta} - 1$, e a característica $(\pi_{\Delta}^{**}) < G^{\Delta} - 1$, a g -ésima equação estrutural é subidentificada;

se $K^{**} < G^{\Delta} - 1$, a equação estrutural é subidentificada.

As equações (1) e (2) que constituem o modelo de equilíbrio, e as equações (6) e (9) que formam o modelo de desequilíbrio apresentam-se todas superidentificadas significando que podem ser estimadas pelo o método de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS).

Um fator muito importante, a ser considerado na estimação que utiliza o método de mínimos quadrados de dois estágios, refere-se à validade estatística dos testes de

significância. Na estimação dos coeficientes estruturais no segundo estágio, onde os valores estimados das variáveis endógenas são usadas no lugar dos valores observados, os testes de Snedecor (F) e Student (t) não são mais estritamente válidos, tendo em vista que estes coeficientes, apesar de consistentes, são viesados (PEREZ e MARTIN, 1975).

O coeficiente de determinação (R^2) tem, nos modelos de equações simultâneas, um significado ambíguo, pois sua variação restringe-se ao intervalo $(-\infty, 1)$ e não ao intervalo $(0, 1)$, o que equivale dizer que pequenos valores de R não são indicativos baixo grau de ajustamento. Acrescente-se ainda, a falta de clareza das estatísticas de autocorrelação como o teste de Durbin-Watson (JOHNSTON, 1972 e KMENTA, 1986).

No presente estudo, utilizam-se as relações entre os erros-padrão e os respectivos coeficientes das equações estruturais como indicadores de qualidade destes coeficientes, apesar de KELEJIAN e OATES (1978), afirmarem que tal procedimento somente levam a resultados corretos se a amostra for de tamanho infinito, o que não existe em estudo de econometria. Os testes F e t serão utilizados, no segundo estágio, apenas como indicadores de tendência.

C A P Í T U L O I I I

3. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Inicialmente são discutidos alguns aspectos da produção mundial de castanha de caju, em seguida alguns fatores do comércio internacional da ACC e, por fim, os parâmetros estruturais estimados para a demanda e oferta de exportação de ACC do Brasil.

3.1. Aspectos da Produção Mundial de Castanha de Caju

Estudos históricos provam que o cajueiro (*Anacardium occidentale*, L.) é uma planta nativa do Brasil. FRANÇA, citado por LIMA (1988), afirma que a disseminação pelo mundo começou em meados do século XVI, quando os portugueses levaram as primeiras sementes para a Índia. Enquanto AGNOLONI e GIULIANI, citados também por LIMA (1988), afirmam que, na segunda metade do mesmo século, o cajueiro foi levado para a África, tendo-se disseminado pela parte oriental deste continente. Hoje, quase a totalidade da produção mundial é originária da Índia, Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia. Segundo a EDIBLE NUT MARKET REPORT (1988), estes países, juntos, foram responsáveis por 96,6% da produção mundial em 1987.

A produção mundial de castanha de caju pode ser dividida entre dois períodos distintos: um antes de 1975, e o outro a partir deste ano até os dias atuais. No primeiro período, a África foi praticamente absoluta, tendo como principal produtor Moçambique que, sozinho, produziu mais que a Índia e o Brasil, conjuntamente. Já no segundo período, houve uma inversão no quadro produtivo. Os tradicionais países africanos produtores experimentaram decréscimos nas suas produções; enquanto que a Índia e Brasil obtiveram acréscimos, o que levou estes dois países, individualmente, a apresentarem

uma produção superior a toda a produção africana a partir do ano de 1984 (TABELA 6).

A TABELA 6 mostra que, no ano de 1972, Moçambique, Tanzânia e Quênia apresentaram uma participação relativa na produção mundial de 76%. Já, para o ano de 1987, esta participação foi de apenas 22,1%.

O decréscimo na produção dos países africanos tradicionais produtores de castanha de caju, segundo LOPES NETO (1981), deveu-se a fatores condicionantes de ordem político-institucional, climática e fitossanitária. 118

Moçambique, que já foi o maior produtor mundial, teve, no ano de 1973, uma produção "record" mundial de 210.000 toneladas, enquanto que, em 1983, a produção foi de apenas 20.000 toneladas, o que representou um decréscimo global de 91%. Em termos de participação relativa na produção mundial, houve um decréscimo de 43,3% para 8,7%, conferindo ao Moçambique, no ano de 1983, o quarto lugar no tocante à produção total do mundo. No período 1970/87, a taxa geométrica média anual de crescimento (TGC) da produção de castanha deste país foi de -12,5% correspondendo a maior taxa de decréscimo da produção quando comparada com as dos demais países (TABELA 6). No tocante à participação relativa, Moçambique mostrou um decréscimo acentuado no período em estudo, 1970/87, apresentando um decréscimo médio anual de 19,2%. Atualmente este país é o terceiro maior produtor mundial de castanha de caju.

Segundo LOPES NETO (1981), a acentuada redução na produção de Moçambique deveu-se, fundamentalmente, à falta de estímulos aos produtores com a desativação das cantinas¹ por ocasião da independência deste país no ano de 1975. a partir deste ano, o único mercado comprador existente passou a ser representado pelos portos de exportação do país que, pela acentuada distância e difícil acesso até o local da colheita,

¹ Cantinas eram casas comerciais mantidas por indianos e portugueses, com o objetivo de adquirir a castanha de caju em troca de bens de consumo (LOPES NETO, 1981).

tornaram a comercialização interna impraticável, o que desestimulou o processo de colheita.

No sistema produtivo de Moçambique há uma predominância de cajueiros espontâneos, pois, segundo JOHNSON (1976), na década de sessenta e nos primeiros anos da década de setenta, período em que este país era o maior produtor mundial, cerca de 90% da produção foram provenientes de plantios "semiflorestais". Dados apresentados pelo mesmo autor mostram que, no mesmo período, Moçambique apresentava o menor índice de produtividade quando comparado aos demais produtores mundiais. I/P

No ano da independência moçambicana, segundo LOPES NETO (1981), havia cerca de 600 mil hectares do território ocupados com cajueiro. A falta de tratamentos culturais adequados, em decorrência da falta de estímulo à colheita, também concorreu para a redução gradual da produção deste país.

A redução drástica na produção moçambicana de castanha de caju ocorrida em 1982 e que se prolongou até 1984 (TABELA 6), deveu-se aos efeitos da seca desastrosa ocorrida neste período e agravados por uma epidemia de cólera, em 1983, por ciclones e por inundações, em 1984, e pela destruição de colheitas por parte de guerrilhas causadas pelo Movimento Nacional de Resistência (MNR). Estes fatores negativos tiveram seus efeitos também sobre outras culturas de exportação, como o milho, a cana-de-açúcar e o chá. Mas, a partir de 1985, este país vem mostrando uma recuperação no seu nível de produção, através da recuperação dos cajuais já implantados. X

Tanzânia, que é o segundo maior produtor africano e que também já ocupou esta mesma colocação em termos mundiais, experimentou uma redução na sua produção de 140.000 toneladas, em 1974, para 25.000 toneladas no ano de 1986, correspondendo a um decréscimo global de 82%, sendo que sua taxa geométrica média anual de crescimento (TGC), no período 1970/87, foi de -11,9% (TABELA 6).

FIGURA 8 - Produção Mundial de Farinha de Casca em Período 1970/87.
Valores Expressos em Toneladas METRICAS.

PAÍS ANO	ÍNDIA		BRASIL		MOÇAMBIQUE		TANZÂNIA		QUÊNIA		OUTROS (a)		TOTAL	
	QUANT.	%	QUANT.	%	QUANT.	%	QUANT.	%	QUANT.	%	QUANT.	%	QUANT.	%
1970	65.000	16,5	15.000	3,8	175.000	44,3	115.000	29,1	23.000	5,8	2.000	0,5	395.000	100,0
1971	55.000	13,5	40.000	9,8	170.000	41,8	115.000	28,3	25.000	6,1	2.000	0,5	407.000	100,0
1972	60.000	16,0	25.000	6,7	167.500	44,7	105.000	28,0	12.500	3,3	5.000	1,3	374.500	100,0
1973	80.000	16,5	30.000	6,2	210.000	43,3	135.000	27,8	25.000	5,2	5.000	1,0	485.000	100,0
1974	90.000	17,6	60.000	11,8	185.000	36,3	140.000	27,5	30.000	5,9	5.000	1,0	510.000	100,0
1975	105.000	27,6	45.000	11,8	120.000	31,6	85.000	22,4	20.000	5,3	5.000	1,3	380.000	100,0
1976	100.000	29,6	45.000	13,8	90.000	26,6	85.000	25,1	13.000	3,8	5.000	1,5	338.000	100,0
1977	120.000	35,8	70.000	20,9	60.000	17,9	75.000	22,4	5.000	1,5	5.000	1,5	335.000	100,0
1978	120.000	36,4	65.000	19,7	65.000	19,7	65.000	19,7	10.000	3,0	5.000	1,5	330.000	100,0
1979	115.000	34,8	65.000	19,7	70.000	21,2	50.000	15,2	18.000	5,5	12.000	3,6	330.000	100,0
1980	125.000	33,4	75.000	20,0	90.000	24,0	56.000	15,0	16.500	4,4	12.000	3,2	374.000	100,0
1981	110.000	35,0	80.000	25,0	57.000	18,2	43.000	13,7	12.000	3,8	12.000	3,8	314.000	100,0
1982	90.000	36,0	90.000	36,0	18.000	7,2	32.000	12,8	7.700	3,1	12.000	4,8	249.700	100,0
1983	125.000	43,5	60.000	20,9	25.000	8,7	47.000	16,3	18.500	6,4	12.000	4,2	287.500	100,0
1984	135.000	40,6	115.000	34,6	30.000	9,0	32.000	9,6	8.500	2,6	12.000	3,6	332.500	100,0
1985	120.000	38,1	120.000	38,1	35.000	11,1	18.000	5,7	10.200	3,2	12.000	3,8	315.200	100,0
1986	125.000	45,2	75.000	27,1	40.000	14,5	16.000	5,8	8.500	3,1	12.000	4,3	376.500	100,0
1987	130.000	37,2	130.000	37,2	40.000	11,4	25.000	7,2	12.400	3,5	12.000	3,4	394.400	100,0

TCC^b 4,3* 6,6* 9,2* 11,5* -12,5* -10,2* -11,9* -9,6* -5,0* -2,7* 10,3* 12,7* -2,3* -

Fonte: EDIBLE NUT STATISTICS (1981, 1987);

EDIBLE NUT MARKET REPORT (128);

(a) Malgache, Benin, Costa do Marfim, Nigéria e Uganda;

(b) Taxa Geométrica Média Anual de Crescimento, expressa em percentagem, obtida por meio da equação de regressão $Y_t = ae^{rt}$;

(*) Indica significância ao nível de 1%.

Assim como Moçambique, a produção da Tanzânia começou a entrar em declínio a partir do ano de 1975. A produção, neste ano, foi de 85.000 toneladas, representando um decréscimo de 39,3% em relação a produção do ano de 1974 (TABELA 6). Este percentual assume maior significância quando se observa o período de sua ocorrência que foi de apenas 1 ano. A partir do ano de 1975, a redução passou a ser gradativa. Estes fatores mostram que na Tanzânia ocorreu um processo semelhante ao que ocorreu em Moçambique, ou seja, houve um desestímulo à colheita, provocando uma não manutenção dos cajuais.

FRANÇA (1988), afirma que o decréscimo observado na produção tanzaniana deveu-se aos efeitos da guerra contra Uganda e da atual instabilidade das instituições políticas, decorrentes de governos ditatoriais e agravado por movimentos guerrilheiros. Mas a justificativa mais condizente com a forma de como se processou esta redução é apresentada por LOPES NETO (1981) que mostra, como principal causa da retração da produção neste país, um baixo preço interno da castanha, que perdurou por um longo período, e a política do governo de induzir famílias, que anteriormente viviam isoladas, a se mudarem para as vilas comunitárias ou Ujamaa². Até o final do ano de 1984, havia 8.000 "Ujamaas" registradas que congregavam 90% dos produtores tanzanianos e com a seca e a fome que se alastrou pelo país, a partir de 1982, o governo induziu estas comunidades a produzirem milho e mandioca em detrimento das culturas de exportação, como o café, chá, algodão, sisal, tabaco, piretro e castanha de caju.

Em termos de participação relativa, a Tanzânia apresentou, no período 1970/87, um decréscimo significativo. No ano de 1970, era o segundo maior produtor mundial com uma participação de 29,1%; enquanto que, em 1987, esta participação caiu para 7,2%, posicionando-se em quarto lugar no quadro produtivo mundial. A taxa de crescimento média anual (TGC) da participação relativa deste país, no período em estudo, foi de -0,58 (TABELA 6).

² Segundo o Banco Mundial, citado por LOPES NETO (1981), são comunidades econômicas em áreas onde seus membros concordam em viver e trabalhar juntos para o benefício da comunidade.

Na Tanzânia há uma predominância de cajuais espontâneos, sendo detectados neste país um pequeno número de fazendas produtoras ("PLANTATIONS"). Segundo JOHNSON (1974), Tanzânia apresenta uma produtividade média de 12kg por planta, enquanto que em Moçambique há uma variação de 3 a 4kg por planta. Estes níveis de produtividades foram obtidos no período áureo da produção destes dois países, 1960/70.

O Quênia, como os demais países africanos tradicionais produtores, também mostrou uma redução na sua produção, pois no ano de 1970 produziu 23.000 toneladas, enquanto que, no ano de 1987, a sua produção total foi de apenas 12.400 toneladas, o que representa uma redução de 46,1%, correspondendo a uma TGC, no período, de - 5,0 (TABELA 6). Em termos de participação relativa, este país passou a ocupar o quinto lugar, a partir do ano de 1971, tendo-se mantido nesta colocação em todo o período estudado.

Assim como Moçambique e Tanzânia, o Quênia apresentou uma produção ascendente até o ano de 1974. A partir desta ano, sua produção mostrou-se descendente (TABELA 6).

Outros países africanos que fazem parte do circuito produtivo de castanha de caju são o Malgache, Benin, Costa do Marfim, Nigéria e Uganda. Estes países, conjuntamente, apresentaram uma TGC da produção, no período 1970/87, de 10,3%. Apesar de ser a maior taxa de crescimento apresentada, não deve ser levada muito em conta, tendo em vista que a participação relativa desta produção conjunta foi de apenas 0,5%, em 1970, e de 3,4% no ano de 1987, da produção mundial.

Como se observa, não só Moçambique, mas também, Tanzânia e Quênia começaram a apresentar decréscimo em suas produções a partir do ano de 1975. Este fato é um indicador de grande confiabilidade de que o fator determinante para a redução da produção de castanha de caju, na África Oriental, foi o baixo preço interno do produto, decorrente da falta de

compradores, em virtude de fatores político-institucionais ocorridos com a independência de Moçambique, que culminou com o fechamento do porto de embarque deste país às exportações da Tanzânia e do Quênia.

Segundo a EDIBLE NUT MARKET REPORT (1988), a tendência atual é haver um incremento da produção de castanha na África Oriental. A razão apresentada é o alto preço da amêndoa de castanha de caju (ACC) no mercado mundial e o aumento da capacidade de beneficiamento, especialmente na Tanzânia. Um outro fator pode contribuir para um possível incremento da produção africana de castanha de caju que se constitui num possível incremento das exportações de ACC decorrente de acordos firmados, em 1983, pela Tanzânia com Zâmbia e Quênia. Nestes acordos, Tanzânia ofereceu seu território como via de escoamento para o comércio exterior da Zâmbia; enquanto que o Quênia comprometeu-se a manter um acordo bilateral de comércio e transporte.

Com a queda da produção africana, a Índia, desde 1976, ocupa o primeiro lugar em termos de produção mundial de castanha de caju. No ano de 1974 a produção indiana foi de 90.000 toneladas, o que lhe mantinha o terceiro lugar na produção mundial e que equivalia a uma participação relativa de 17,6%. Já no ano de 1976 com uma produção de 100.000 toneladas, apenas 11,1% superior a daquele ano, passou a ser o maior produtor mundial com uma participação relativa de 29,6% (TABELA 6). Este fato mostra que a posição ocupada pela Índia, no contexto mundial, deveu-se mais à redução da produção de Moçambique e Tanzânia do que, propriamente, ao incremento de sua produção.

A Índia, até o ano de 1975, importava cerca de 50% da produção africana de castanha de caju que, somada a sua produção interna, induziu a implantação, no país, de uma indústria de beneficiamento com uma elevada capacidade instalada. Mas, a partir daquele ano, com a Independência de

Moçambique e a acentuada redução da produção nos demais países africanos, o governo interveio no processo produtivo. O objetivo desta intervenção estatal era evitar a ociosidade no seu parque fabril, evitando o desemprego e, ao mesmo tempo, honrar seus compromissos com seus parceiros comerciais, evitando assim, uma possível perda de mercado.

Segundo a EDIBLE NUT MARKET REPORT (1980), atualmente a intervenção do governo, tem-se dado através de uma política de preço mínimo ("procurement price"), com o objetivo de estimular a produção. Esta política, ao que parece, não vem surtindo os efeitos desejados, tendo em vista que a produção indiana não apresentou acréscimos consideráveis no período 1975/87. A produção indiana, no ano de 1975, foi de 105.000 toneladas e, em 1987, atingiu o volume de 130.000 toneladas, correspondendo a um aumento global de 23,8%. A Taxa Geométrica Média Anual de Crescimento (TGC), no período 1970/87, foi de apenas 4,3% (TABELA 6).

LOPES NETO (1981) afirma que uma causa limitante à expansão da cajucultura na Índia é a terra ser um fator escasso. Com isto, existe uma lei no país ("Land Ceiling") que estipula um máximo de 15 hectares para implantação de novas culturas, inclusive cajueiro. Desta forma, pode-se inferir que a expansão da produção via efeito área (expansão da fronteira agrícola) não será significativa, restando à Índia o aumento da produtividade como o meio mais concreto para incrementar sua produção, o que, certamente, tornar-se-á moroso, uma vez que implica em pesquisas que possibilitem o advento de cultivares mais produtivos, o que demanda tempo.

No sistema de produção indiano, encontra-se uma grande extensão da área ocupada com cajuais, subdividida em pequenos plantios sistematizados. Mas, segundo JOHNSON (1974), grande parte da produção provém de plantios "semiflorestais". A maior produção indiana, cerca de 60%, concentra-se no Estado de

Introdução
Prod. Mundo
Brasil
Nordeste
CE, RN, PI

Kerala, onde um período chuvoso denominado "Northeast Mouson" atua, também, como um fator limitante à produção (EDIBLE NUT MARKET REPORT, 1988).

O Brasil, diferentemente dos demais produtores, apresentou um acentuado incremento na sua produção. No ano de 1970, a produção brasileira foi de apenas 15.000 toneladas, tendo tido a menor participação, quando comparado aos principais produtores. No ano de 1981, a produção atingiu a cifra de 80.000 toneladas, tendo o Brasil, a partir deste ano, passado à categoria de segundo maior produtor mundial. No ano de 1985, o Brasil produziu 120.000 toneladas, tornando-se o maior produtor mundial conjuntamente com a Índia. Mas, em 1986, a Índia voltou a ser a maior produtor, isoladamente, com 125.000 toneladas contra uma produção brasileira de 75.000 toneladas. Já, para o ano de 1987, Brasil e Índia voltaram a produzir a mesma quantidade, que foi de 130.000 toneladas (TABELA 6). No período 1970/87 a produção brasileira apresentou um incremento global de 766,7%, enquanto que a taxa geométrica média anual de crescimento (TGC) foi de 9,2%, sendo a maior apresentada em relação aos tradicionais produtores. *I/P*

No tocante à participação relativa, o Brasil no ano de 1970, contribuía, apenas, com 3,8% da produção mundial. No ano de 1987, esta participação foi de 37,2%. Ao longo do período, a TGC da participação relativa do Brasil foi de 11,5%, em média (TABELA 6). *I/P*

A produção de castanha de caju é quase na sua totalidade, (cerca de 98%) proveniente da região Nordeste, onde os Estados do Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte são os maiores produtores. Na TABELA 7 mostram-se as quantidades de hectares de cajuais colhidos nestes Estados no período 1975/87. O Estado do Ceará é quem mais se destaca em termos de participação relativa. No ano de 1975, a participação deste Estado foi de 57,9% do total da área colhida no Nordeste. Ao longo do período estudado, esta participação manteve-se em níveis estáveis,

apresentando, no ano de 1987, um percentual de 52,8%. Apesar da estabilidade do nível de participação, o Ceará apresentou um acréscimo na sua área colhida, uma vez que passou de 62.287 hectares, em 1975, para 231.563 hectares, no ano de 1987, equivalendo a um aumento global de 272%.

O Estado do Rio Grande do Norte também mostrou no mesmo período um incremento na sua área colhida. No ano de 1975, este Estado colheu 17.954 hectares de cajuais e, em 1987, o total foi de 59.462 hectares, o que corresponde a um aumento global de 231%. Mas, em termos de participação relativa, este Estado apresentou um ligeiro decréscimo, uma vez que sua participação foi de 16,7%, no primeiro ano do período, e, em 1987, foi de 13,6% (TABELA 7).

O Estado do Piauí foi quem apresentou maior crescimento no período 1975/87, em termos de área cultivada com caju pois em 1975, a área foi de 7.321 hectares, enquanto no ano de 1987, esta área passou para 128.694 hectares, significando um incremento de 1.658%. Este Estado teve sua participação relativa aumentada de 6,8%, em 1975, para 29,4%, no ano de 1987. A partir do ano de 1985, passou à categoria de segundo Estado maior produtor de castanha de caju (TABELA 7).

Os demais Estados da região Nordeste não apresentaram expansão na área colhida, no período estudado, mas mantiveram estáveis seus níveis (TABELA 7).

A cajucultura do Brasil, especialmente no Nordeste, é dividida, atualmente, em três classes. A primeira é composta pelos pequenos e médios plantios sistematizados, explorados pelos pequenos e médios produtores, tendo como objetivo final a venda da castanha para o mercado interno. A segunda engloba os "PLANTATIONS" que são plantios sistematizados que utilizam grandes extensões de terras exploradas pela indústria castanheira, cujo objetivo final é a exportação para o mercado externo. A terceira e última classe é composta pelos cajuais

70
74

TABELA 1 - Área Colhida com Casca nos Principais Estados Produtores e no Nordeste. Valores Expressos em Hectares, no Período 1975/87.

ESTADO ANO	CEARÁ		PIAUI		RIO G. DO NORTE		OUTROS		NORDESTE	
	ÁREA	%	ÁREA	%	ÁREA	%	ÁREA	%	ÁREA	%
1975	62.287	57,9	7.321	6,8	17.954	16,7	19.935	18,6	107.497	100,0
1976	72.367	60,0	9.351	7,8	19.405	16,1	19.531	16,1	120.654	100,0
1977	74.860	55,9	10.448	7,8	29.324	21,9	19.366	14,4	133.998	100,0
1978	84.065	54,8	10.786	7,0	43.331	28,2	15.322	10,0	153.504	100,0
1979	93.188	55,6	13.479	8,0	45.918	27,4	15.171	9,0	167.756	100,0
1980	106.815	58,3	15.575	8,5	46.242	25,2	14.751	8,0	183.383	100,0
1981	118.934	58,9	20.746	10,3	47.483	23,5	14.627	7,3	201.790	100,0
1982	137.623	59,5	28.420	12,3	51.227	22,1	14.131	6,1	231.401	100,0
1983	135.434	58,7	27.089	11,7	54.251	23,5	13.911	6,1	230.685	100,0
1984	218.075	68,5	31.795	10,0	54.639	17,2	14.054	4,3	318.563	100,0
1985	216.790	59,5	78.996	21,7	34.720	15,0	13.944	3,8	364.450	100,0
1986	226.180	55,8	106.512	26,3	57.247	24,1	15.428	3,8	405.367	100,0
1987	331.563	52,8	128.694	29,4	59.462	13,6	18.483	4,2	438.202*	100,0

88

90

Fonte: Anuário Estatístico do Brasil, IBGE, 1987;

Levantamento Sistemático da Produção, IBGE, 1988;

FRANÇA, F.M.C. (1988).

(*) Estimativa.

espontâneos ou "semiflorestais" explorados pelos pequenos e médios produtores e os grandes latifundiários. O sistema de produção predominante desta classe é o extrativismo, onde o objetivo final do pequeno e médio produtor é a venda da castanha para o mercado interno, enquanto para o latifundiário é o de florestamento.

Os cajueiros espontâneos ou "semiflorestais" têm uma contribuição marginal na produção de castanha. Segundo LOPES NETO (1981), estes cajuais acham-se em fase de erradicação devido à especulação imobiliária em terrenos próximos ao litoral, onde sua ocorrência é mais freqüente.

A primeira classe é detentora de maior área cultivada e, conseqüentemente, responsável pelo maior percentual da produção de castanha com cerca de 80%. A proliferação dos cajuais pertencentes a esta categoria, deu-se a partir dos primeiros anos da década de setenta com o acesso do pequeno e médio produtor, assistidos pelas EMATERS estaduais, ao crédito orientado, especialmente ao do POLONORDESTE. Segundo LIMA (1988), a expansão do número dos pequenos e médios plantios sistematizados no Estado do Ceará deveu-se, além da ação do POLONORDESTE, ao PROCAJU, Programa de Incentivo à Cajucultura, instituído em 1973 pelo Governo deste estado e estabelecido através de um convênio entre o Ministério da Agricultura, a Secretaria de Agricultura e Abastecimento e suas vinculadas, a Empresa de Pesquisa Agropecuária do Ceará (EPACE) e a Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural do Ceará (EMATERCE).

Com a extinção do POLONORDESTE em 1985 e a atual falta de crédito agrícola na região Nordeste, causada pelas políticas monetárias restritivas impostas no país, poderá ocorrer uma estabilização, a partir de 1988, da área total cultivada pelos pequenos e médios produtores.

Os "PLANTATIONS" que compõem a segunda classe, são localizadas, quase na sua totalidade, nos Estados do Ceará,

Piauí e Rio Grande do Norte, e segundo a Associação Brasileira da Indústria de Caju (ABIC), são responsáveis por apenas 10% da produção de castanha. Mas estatísticas não oficiais sugere que este percentual pode atingir de 18 a 20%. a Implantação destes plantios foi realizada por empresas de beneficiamento dos produtos do cajueiro (castanha e pedúnculo), através de recursos institucionais advindos da SUDENE, FINOR (Art. 34/18), e do Fundo de Investimento Setorial, Fiset - Florestamento e Reflorestamento, administrado pelo então Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal (IBDF), hoje, Instituto Brasileiro de Conservação do Meio Ambiente e Recursos Renováveis (IBAMA). |

Na TABELA 8 mostra-se o total de área aprovado para reflorestamento com cajueiro nos Estados do Nordeste, com recursos do Fiset, no período 1979/86. Observa-se que o Estado do Piauí, com um total de 113.534 hectares, foi quem apresentou maior percentual de área aprovada no período, sendo em torno de 33%. Em seguida, vêm os Estados do Ceará com 87.231 hectares (25,4%), Rio Grande do Norte com 57.446 hectares (16,7%) e Maranhão com 48.390 hectares (14,1%). O total aprovado para o Nordeste, neste período, foi de 343.962 hectares. As magnitudes destas totais, apesar de não corresponderem exatamente às áreas plantadas, explica o crescimento nas áreas colhidas apresentadas na TABELA 7 e, ainda, constituem indicativo que, no início da década de 90, haverá um incremento mais significativo na área colhida com cajueiro.

A dotação de recursos para reflorestamento na região Nordeste não se deu de forma simultânea pelo FINOR e Fiset, mas sim de forma sucedânea, isto é, os incentivos fiscais, através do FINOR, compreenderam o período 1968/78; enquanto que, no período 1979/87, os recursos passaram a ser do Fiset. O acesso a estes recursos somente foi concedido a pessoas jurídicas e, no caso de pessoas físicas, à organização destas pessoas em "Sociedades em Conta de Participação" administradas por empresas especializada em reflorestamento devidamente registradas no IBAMA. Uma conseqüência deste fato foi a integração vertical

TABELA B - Área Agrícola para Re-florestamento com Cajuleiro no Nordeste com Recursos do Plano Interamericano/Local Dotted-Land (F.M.C.), no Período 1979/86.

ESTADOS	ANO	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	T O T A L	PARTICIPAÇÃO RELATIVA (%)
Maranhão		1.000	1.500	1.410	4.050	3.270	8.280	10.670	18.110	48.390	14,1
Piauí		7.850	8.000	8.700	13.656	7.970	17.450	17.280	32.630	113.534	33,0
Ceará		2.150	9.550	13.110	12.588	7.173	11.090	10.415	21.155	87.231	25,4
Rio Grande do Norte		1.850	5.000	5.130	8.515	5.235	6.480	9.216	16.020	57.446	16,7
Paraíba		1.300	810	780	1.870	610	830	25	-	6.225	1,8
Pernambuco		650	1.480	1.180	1.440	100	1.650	726	1.840	9.066	2,6
Alagoas		200	400	960	2.350	950	500	300	100	5.760	1,7
Sergipe		-	-	-	-	-	-	50	-	50	0,0
Bahia		10.150	4.850	1.260	-	-	-	-	-	16.260	4,7
NORDESTE		25.250	31.590	32.530	44.467	25.308	46.280	48.682	89.855	343.962	100,0

FONTE: FRANÇA, F.M.C. (1988)

Obs.: Os dados são de cartas-consultas, não sendo, portanto, a área plantada efetiva.

da indústria castanheira, especialmente no Estado do Ceará, isto é, as fábricas de beneficiamento dos produtos do cajueiro implantaram extensos sítios de cajuais ("PLANTATIONS"). Segundo a Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE), foram implantados no Ceará, no período 1968/78, 50.330 hectares de cajuais com incentivos do FINOR, sendo esta implantação feita por 21 empresas de beneficiamento de castanha.

Os incentivos do Fiset - Reflorestamento restringiram-se às culturas do cajueiro, coco e algaroba. Na TABELA 9 mostram-se as áreas efetivamente reflorestadas com estas culturas no Estado do Ceará. Observa-se que, no período 1979/87, foram implantados 89.382 hectares para um total de 1.300 projetos. Deste total, cerca de 83% foram com cajueiro, 9,3% com algaroba e 7,7% com coqueiro. Isto parece ter ocorrido em virtude do grande número de pessoas jurídicas que compõem a indústria dos produtos do cajueiro neste Estado. Por outro lado, em outros Estados nordestinos, especialmente no Piauí e na Bahia, surgiu uma série de empresas de reflorestamento, cujo objetivo era ter acesso aos incentivos fiscais (FINOR e Fiset). Desta forma, nestes Estados foram implantados extensos plantios, sendo a maioria em microrregiões desprovidas de condições edafoclimáticas favoráveis à cultura do cajueiro.

No Estado do Rio Grande do Norte, o FINOR e, especialmente, o Fiset contribuíram para uma grande concentração de área reflorestada com cajueiro pelas empresas de beneficiamento de castanha e pedúnculo.

Estudo realizado por PAULA PESSOA e CARMO (1987) ^x objetivando analisar o desempenho da cajucultura nordestina no período 1958/65 a 1974/82, mostrou que a expansão da produção de castanha de caju nesta região deu-se, primordialmente, através dos efeitos-área e localização, isto é, através do aumento da área e da mudança na localização das áreas produtivas. Por sua vez, a expansão da área cultivada foi decorrente do crescimento da fronteira agrícola e do efeito substituição positivo, ou

TABELA 9 - Área Efetiva Reflorestada no Estado do Ceará com Recursos do Fundo de Investimento Setorial (FISSET), no Período 1979/87.

ANO	CAJUEIRO		COQUEIRO		ALGAROBA		TOTAL	
	ÁREA (ha)	Nº DE PROJETOS	ÁREA (ha)	Nº DE PROJETOS	ÁREA (ha)	Nº DE PROJETOS	ÁREA (ha)	Nº DE PROJETOS
1979	3.900	54	1.083	13	-	-	4.984	67
1980	7.400	89	1.562	15	-	-	8.962	104
1981	9.635	165	840	19	140	04	10.615	188
1982	9.650	134	849	10	580	07	11.079	151
1983	5.233	80	340	05	330	04	5.903	89
1984	7.620	117	310	05	1.000	16	8.930	138
1985	7.997	111	265	05	670	08	8.932	124
1986	6.130	72	380	10	1.400	20	7.910	102
1987	16.489	266	1.348	21	4.230	50	22.067	337
TOTAL	74.054	1.088	6.978	103	8.350	109	89.382	1.300

FONTE: Instituto Brasileiro de Preservação do Meio Ambiente e Recursos Renováveis - IBAMA

seja, substituição de outras culturas por cajuais. Este estudo mostra, ainda, que o Ceará foi o único Estado a apresentar efeito-produtividade positivo; enquanto Piauí e Rio Grande do Norte obtiveram aumentos nas suas produções essencialmente devidos aos efeitos substituição e localização ambos positivos.

Na TABELA 10 mostra-se o rendimento médio, em termos de produção de castanha nos cajuais do Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte, no período 1975/87. O Estado do Rio Grande do Norte foi quem mais apresentou decréscimo anual médio nos seus níveis de produtividade (-0,51%). Em seguida, vem o Estado do Ceará com uma TGC igual a -0,42%. Já o Estado do Piauí apresentou uma certa estabilidade, no período, nos seus níveis de produtividade, pois sua taxa de crescimento média anual foi de 0,02%, não sendo, estatisticamente, diferente de zero.

Constata-se, ainda, na TABELA 10 que, a partir de 1982 os decréscimos dos níveis de produtividade nos Estados do Ceará, Rio Grande do Norte e, também, do Piauí tornam-se mais acentuados. Uma possível explicação para este fato prende-se à realização das primeiras colheitas, a partir deste ano, dos cajuais implantados com os incentivos do Fiset - Reflorestamento. Como se sabe, o cajueiro, no seu primeiro ano de produção, apresenta uma baixa produtividade. Uma outra razão para a baixa produtividade apresentada, especialmente no Piauí, pode ser atribuída à localização dos cajuais incentivados em áreas de baixa potencialidade agrícola, conforme já foi comentado.

Ponderando-se as produtividades mostradas na TABELA 10 pelas áreas colhidas apresentadas na TABELA 7, o Estado do Ceará destaca-se com o nível de 358 kg/ha, vindo a seguir o Piauí e o Rio Grande do Norte com 328 kg/ha e 167 kg/ha, respectivamente. Estes níveis, portanto, apresentam-se bem inferiores ao apresentado pelo Estado do Ceará, no ano de 1978, que foi de 770 kg/ha (TABELA 10).

TABELA 10: Evolução da Produtividade de Castanha dos Cajuais nos Principais Estados Produtores, no Período 1975/87.

ESTADO	CEARÁ	PIAUI	RIO G. DO NORTE
ANO	kg/ha	kg/ha	kg/ha
1975	440	240	360
1976	620	180	230
1977	580	390	310
1978	770	410	340
1979	410	410	130
1980	370	400	260
1981	430	380	140
1982	500	370	140
1983	160	90	60
1984	400	230	120
1985	330	310	138
1986	120	362	131
1987	220	280	120
MÉDIA ^a	358	328	167
TGC ^b	-0,42*	0,02	-0,51*

Fonte: Produção Agrícola Municipal, IBGE, 1975/84; Anuário Estatístico do Brasil, IBGE, 1987; Levantamento Sistemático da Produção, IBGE, 1968.

(a) Média da Produtividade Ponderada pela Área Colhida no Período 1975/87.

(b) Taxa Geométrica Média Anual de Crescimento, expressa em percentagem, obtida por meio da equação de regressão $Y_t = ae^{rt}$;

(*) Indica significância ao nível de 1%.

Alguns aspectos podem tornar o Brasil, por si só, um produtor mundial absoluto de castanha de caju. O primeiro deles prende-se ao montante de área implantada com incentivos fiscais (FISSET - Reflorestamento) que somente agora começou a entrar no ciclo produtivo. Outro aspecto a ser considerado diz respeito aos atuais níveis de produtividade que certamente serão melhorados com a implantação, no Estado do Ceará em 1987, do Centro Nacional de Pesquisa do Caju (CNPc), administrado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA). Entre os objetivos deste Centro, existe o de aumento da produção de castanha através do incremento da produtividade dos cajuais e, para tanto, serão feitas pesquisas nas áreas de melhoramento, propagação vegetativa, fitossanidade, manejo, tratamentos culturais, nutrição mineral, fenologia, irrigação e socioeconomia.

No tocante à pesquisa, os resultados obtidos têm sido animadores para o Brasil. Atualmente encontra-se em fase de conclusão, na Unidade de Pesquisa do Litoral - EPACE, em Pacajus-Ceará, estudos de melhoramento envolvendo as variedades comum e anão precoce. As características mais importantes apresentadas pela nova variedade são: (a) elevado peso da castanha, pois, segundo BARROS (1988), mostra-se um pouco acima de 15g, sendo superior ao peso médio da castanha do cajueiro comum que é em torno de 8g; (b) produtividade maior do que a do cajueiro comum; (c) com apenas um ano de idade apresenta a sua primeira produção, atingindo a sua maior produtividade no quarto ano produtivo. Em estudo realizado pela Universidade Federal do Ceará, no Município de Caucaia-Ceará, utilizando esta variedade e adotando a prática de irrigação e espaçamento de 5m x 5m, foi obtida uma produtividade, no quarto ano de produção, de 3.450,25kg/ha.

3.2. Projeções das Produções do Brasil e Índia

A análise precedente evidencia os aspectos da produção de castanha de caju nos países tradicionais

produtores. Os países africanos, Moçambique, Tanzânia e Quênia, mostraram uma acentuada redução em seus níveis de produção; enquanto o Brasil e a Índia experimentaram acréscimos significativos, sendo atualmente, os maiores produtores mundiais.

Apesar do Brasil ter atingido nos anos de 1985 e 1987, o mesmo nível de produção indiano, é incorreto e precipitado afirmar-se que o mesmo já é o maior produtor mundial, uma vez que estes níveis apresentados pelo Brasil podem ser esporádicos. Fazendo-se uma pressuposição a "priori" que os fatores condicionantes da produção nestes dois países manter-se-ão inalterados, estimou-se as taxas geométricas médias anuais de crescimento, onde foram obtidas as seguintes equações de regressão para o Brasil (B) e Índia (I):

$$\ln \hat{Y}_B_t = 10,1068 + 0,0921t; \quad \bar{R}^2 = 0,7498 \quad (B)$$

(0,0128)

$$\ln \hat{Y}_I_t = 11,1130 + 0,0426t; \quad \bar{R}^2 = 0,6180 \quad (I)$$

(0,0087)

As taxas geométricas médias anuais de crescimento (parâmetros angulares) mostraram-se significantes ao nível de 1% de probabilidade, enquanto as magnitudes dos \bar{R}^2 s revelam um bom ajustamento das equações de regressão estimadas.

De acordo com o sistema de equações estimado, o tempo necessário para que o Brasil ultrapasse o nível de produção da Índia e, conseqüentemente, seja o maior produtor mundial, é de três (3) anos, ou seja, o Brasil atingirá esta posição no ano de 1990, se for mantida a atual tendência da produção nestes dois importantes países produtores de ACC.

O primeiro lugar em termos de produção mundial de castanha de caju e uma maior taxa de crescimento de produção em relação aos demais produtores, significa para o Brasil uma

maior auto-suficiência da sua indústria de beneficiamento e um caminho para se tornar o maior exportador de ACC, uma vez que a Índia, não é auto-suficiente de matéria-prima para sua indústria de beneficiamento.

Um fator crucial a ser considerado ainda neste estudo, prende-se ao comportamento, no período em estudo, do total mundial produzido de castanha de caju que mostrou um decréscimo médio de 2,3% ao ano (TABELA 6). Este fato evidencia que os acréscimos observados na Índia, no Brasil e em outros países não foram suficientes para compensar as reduções nos níveis de produção ocorridos nos países da África Oriental, Moçambique, Tanzânia e Quênia.

3.3. O Comércio Internacional da Amêndoa da Castanha de Caju (ACC)

A história do comércio internacional da ACC é antiga, tendo sua origem nos primórdios do século atual (XX), mas, segundo JOHNSON (1974), passou a ganhar importância a partir da década de vinte com a adoção do método de embalagem "Vitapak" para exportação. Apresentando um grande impulso no período após a Segunda Guerra Mundial e experimentou uma grande perda de significância na década de cinquenta. A partir da década seguinte readquiriu sua importância, e vem-se mantendo ascendente até a época atual.

A década de sessenta foi caracterizada por um virtual monopólio por parte da Índia, no comércio internacional de ACC, tendo sido, em 1966, responsável por 91,5% do suprimento da demanda internacional (EDIBLE NUT STATISTICS, 1981). Mas a partir de meados da década de setenta, uma série de fatores provocaram mudança neste quadro.

Segundo LOPES NETO (1981), a Índia, por ser o único país comprador de castanha crua africana e, através de

monopsônio, adquirir esta matéria-prima a um preço muito baixo, desenvolveu, no período 1960/70, uma indústria de beneficiamento com uma elevada capacidade instalada. Por outro lado, uma franca ascendência de um mercado preferencial de ACC mantido com a URSS, que lhe garantia preços em patamares elevados, contribuiu também para este desenvolvimento fabril. A estes fatores, pode ser acrescida a expansão dos mercados americanos (Estados Unidos e Canadá) e da Europa Ocidental.

Com as mudanças político-institucionais acrescidas de outros fatores que ocorreram na África Oriental, principalmente a independência de Moçambique, em meados dos anos setenta, a Índia teve seu suprimento de matéria-prima duramente afetado, pois até o ano de 1975, o maior percentual de castanha de caju beneficiado neste país provinha da África. A partir daquele ano, o quadro inverteu-se (TABELA 11). Pode-se observar que, em 1972, do total beneficiado, 76,3% eram importados dos países africanos. A partir de 1986, as importações mostraram decréscimos acentuados. Já em 1982, apenas 3,6% foram importados daqueles países, tendo a produção doméstica, neste ano, contribuído com 96,4% do total beneficiado, o que indica a não entrada de novos países supridores. Um fator determinante para a redução das exportações africanas de castanha de caju para Índia foi o desvio deste produto juntamente com a cana-de-açúcar e o trigo, em Moçambique, para a fabricação de alimentos que se tornaram escassos a partir de 1981. Mas, a partir de 1984, Moçambique voltou a exportar, ao mesmo tempo que abriu seu porto de embarque ao Quênia e Tanzânia. Desta forma a Índia voltou a apresentar um nível mais elevado de importação de castanha de caju daquele país.

A queda das importações indianas de castanha crua teve como consequência uma redução nas suas exportações de amêndoa de castanha de caju (ACC), apesar da implementação, por parte do governo, de uma política de estímulo à produção interna ("procurement price"). Na TABELA 12 mostram-se que as exportações de ACC da Índia, em 1973, foram de 64.542 toneladas

TABELA 11 - Quantidades e Origens de Castanha de Caju Destinadas ao Parque Industrial de Beneficiamento da Índia, no Período 1970/87. Valores Expressos em Toneladas-Métricas.

A N O	PRODUÇÃO INTERNA		IMPORTAÇÃO(a)		TOTAL	
	QUANTIDADE	(%)	QUANTIDADE	(%)	QUANTIDADE	(%)
1970	65.000	27,6	170.185	71,4	235.785	100,0
1971	55.000	24,7	167.459	75,3	222.459	100,0
1972	60.000	23,7	192.879	76,3	252.879	100,0
1973	80.000	31,7	172.110	68,3	252.110	100,0
1974	90.000	33,7	177.289	66,3	267.289	100,0
1975	105.000	43,6	135.815	56,4	240.815	100,0
1976	100.000	56,8	76.185	43,2	176.185	100,0
1977	120.000	64,8	65.076	35,2	185.076	100,0
1978	120.000	86,7	18.380	13,3	138.380	100,0
1979	115.000	77,1	34.203	22,9	149.203	100,0
1980	125.000	83,4	20.682	16,6	145.682	100,0
1981	110.000	68,1	35.094	31,9	146.094	100,0
1982	90.000	96,4	3.212	3,6	93.212	100,0
1983	125.000	78,4	10.231	8,2	135.231	100,0
1984	135.000	85,1	29.198	21,6	164.198	100,0
1985	120.000	76,9	27.749	23,1	147.749	100,0
1986	125.000	66,4	42.000	33,6	167.000	100,0
1987	130.000	77,9	36.875	22,1	166.785	100,0

Fonte: EDIBLE NUT STATISTICS (1981, 1987)

(a) Importações provenientes dos Países Africanos, Moçambique, Tanzânia e Quênia.

e, em 1979, foram de apenas 23.981 toneladas, representando, em um espaço de apenas seis anos, um decréscimo global em torno de 63%. Mas a partir de 1984, a Índia voltou a incrementar os seus níveis de exportação, em consequência dos aumentos das importações de castanhas africanas que ocorreu a partir deste ano. Em todo o período da história do comércio internacional de ACC, a Índia foi o maior exportador mundial. Apesar deste fato, este país apresentou, no período 1966/87, um decréscimo médio anual no volume de ACC exportado de 3,4%.

Segundo a EDIBLE NUT MARKET REPORT (1988), a política "procurement price" introduzida pelo governo indiano tem elevado o preço da castanha a nível de produtor além do patamar aceitável e com isto tem havido uma expulsão do processamento privado deste produto e um consequente monopólio do estado, tendo como consequência final uma possível perda de mercado internacional da ACC através do efeito competição.

Apesar de ser o maior exportador mundial de ACC, a Índia é o país que apresenta o mais baixo nível tecnológico na sua indústria de processamento. As operações que compõem as fases de beneficiamento da castanha são, na sua maioria, manuais. Este fato ocorre em virtude da elevada disponibilidade de mão-de-obra que sendo abundante tem uma baixa remuneração.

Segundo JOHNSON (1974), a implantação da indústria de beneficiamento de castanha de caju na África Oriental deu-se na década de quarenta com a interrupção do comércio deste produto entre os países deste continente e a Índia por ocasião da Segunda Guerra Mundial. Esta indústria era toda composta por processamento manual e teve vida curta, pois, ao contrário da Índia, não existia na África Oriental, nesta época, mão-de-obra disponível. Mas, a partir de 1965, Moçambique, Tanzânia e Quênia reimplantaram as suas indústrias de beneficiamento, utilizando todo um processo mecânico. A modernização da indústria africana de beneficiamento de castanha de caju deveu-se mais à escolha de Moçambique, Tanzânia e Quênia por

parte da indústria da Itália, que desenvolveu o sistema Oltremare, do que dos próprios incentivos dos governos desses países neste setor produtivo. O objetivo da indústria italiana era fazer, dos países africanos, unidades demonstrativas de seu bem de capital, a fim de que outros países como o Brasil e a Índia passassem a adquirí-lo, posteriormente, o que aconteceu somente com o Brasil.

Com o advento das suas indústrias mecanizadas, os países africanos obtiveram incrementos nas suas exportações de ACC. Moçambique, com uma indústria composta por seis fábricas, apresentou uma taxa geométrica média anual de crescimento de 4,2% no período 1966/87. Mas, apesar deste percentual anual de crescimento, apresentou, a partir de 1974, uma tendência decrescente nas exportações, acentuando-se mais esta queda a partir de 1982 (TABELA 12). Esta redução nas exportações foi decorrente da queda da produção interna de castanha por ocasião da independência do país em 1975 e do desvio da castanha para a produção de alimentos, a partir de 1982, fatos já comentados. Um outro fator parece ter contribuído, ainda, para a contração das exportações de Moçambique a partir de 1982, que foi o alto preço pago a castanha "in natura" pela Índia, o que tornou mais vantajoso para Moçambique exportar este produto ao invés de beneficiá-lo. Este fator ganha maior grau de confiabilidade quando se observa que as importações indianas de castanhas provenientes da África aumentaram sensivelmente a partir de 1983, (TABELA 11), ao mesmo tempo que a política de preço mínimo ("procurement price"), imposta na Índia, elevou acentuadamente o preço interno da castanha, o que tornaria mais racional importar este produto, se o preço de compra fosse inferior ao praticado internamente.

A Tanzânia com a implantação em 1965 de duas fábricas pode incrementar suas exportações de ACC. No ano de 1966, este país exportou apenas 48 toneladas, mas, já em 1968, o volume exportado foi de 1.474 toneladas, equivalendo a um aumento global de 2.971% (TABELA 12). A taxa geométrica média

TABELA 12 - Exportação Mundial de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC), Segundo os Maiores Produtores, no Período 1966/87. Valores Expressos em Toneladas-Métricas.

A N O	P A Í S				
	ÍNDIA	BRASIL	MOÇAMBIQUE	TANZÂNIA	QUÊNIA
1966	53.793	724	4.005	48	196
1967	48.616	1.819	5.729	584	137
1968	52.256	1.491	8.088	1.474	184
1969	60.491	3.342	9.228	1.378	166
1970	62.678	4.589	12.771	2.407	165
1971	54.074	6.499	14.767	2.853	143
1972	59.985	4.286	20.438	3.977	168
1973	64.542	7.169	25.751	2.901	116
1974	57.062	5.980	29.560	3.710	227
1975	57.976	7.608	24.350	4.060	96
1976	59.174	22.421	21.195	4.000	170
1977	55.940	9.359	21.122	6.084	1.613
1978	40.051	7.430	17.025	3.890	3.046
1979	23.981	10.922	18.300	3.695	1.680
1980	37.412	11.898	17.100	3.887	2.693
1981	36.856	14.501	15.600	3.463	3.063
1982	29.449	15.528	12.233	...	3.369
1983	31.787	17.254	4.300	...	1.184
1984	31.142	14.770	2.938	...	2.339
1985	31.608	24.977	2.511
1986	37.395	20.709	2.307
1987	37.367	15.223	5.300
TGC ^a	-3,4*	12,7*	4,2**	1,3	20,7**

Fonte: EDIBLE NUT STATISTICS (1981, 1987)

(a) Taxa geométrica média anual de crescimento, expressa em percentagem, obtida por meio da equação de regressão $Y_t = ac^{rt}$.

(*) Indica significância ao nível de 1%, ** indica significância ao nível de 5%.

(...). Indica não disponibilidade de informações.

anual de crescimento, no período 1966/81, não foi estatisticamente diferente de zero, o que implica em uma certa estabilização nas suas exportações de ACC no período. Não se dispõe das quantidades exportadas por este país a partir do ano de 1982, mas se espera que tenha reduzido acentuadamente a partir deste ano em decorrência da queda na produção de castanha, em virtude do incentivo dado pelo governo tanzaniano à produção de mandioca e milho pelas "Ujamaas".

A partir de 1989, a Tanzânia poderá readquirir sua importância no contexto do comércio internacional de ACC. Dois fatores poderão contribuir decisivamente para que tal ocorra. O primeiro é a reabertura, recentemente, do porto de exportação de Moçambique às importações tanzanianas, enquanto o segundo é decorrente do reinício da construção da Tanzam, a estrada de ferro que cortará a Tanzânia e a Zâmbia em direção ao Oceano Índico e que servirá como corredor de exportação para os produtos tanzanianos. A alocação de recursos para a construção desta ferrovia será feita pela Organização da Unidade Africana (OUA) e pela USAID - Agência Americana de Ajuda ao Desenvolvimento, o que mostra o estreito laço existente entre este país e os Estados Unidos, que é o maior importador de ACC no mundo. Segundo a EDIBLE NUT MARKET REPORT (1988), um outro fator contribuirá para a expansão das exportações de ACC na Tanzânia que é o alto preço atingido por este produto no mercado internacional, o que tem levado este país a reativar seu parque fabril de beneficiamento.

Dos cinco tradicionais países exportadores de ACC, o Quênia é o que se apresenta com menor significância dentro do comércio internacional deste produto. No período 1966/84, a taxa de crescimento médio das exportações de ACC deste país foi de 20,7% (TABELA 12). A maior quantidade exportada pelo Quênia, em todo o período em estudo, foi de 3.369 toneladas, em 1982. A redução observada na produção de castanha, no Quênia não teve influência no volume de ACC exportado. Isto ocorreu em virtude da baixa capacidade de beneficiamento instalada da

indústria deste país.

Na TABELA 12 mostra-se que, diferentemente do comportamento das exportações indianas, o Brasil mostrou, no período 1966/86, um elevado crescimento nas suas exportações de ACC. No ano de 1966, o total exportado foi somente de 724 toneladas, enquanto que em 1983, ano em que foi atingido o maior pico nas exportações brasileiras deste produto, a cifra foi de 24.977 toneladas, representando um aumento global de 3.350%. A taxa geométrica média anual de crescimento, no período 1966/87 foi de 12,7%. A partir de 1982, o Brasil assumiu a categoria de segundo maior exportador de ACC no mercado mundial.

O acréscimo observado nas exportações de ACC do Brasil é consequência da grande expansão no volume produzido de castanha e da implementação de uma indústria de beneficiamento com uma elevada capacidade instalada.

Segundo LOPES NETO (1981), a indústria de beneficiamento de castanha teve seu início no Brasil, em 1943, com a instalação de uma fábrica, a fim de atender a uma demanda insatisfeita de líquido de casca de castanha de caju (LCC) criada por ocasião da Segunda Guerra Mundial. Mas o incremento deste setor industrial somente se deu a partir da década de sessenta. Na TABELA 13 mostra-se que atualmente a indústria castanheira brasileira é composta por 26 fábricas, sendo que, deste total, 20 unidades situam-se no Ceará, 5 no Rio Grande do Norte e uma no estado do Piauí.

Em termos de capacidade instalada, o estado do Ceará detém 90,2% do total, e os estados do Rio Grande do Norte e do Piauí são detentores de 8,7% e 1,1%, respectivamente (TABELA 13). De acordo com esta tabela, o total de castanha beneficiado, em 1987, foi de 130.500 toneladas, equivalendo a toda produção nacional, neste ano, significando que a ociosidade (54,3%) observado na indústria brasileira deveu-se

TABELA 13 - Capacidade Instalada e Utilizada das Empresas de Beneficiamento de Castanha de Caju no Brasil, em 1987.

EMPRESA	LOCALIZAÇÃO	CAPACIDADE INDUSTRIAL (ton)		OCIOSIDADE (%)
		INSTALADA	UTILIZADA	
1-Araújo e Alves (LINDOYA)	Fortaleza-CE	6.000	0	100,0
2-Brasil Castanha	Caucaia-CE	7.500	6.000	20,0
3-Caju do Brasil S/A. - Agro-Indústria-CAJUBRAZ	Pacajus-CE	10.000	3.000	70,0
4-Casa Quirino Rodrigues S/A - Indústria e Comércio e Agricultura	Sobral-CE	10.000	6.000	40,0
5-Cascavel Castanha de Caju Ltda. - COSCAJU	Cascavel-CE	40.000	6.000	85,0
6-Castanha de Caju do Nordeste S/A - CAJUNORTE	Marco-CE	12.000	0	100,0
7-CAJUNITA		8.600	2.500	70,9
8-Caucaia Industrial S/A - CAISA	Caucaia-CE	30.000	20.000	33,3
9-Companhia Brasileira de Ind. de Castanha de Caju - COBICA	Fortaleza-CE	4.000	0	100,0
10-Companhia Industrial de Óleos do Nordeste-CICNE	Fortaleza-CE	10.000	4.000	60,0
11-Companhia de Produtos Alimentícios - CIPA	Pacajus-CE	10.000	8.000	20,0
12-Comércio e Indústria de Óleos Ltda - CIOL	Fortaleza-CE	12.000	6.000	50,0
13-Fortaleza Agro-Indústria S/A - FAISA	Fortaleza-CE	5.000	0	100,0
14-Indústria e Agricultura Castanha e Óleos Ltda - IACOL	Bela Cruz-CE	6.000	4.000	33,3
15-Irmãos Fontenele S/A	Fortaleza-CE	18.000	12.000	33,3
16-Iracema Indústria de Caju S/A	Fortaleza-CE	27.000	20.000	25,9
17-JATI Indústria de Caju S/A	Fortaleza-CE	15.000	12.000	20,0
18-M.G. Pereira	Pacajus-CE	4.000	1.500	62,5
19-Oliveira Cavalcante e Cia. Ltda - OLICAL	Fortaleza-CE	12.600	4.000	68,3
20-Usina Gomes	Itapipoca-CE	4.000	1.500	62,5
21-VALOLAWA	Fortaleza-CE	5.000	3.500	30,0
22-CIBRAJU	Natal-RN	4.000	0	100,0
23-CAPASSE	Natal-RN	4.000	3.000	25,0
24-Cooperativa Central de Natal	Natal-RN	4.000	0	100,0
25-Cooperativa Itau	Itau-RN	3.000	1.500	50,0
26-DEUSDARA	Altos-PI	3.000	0	100,0
T O T A L		285.700	130.500	54,3

FORNTE: Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste - SUDENE
Sindicato das Indústrias do Açúcar e de Doces e Conservas Alimentícias no Estado do Ceará.

sobretudo à falta de matéria-prima. Por outro lado, esta ociosidade é indicativo de que esta indústria será capaz de absorver, a curto e a médio-prazo, todo e qualquer incremento na produção interna de castanha de cajú. Assim como ocorre nos países africanos, o parque fabril brasileiro é composto por sistemas de beneficiamento mecanizados.

Na TABELA 14 mostram-se os principais importadores mundiais de ACC e suas respectivas quantidades. Os Estados Unidos apresentam-se como os maiores importadores ao longo de todo o período estudado (1980/87), tendo importado, em 1980, um total de 29.578 toneladas, enquanto que, em 1987, a cifra foi de 40.661 toneladas, equivalendo a um aumento global de 37,5% no período. A participação relativa das importações estadunidenses em relação ao volume total importado pelos principais importadores, também mostrou-se ascendente no período. Haja vista que, em 1980, foi de 42,4% e em 1987 foi de 64,2%, representando um aumento de 21,8 pontos percentuais. Estes percentuais mostram uma acentuada concentração do mercado comprador de ACC por parte dos Estados Unidos e, ainda, uma franca ascensão deste quadro.

Os Estados Unidos são detentores de um significativo setor industrial de beneficiamento de ACC, composto atualmente de 28 fábricas, onde a ACC de primeira qualidade importada é torrada, salgada e embalada para ser vendida ao consumidor interno. Segundo LOPES NETO (1981) estas amêndoas representam cerca de 85% do total importado, sendo o restante, 15%, formado por amêndoas de inferior qualidade e pedaços, vendido à indústria de chocolate e de panificação.

A URSS é o segundo maior importador de ACC no mundo.

TABELA 14 - Países Maiores Importadores Mundiais de Amêndoas de Castanha de Caju (ACC) e Suas Respectivas Quantidades, no Período 1980/87. Valores Expressos em Toneladas-Métricas.

A N O	P A Í S																			
	ESTADOS UNIDOS		UNIÃO SOVIÉTICA		CANADÁ		ALEMANHA OCIDENTAL		JAPÃO		PAÍSES BAIXOS		REINO UNIDO		AUSTRÁLIA		OUTROS		TOTAL	
	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)	QUANT.	(%)
1980	29.578	42,4	21.108	30,3	3.276	4,7	3.121	4,5	2.786	4,0	3.509	5,0	2.368	3,4	2.267	3,2	1.756	2,5	69.769	100,0
1981	27.601	41,1	23.281	34,7	2.485	3,7	2.404	3,6	2.198	3,3	2.733	4,1	2.289	3,4	2.743	4,1	1.419	2,0	67.153	100,0
1982	35.571	50,1	18.060	25,4	2.236	3,1	2.863	4,1	2.130	3,0	2.998	4,2	3.258	4,6	2.063	2,9	1.809	2,6	70.988	100,0
1983	43.162	68,0	867	1,3	3.231	5,1	3.363	5,3	2.954	4,7	2.550	4,0	3.040	4,8	2.621	4,1	1.730	2,7	63.518	100,0
1984	37.982	67,6	108	0,2	3.378	6,1	1.884	3,4	2.394	4,3	2.245	4,0	2.766	5,0	3.626	6,5	1.596	2,9	55.570	100,0
1985	47.982	67,9	4.600	6,5	3.244	4,6	3.022	4,3	2.348	3,3	2.382	3,4	2.756	3,9	2.723	3,8	1.577	2,3	70.634	100,0
1986	43.445	64,9	4.076	6,2	3.083	4,6	3.302	4,9	3.410	5,1	2.275	3,4	2.279	4,9	2.775	4,1	1.268	1,9	66.913	100,0
1987	40.661	64,2	4.893	7,7	2.753	4,3	2.825	4,5	2.736	4,3	2.474	3,9	3.658	5,8	2.073	3,4	1.260	1,9	63.333	100,0

Fonte: EDIBLE NUT STATISTICS (1987)

EDIBLE NUT MARKET REPORT (1988)

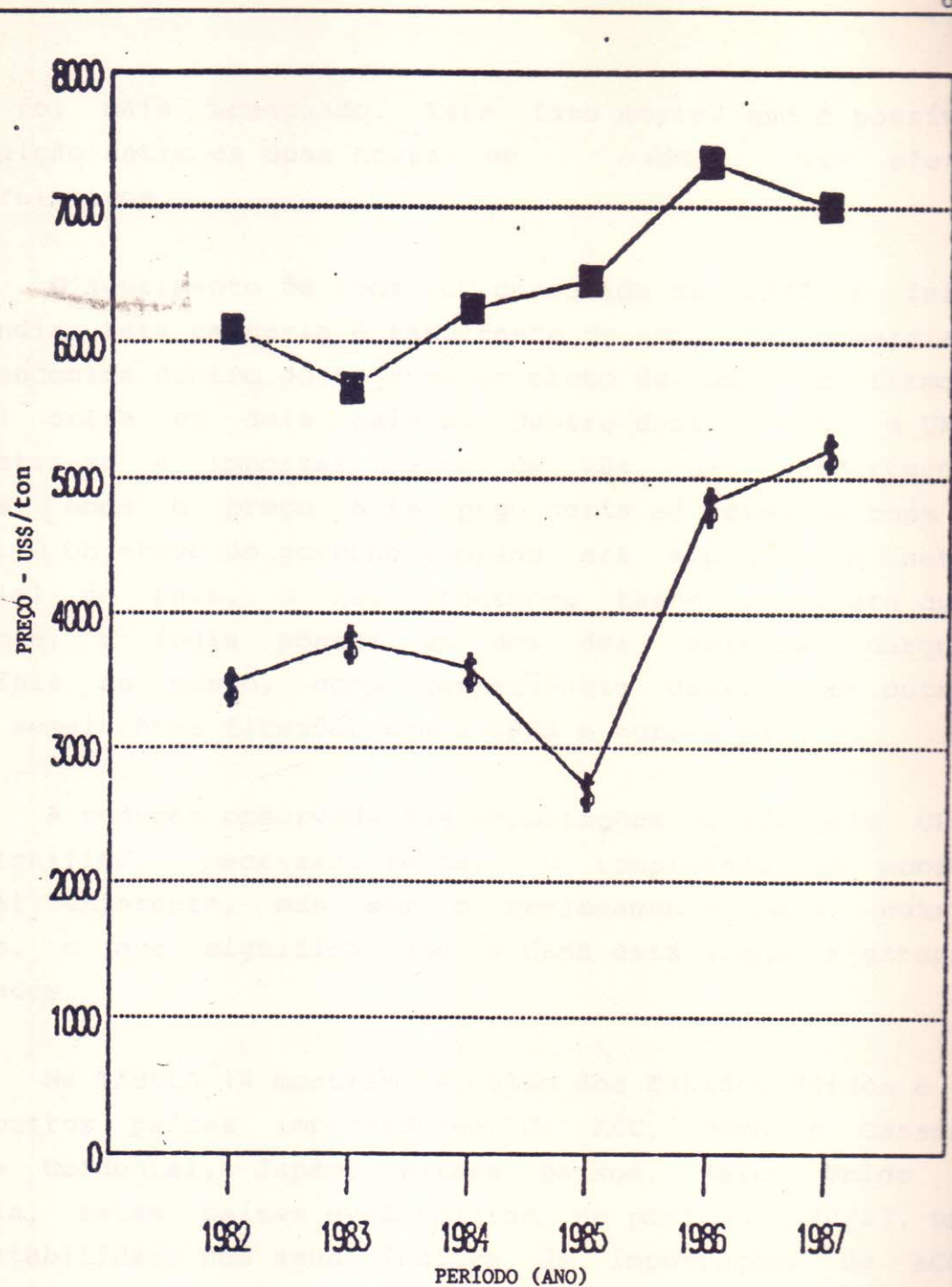
(a) Bélgica, França, Alemanha Oriental, Nova Zelândia e Suécia.

No ano de 1981 a quantidade importada foi de 23.281 toneladas, representando 34,7% do total das importações dos 13 principais países importadores de ACC (TABELA 14). Mas no ano de 1983, este país mostrou uma redução drástica no volume de ACC importado que foi de apenas 867 toneladas, o que corresponde a um decréscimo, em relação ao ano anterior, de 95,2%. No ano seguinte o total importado foi de 108 toneladas, tornando-se o menor importador mundial quando comparado aos principais importadores. Nos anos que se seguiram, a URSS voltou a importar um maior volume de ACC, cujos níveis foram mantidos entre 4.000 a 5.000 toneladas, bastante inferiores aos níveis apresentando antes do ano de 1982. Observa-se na TABELA 14 que no ano em que ocorreu a menor importação de ACC pela URSS, os Estados Unidos aumentaram sensivelmente suas importações, o que mostra a absorção por parte deste país do produto rejeitado pela URSS.

A ACC importada pelo URSS é utilizada, na sua quase totalidade, na indústria de panificação, mas há um uso marginal deste produto como aperitivo, tendo em vista a implantação, neste país, de uma fábrica de fritar e salgar a ACC (LOPES NETO, 1981).

Dados da EDIBLE NUT STATISTICS (1987) mostraram que no período em que as importações de ACC do URSS decresceram acentuadamente, as importações de outra noz, a "almonds" (amêndoa) cresceram substancialmente. No ano de 1981, o volume importado desta noz foi de apenas 7.031 toneladas, enquanto que, em 1985, foi de 27.600 toneladas, correspondendo a um incremento global de 292,6%. Este fato pode significar uma substituição da ACC pela "almonds" a partir do ano de 1982.

Na FIGURA 1 mostra-se¹⁰ o comportamento dos preços médios reais da ACC indiana e da "almonds" no mercado mundial no período 1982/87. Observa-se que em todo o período, o preço de ACC foi sempre superior, sendo que em 1985, ano de maior volume importado de "almonds" pela URSS, o hiato entre os dois



CONVENÇÃO:

—■—
ACC
—◆—
ALMONDS

FIGURA 1: Preço Médio Real, no Mercado Internacional da "Almonds" e da Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) no Período 1982/87.

FONTE: EDIBLE NUT STATISTICS (1987)
 CACEX - BANCO DO BRASIL
 INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS - FMI

Obs.: Os preços foram corrigidos pelo IGP (USA), 1987 = 100

preços foi mais acentuado. Este fato mostra que a possível substituição entre as duas nozes se deu via efeito preços relativos.

O suprimento de toda ACC consumida na URSS é feito pela Índia. Esta parceria é resultante de um acordo comercial, que se encontra dentro do bojo de um pacto de amizade firmado em 1971 entre os dois países. Dentro deste acordo, a URSS comprometia-se a importar cerca de 20% das exportações indianas, onde o preço a ser pago seria em forma de bens de capital. O objetivo do governo indiano era expandir o setor industrial do país, o que aconteceu tendo em vista que, atualmente, a Índia possui um dos dez maiores parques industriais do mundo, como consequência deste e de outros acordos semelhantes firmados com a URSS e outros países.

A redução observada nas importações de ACC pela URSS não significa, necessariamente, o rompimento do acordo comercial existente, mas sim o deslocamento para outros produtos, o que significa que a URSS está apenas ajustando quantidades.

Na TABELA 14 mostram-se, além dos Estados Unidos e a URSS, outros países importadores de ACC, como o Canadá, Alemanha Ocidental, Japão, Países Baixos, Reino Unido e Austrália. Estes países evidenciaram, no período 1980/87, uma certa estabilidade nos seus índices de importações de ACC. Outros países que também fazem parte do mercado de importação de ACC são: Bélgica, França, Alemanha Oriental, Nova Zelândia. Os volumes importados, individualmente, por estes países não são significantes.

Três fatores devem ser considerados no mercado mundial da ACC. O primeiro mostra que o mercado de importação é formado por um número relativamente grande de países compradores, onde todos eles são países de elevada renda "per capita". Este fato leva a se inferir que a ACC tende a ser um

bem de luxo. O segundo mostra que, apesar do grande número de compradores, o mercado importador é bastante concentrado, principalmente, a partir de 1983, onde os Estados Unidos vêm comprando de 64 a 68% do total das exportações mundiais. O terceiro fator prende-se ao fato de que, ao contrário do que ocorre com o mercado importador, as exportações de ACC são efetuadas por todos os cinco tradicionais países produtores.

A concentração do mercado comprador de ACC pelos Estados Unidos pode ser explicada através de dois pontos de vista diferentes, mas que se somam. Primeiramente tem-se a forma como a ACC mundial é exportada e o seu padrão de consumo nos países importadores. A ACC, a fim de não sofrer restrição de ordem quantitativa e nem de barreiras alfandegárias no mercado mundial, é exportada semi-beneficiada, sendo, de acordo com a UNCTADE-GATT, classificada como um produto básico. Por outro lado, mais de 80% desta ACC são consumidas na forma beneficiada nos países importadores, isto é, torradas e salgadas. Em virtude destes fatos, os Estados Unidos desenvolveram no país uma indústria de beneficiamento de ACC, possuidora de um parque fabril de elevada capacidade instalada. Com a crescente expansão do consumo interno, os elevados lucros obtidos e o grande número de empregos gerados, esta indústria vem tentando garantir seu suprimento externo de ACC, e, para tanto, tem investido, com apoio de seu governo, capital nas indústrias de beneficiamento de castanhas, situadas nos principais países supridores, como a Índia, Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia. Estes países, por serem detentores de elevadas taxas de desemprego e elevados níveis de endividamento externo, não se opõem a esse capital, tendo em vista que o mesmo significará mais emprego gerado e mais divisas estrangeiras, como incremento do setor exportador.

O segundo ponto de vista diz respeito à incapacidade do consumidor, nos demais países importadores, de adquirir a ACC beneficiada (torrada e salgada) a um preço compatível com as demais nozes existentes. Ao contrário dos Estados Unidos,

estes países possuem uma acanhada indústria de beneficiamento de ACC, onde a capacidade instalada tem-se mantido inalterada. Com isto, o volume deste produto, exposto ao consumo, apresenta-se bastante reduzido, tornando-o um bem escasso e, por conseguinte, com um preço bem superior ao das demais nozes. Uma solução, a curto-prazo, para incrementar o consumo nestes países poderia ser o incremento das exportações de ACC beneficiada pelos países supridores, embora que o preço final, a nível de consumidor, fosse um pouco mais elevado em decorrência da incidência das tarifas aduaneiras.

No tocante ao suprimento externo de ACC, pode-se afirmar que todos os países grandes produtores deste produto têm acesso a todo o mercado comprador, exceto o da URSS, que é privilégio indiano. Segundo JOHNSON (1974) e LOPES NETO (1981), a Índia, em 1960, supriu 91,8% das importações dos Estados Unidos, e nos anos 1970 e 1979 o suprimento foi de 59,8% e 34%, respectivamente. Atualmente as estatísticas apontam um percentual em torno de 30,3% do total das importações dos Estados Unidos como proveniente da Índia. Apesar da magnitude destes percentuais e de suprir todo o mercado da URSS, a Índia ainda exporta para uma série de outros países, sendo que, entre estes, os de maiores expressões são o Canadá, Japão e Austrália. Segundo LOPES NETO (1981), esta diversificação de mercado deve-se, em parte, ao trabalho realizado pela "Cashew Export Promotion Council" (Conselho de Promoção das Exportações de Caju).

Os países africanos mostram, também, um mercado bastante diversificado. Os principais compradores de Moçambique são os Estados Unidos seguido do Reino Unido, Canadá e Austrália. Tanzânia também tem nos Estados Unidos o seu principal comprador, vindo, a seguir, os Países Baixos, Reino Unido, Austrália, Canadá, Alemanha Ocidental, Japão e Suécia. Assim como os dois países anteriores, o Quênia exporta um maior volume de ACC para os Estados Unidos, sendo que o restante deste produto é exportado para a Holanda, Austrália, Alemanha

Ocidental, Reino Unido, Canadá e Japão (LOPES NETO, 1981).

Atualmente, os maiores importadores de ACC do Brasil são os Estados Unidos, Países Baixos, Canadá e Alemanha Ocidental. Mas, segundo FRANÇA (1988), o Brasil exporta este produto, em pequenas quantidades, para, aproximadamente, 30 outros países.

Na TABELA 15 mostra-se que no período 1981/86 a maior quantidade importada de ACC do Brasil pelos Estados Unidos foi de 20.023 toneladas em 1985. Este total representou, neste ano, 41,7% das importações de ACC deste país, enquanto que foi equivalente a 80,1% do total exportado pelo o Brasil neste mesmo ano. A participação brasileira em relação ao total de ACC importado pelos Estados Unidos manteve, no período 1981/86, um nível, até certo ponto, estabilizado. Em 1981, esta participação foi de 38,4%, tendo atingido o menor índice percentual em 1984 com 29,9%. Mas no ano seguinte, 1985, o percentual foi de 41,7%, voltando, no ano de 1986, a apresentar um percentual em torno do apresentado em 1981, ou seja, 38,2%.

Os Países Baixos apresentaram, no período 1981/86, um acentuado incremento nas suas importações de ACC brasileira. No ano de 1981, estes países importaram um total de 2.733 toneladas, tendo o Brasil contribuído com 15% deste total. Já, em 1986, o total de ACC importado decresceu para 2.275 toneladas, sendo que a contribuição brasileira, neste ano, foi de 54,6%. Este fato mostra que nos Países Baixos houve um ganho de mercado pelo Brasil em detrimento de outro supridor, a Tanzânia (TABELA 15).

Assim como ocorreu nos Países Baixos, o Brasil também apresentou acréscimo, no período 1981/86, na participação relativa do total das importações de ACC do Canadá e Alemanha Ocidental. Em 1981, a participação brasileira nestes dois países foi de 22,7% e 6,2%, respectivamente. Mas, em 1986, a participação de ACC brasileira no total importado pelo Canadá

Tabela 13 - Principais Importações de Alimentos de Castanha de Caju (ACC) do Brasil e suas Respectivas Importações Totais e Provenientes do Brasil, Valores Expressos em Toneladas-Métricas, no Período 1981/86.

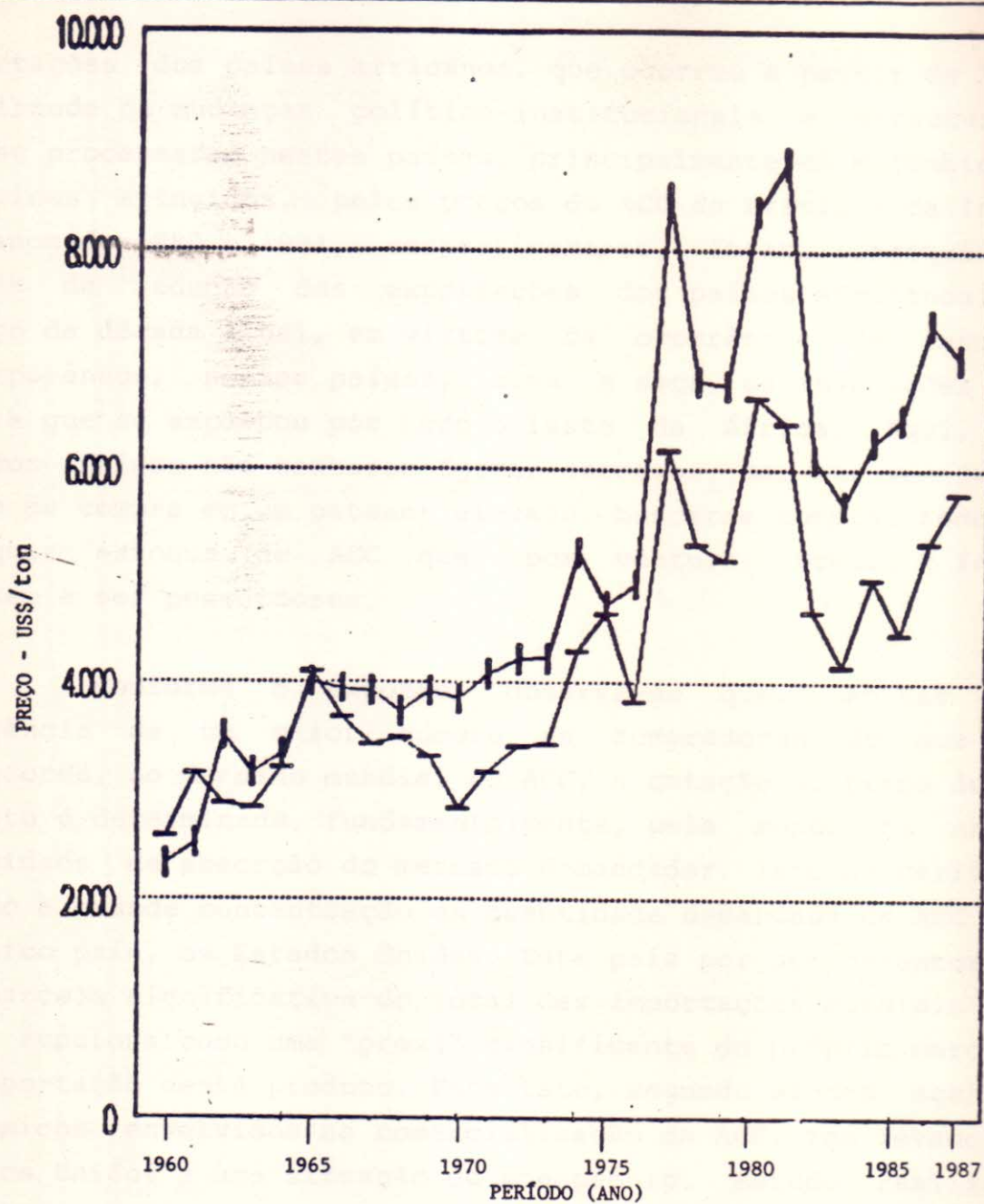
A N O	ESTADOS UNIDOS			PAÍSES BAIXOS			CANADÁ			ALEMANHA OCIDENTAL		
	TOTAL MUNDIAL	IMPORTADO DO BRASIL	PARTICIPAÇÃO (%)	TOTAL MUNDIAL	IMPORTADO DO BRASIL	PARTICIPAÇÃO (%)	TOTAL MUNDIAL	IMPORTADO DO BRASIL	PARTICIPAÇÃO (%)	TOTAL MUNDIAL	IMPORTADO DO BRASIL	PARTICIPAÇÃO (%)
1981	27.601	10.588	38,4	2.733	409	15,0	2.485	565	22,7	2.404	149	6,2
1982	35.505	12.748	35,9	2.998	538	18,0	2.336	635	27,2	2.863	579	20,2
1983	43.162	15.039	34,8	2.550	740	29,0	3.231	832	25,8	3.363	779	23,2
1984	37.573	11.240	29,9	2.245	644	28,7	3.378	659	19,5	1.884	282	15,0
1985	47.982	20.023	41,7	2.382	1.504	63,1	3.244	1.076	33,2	3.022	904	30,0
1986	43.445	16.588	38,2	2.275	1.243	54,6	3.083	891	28,9	3.302	746	22,6

Fonte: EDIBLE NUT STATISTICS(1987)
CACEX - BANCO DO BRASIL

foi de 28,9%, depois de ter atingido um percentual de 33,2% em 1985; enquanto que na Alemanha Ocidental a participação do Brasil foi de 22,6% em 1986, tendo atingido, no ano de 1985, 30% (TABELA 15). Não se pode inferir com segurança em detrimento de quem se deu o ganho de mercado pelo o Brasil nestes dois países, mas se sabe que, além do Brasil, exportam, para estes países, a Índia, Moçambique, Tanzânia e Quênia.

Na FIGURA 2 mostra-se o comportamento dos preços médios da ACC do Brasil e da Índia no período 1960/87. Observa-se que a partir de 1965 o preço médio da ACC da Índia foi sempre superior ao do Brasil, mas ambos mostraram, em todo o período, o mesmo comportamento. O maior preço médio obtido pela ACC da Índia é um indicador que este país vendeu um volume de ACC, de boa qualidade, superior ao do Brasil no período em estudo. O menor volume de ACC de boa qualidade vendida pelo Brasil, em relação à Índia, prende-se às formas de descorticagem de castanha nos dois países. Na Índia esta operação é realizada manualmente, enquanto que no Brasil, é feita mecanicamente, resultando em um maior percentual de quebra da amêndoa. Segundo FRANÇA (1988), está sendo introduzida no Brasil uma máquina que apresenta um percentual de quebra nas amêndoas em torno de 20%, o que representa um percentual reduzido comparado ao atual, que é em torno de 50%. Com a utilização desta máquina, espera-se uma maior equiparação entre os preços médios da ACC do Brasil e da Índia.

Os maiores picos obtidos pelo preço médio real da ACC da Índia no mercado internacional ocorreram nos anos de 1977 e 1981. O preço da ACC brasileira mostrou um comportamento parecido, tendo em vista que a única diferença observada foi que, ao invés de 1981, o preço brasileiro apresentou o seu maior pico no ano de 1980 (FIGURA 2). O alto preço real atingido pela ACC no mercado mundial em 1977 foi decorrente do desejo dos Estados Unidos de formarem estoque, a fim de garantir o pleno funcionamento da sua indústria de beneficiamento de ACC que se viu ameaçado com a queda das



CONVENÇÃO:

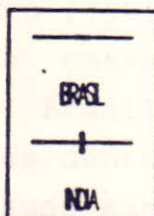


FIGURA 2: Preço Real Médio da ACC do Brasil e da Índia no Período 1960/87.

FONTE: CACEX - BANCO DO BRASIL
INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS - FMI

Obs.: Os preços foram corrigidos pelo IGP (USA), 1987 = 100

exportações dos países africanos, que ocorreu a partir de 1976 em virtude de mudanças político-institucionais e estruturais que se processaram nestes países, principalmente em Moçambique. Os picos atingidos, pelos preços da ACC do Brasil e da Índia nos anos de 1980 e 1981, respectivamente, foram consequência também da redução das exportações dos países africanos, no começo da década atual, em virtude da ocorrência de fatores extemporâneos, nestes países, como a seca, as inundações e a cólera que se espalhou por todo o leste da África. Aqui, os Estados Unidos não tentaram formar estoques, mas através de um preço de compra em um patamar elevado, buscaram comprar todo e qualquer estoque de ACC que, por ventura, Brasil e Índia viessem a ser possuidores.

Conforme o exposto, observa-se que, apesar da existência de um maior número de compradores do que de vendedores, no mercado mundial de ACC, a cotação do preço deste produto é determinada, fundamentalmente, pela menor ou maior capacidade de absorção do mercado demandador. Isto se verifica devido à grande concentração da quantidade demandada de ACC por um único país, os Estados Unidos. Este país por ser detentor de uma parcela significativa do total das importações mundiais de ACC, funciona como uma "proxi" significante do próprio mercado de importação deste produto. Este fato, segundo alguns agentes econômicos envolvidos na comercialização da ACC, tem levado os Estados Unidos a uma situação de monopsônio. Estudo realizado por PAULA PESSOA & LEMOS (1989), com o objetivo de determinar o sentido de causalidade entre preço de exportação e quantidade exportada de ACC pelo Brasil, mostrou que o Brasil é um ajustador de quantidades dentro do mercado mundial de ACC, isto é, o Brasil ajusta as suas exportações deste produto conforme o preço por elas obtido. Este estudo mostrou, ainda, que o preço de exportação da ACC brasileira é determinado, com alto grau de significância, pela quantidade total transacionada no mercado mundial.

A fim de fazer frente ao monopsônio estadunidense e

modificar o quadro atual no tocante a padrões de lideranças entre quantidades exportadas e preços de exportações, alguns caminhos podem ser seguidos pelo Brasil. Em primeiro lugar, uma alternativa a ser seguida que poderia ser a diversificação do mercado consumidor, através do incremento das exportações de ACC do Brasil para alguns países de elevada renda per capita que já importam este produto em pequenas quantidades do Brasil. Para isto ocorrer, a curto ou a médio prazo, o Brasil terá que exportar a ACC já beneficiada, isto é, torrada e salgada, pois nesses países a ACC é consumida como aperitivo e os mesmos não dispõem de uma indústria capaz de beneficiar quantidades elevadas de ACC. Um fator limitante para esta decisão seria o alto preço do produto a nível de consumidor final, em decorrência da incidência de tarifas aduaneiras.

Uma outra política a ser adotada seria a formação de estoques reguladores de ACC pelo Brasil. Em virtude do suprimento mundial de ACC ser feito, praticamente, por apenas cinco países, a adoção de uma política desta natureza somente será bem concebida quando o Brasil detiver a maior parcela de mercado, uma vez que a demanda mundial pelo produto brasileiro tornar-se-ia mais preço-inelástica.

Um terceiro caminho a ser seguido pelo Brasil poderia ser a formação de um oligopólio, através de um acordo internacional, como acontece no mercado do açúcar e do café, haja vista que é restrito o número de países supridores de ACC, ou seja, cinco. Os ganhos advindos desta cooperação são ditados pelas parcelas específicas de cada participante, sendo que os itens de caráter normativo, que se encontram no bojo de um acordo desta natureza, têm, na sua maioria, imposição do maior participante do mercado em questão. Das três políticas de mercado, esta última, ou seja, a de formação de um acordo internacional, apresenta-se como a de mais difícil aplicação, tendo em vista uma série de restrições feitas pelo GATT (Acordo Geral de Tarifas de Comércio).

Desta forma, evidencia-se a importância crucial que assume a obtenção da maior fração do mercado mundial de ACC pelo Brasil, a fim de que o mesmo implemente sua política no contexto deste mercado.

3.4. Projeções dos Níveis de Exportação de ACC do Brasil e da Índia

Atualmente, como já foi visto, a Índia é o principal exportador mundial de ACC. O Brasil é o segundo, sendo que Moçambique, Tanzânia e Quênia são, na ordem, os que vêm a seguir. Mas uma série de fatores, já discutidos neste estudo, apontam o Brasil, no futuro, como o maior exportador mundial de ACC. Em vista disto, estima-se o tempo necessário para que tal fato ocorra.

Para tanto, foram estimadas duas equações de regressão: uma para as exportações do Brasil(B) e a outra para as exportações da Índia(I). Nas duas equações foram feitas regressões do comportamento das quantidades exportadas em função do tempo, obtendo-se as respectivas taxas geométricas médias anuais de crescimento. As equações de regressão obtidas foram:

$$\ln YB_t = 8,2272 + 0,0786t \quad \bar{R}^2 = 0,6909 \quad (B)$$

(0,0149)

$$\ln YI_t = 10,8354 - 0,0420t \quad \bar{R}^2 = 0,4937 \quad (I)$$

(0,0172)

Na estimação destas duas equações, alguns fatores foram levados em consideração. Assim como se fez por ocasião da estimação das equações de regressão para o nível de produção, aqui também fez-se a pressuposição a "priori" que os fatores responsáveis pelo comportamento das exportações no período estudado, serão mantidos no futuro. A não inclusão de equações

para os países africanos deveu-se ao fato dos mesmos terem apresentado suas TGCs inferiores a do Brasil ao mesmo tempo em que apresentaram seus níveis de exportação inferiores ao total exportado, atualmente pelo Brasil. O Quênia é uma exceção em termos de TGC, mas suas quantidades exportadas são bastante reduzidas, quando comparadas às do Brasil. Por fim, os dados utilizados nas regressões englobaram, apenas, o período 1975/87. O objetivo de se reduzir o período foi de se evitar uma superestimação da TGC do Brasil.

Os parâmetros estimados mostraram-se significantes, uma vez que as magnitudes de seus valores mostram-se superiores aos seus respectivos erros-padrões (em parênteses). As magnitudes dos R^2 s indicam um bom grau de ajustamento das equações.

De acordo com as duas equações estimadas, o tempo necessário para que o Brasil torne-se o maior exportador mundial de ACC será de nove (9) anos, ou seja, se as condições atuais manitiverem-se, o Brasil será o maior exportador de ACC a partir do ano de 1996.

Em virtude de não se levar em consideração a formação de estoques de ACC pelos países supridores nas projeções dos níveis de exportações futuras e, ainda, considerando-se que o volume total de ACC exportado tem sido igual ao importado, em termos mundiais, espera-se que as taxas geométricas médias anuais de crescimento sejam as mesmas para exportações e importações. Assim sendo, o mercado exportador será capaz de absorver os níveis de exportações projetadas, principalmente se for levado em conta o fato que as projeções dos ganhos de parcela de mercado pelo Brasil dar-se-á em detrimento da parcela detida pela Índia, uma vez que as TGCs mostram-se com sinais opostos.

Dois fatores, referentes à comercialização deste produto, conferem maior grau de confiabilidade a estas

inferências. O primeiro refere-se à localização geográfica do porto de embarque das exportações de ACC do Brasil, que é em Fortaleza. A localização deste porto confere aos exportadores brasileiros um grande privilégio em relação aos exportadores de outros países, tendo em vista a sua maior proximidade dos centros consumidores como o estadunidense e o europeu, o que representa para o Brasil um menor custo com frete. O segundo fator é inerente à forma de como se dão as operações de compra e venda da ACC do Brasil e o incentivo dado pelo governo brasileiro, ao incremento das exportações. O pagamento das exportações da ACC brasileira é feito através de Carta de Crédito - Letras à Vista, que é enviada a um agente financeiro brasileiro, que opere com comércio exterior, por ocasião da entrega do pedido ao agente comercial encarregado de efetuar as vendas. O agente financeiro, normalmente, é o Banco do Brasil. O exportador brasileiro notificado da existência, no agente financeiro, da Carta de Crédito e com o pedido em mãos, efetua a exportação do produto e com as notas de despacho em mãos, poderá fechar o câmbio, isto é, converter esta Carta de Crédito em moeda nacional. A taxa de câmbio utilizada, por ocasião do fechamento do câmbio, é a corrente. Desta forma o exportador, além de vender seu produto (ACC) à vista, ainda, ganha com a variação ativa do dólar. Mas as vantagens não param aí, o governo, a fim de incentivar o setor exportador, permite que o exportador, depois de despachar a ACC, passe até 10 dias para fechar o câmbio, o ganho obtido, neste período, com a desvalorização do cruzado é chamado de prêmio de exportação.

Um outro grande incentivo dado às exportações de ACC do Brasil é o chamado Adiantamento de Contratos Cambiais, coincidentemente ACC. Esta forma de crédito tem como objetivo suprir as empresas de beneficiamento de capital de giro, a fim de que estas empresas adquiram a sua matéria-prima, a castanha. As compras antecipadas e efetuadas pela indústria castanheira aos intermediários e produtores de castanha normalmente são com este capital. A amortização deste empréstimo é feita por ocasião do fechamento do câmbio, sendo que nenhum serviço da

dívida é pago por parte do tomador do empréstimo. Este apenas deixa de ganhar com a variação ativa do dólar, isto é, neste caso a variação do dólar passar ser passiva, tendo em vista que o ganho com a variação do dólar fica para o agente financeiro como pagamento do serviço da dívida.

Conforme se observa, um série de fatores condicionam a ocorrência de um incremento no volume de ACC exportado pelo Brasil. Fatores estes que vão desde um aumento representativo na produção interna de castanha até a um forte incentivo dado pelo governo brasileiro a estas exportações. Estes incrementos podem-se tornar mais acentuados se a indústria de beneficiamento transferir para os produtores de matéria-prima, castanha de caju, uma maior parcela dos incentivos recebidos com o comércio internacional da ACC. Segundo estudo realizado pela Comissão de Financiamento da Produção (CFP), o preço FOB da castanha de caju do Brasil, em maio de 1989, foi de US\$ 4,0000/kg, enquanto que o preço pago, pela indústria, aos produtores por este produto foi de US\$ 0,2163/kg. Preço este bastante inferior ao estimado pela CFP que seria de US\$ 0,4176/kg.

3.5. Estimativas dos Parâmetros Estruturais (Elasticidades) da Oferta e Demanda por Exportações de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil

As estimativas dos parâmetros associados às equações reduzidas, com suas respectivas características estatísticas, utilizadas para estimação das equações estruturais, selecionadas para explicar o mercado de exportação da ACC do Brasil, são apresentadas no APÊNDICE B.

As estimativas dos parâmetros das equações estruturais da oferta de exportação de ACC contidas nos dois modelos não apresentaram resultados satisfatórios ao ser incluída a variável RB_t como foi originalmente proposto. As características estatísticas destas equações são apresentadas

no APÊNDICE E.

A exclusão da variável RB_t das equações estruturais da oferta nos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio tornou necessária a revisão das condições de identificação destes modelos, tendo os mesmos permanecido superidentificados.

A defasagem "k", dada às variáveis X_t e PX_t , que deu maior poder explicativo aos dois modelos, conforme as expectativas feitas a priori, foi de 4 anos.

3.5.1. Modelo de Equilíbrio

No modelo de equilíbrio, o mercado de exportação de ACC do Brasil é explicitado por duas equações estruturais, sendo uma de demanda e a outra de oferta. Neste modelo, a pressuposição é de que o equilíbrio é instantâneo, ou seja, ocorre dentro do período de apenas um ano.

3.5.1.1. Equação Estrutural da Demanda

A equação selecionada para explicitar a demanda por exportações brasileiras de amêndoa de castanha de caju (ACC), no modelo de equilíbrio, é apresentada na TABELA 16.

Devido ao método de estimação adotado, mínimos quadrados de dois estágios (2SLS), os testes estatísticos convencionais não são inteiramente válidos. Mas se observa que os módulos dos coeficientes estimados mostraram-se superiores aos seus respectivos erros-padrão, sendo uma indicação grosseira de significância destes coeficientes.

Todos os parâmetros estimados mostraram sinais coerentes com as expectativas feitas, a priori.

A análise da matriz de correlação linear simples mostra um elevado grau de correlação entre as variáveis, o que torna pouco precisas as estimativas dos coeficientes de regressão.

Apesar de sua pouca validade, em estudos com equações simultâneas, a magnitude do teste de Durbin-Watson (d) igual a 1,0728 sugere a não rejeição da hipótese de não-existência de autocorrelação dos resíduos.

Em virtude do modelo ter sido ajustado na forma bilogarítima, as elasticidades da demanda, associadas às variáveis explicativas, são os próprios coeficientes estimados destas variáveis.

O coeficiente estimado para a variável preço de exportação igual a -5,6553 indica que a demanda de ACC do Brasil no mercado mundial é fortemente preço-elástica. Desta forma, uma variação de 10% no preço real de exportação da ACC brasileira, provoca, em sentido contrário, uma variação em torno de 56,6% na quantidade demandada de exportação deste produto, *coeteris paribus*.

Estudos realizados por SILVA (1974) e RIBEIRO & BRANDT (1988) obtiveram estimativas para elasticidades-preço da demanda de exportação brasileira de ACC na ordem de -1,1182 e -0,320, respectivamente, mostrando-se, portanto, inferiores ao valor estimado no presente estudo. Vale salientar que esses autores adotarem, nas suas estimativas, o modelo uniequacional, onde se parte da pressuposição de que a oferta de exportação é infinitamente preço-elástica.

A estimativa da elasticidade da demanda por exportações brasileiras de ACC associada à variável preço médio real da ACC do resto do mundo apresenta-se igual a 5,4561. Isto significa dizer que uma variação de 10% no preço médio real da ACC do resto do mundo ocasiona, em mesmo sentido, uma variação aproximada de 54,6% na quantidade demandada do produto

brasileiro, tudo mais permanecendo constante. A magnitude deste coeficiente mostra que a parcela de mercado mundial da ACC mantida pelo Brasil é fortemente determinada pelo efeito competição.

SILVA (1974) estimou a elasticidade da demanda da ACC do Brasil no mercado estadunidense em relação aos preços do amendoim, avelá e castanha do pará, onde os resultados obtidos não se apresentaram estatisticamente diferentes de zero. A explicação para este fato, dada pelo autor, prende-se à forma como a ACC é apresentada para o consumo nos Estados Unidos que é em forma de mistura com várias nozes (amendoim, avelá, castanha do pará e amêndoa comum), o que tira, destas nozes, a condição de produtos sucedâneos da ACC, principalmente quando é levado em conta que, entre as nozes, a ACC é quem apresenta o preço em patamar mais elevado. Este fato reforça as evidências obtidas no presente estudo de que o substituto mais próximo da ACC brasileira no mercado mundial é a ACC de outras origens, especialmente da Índia.

O coeficiente estimado associado a variável renda per capita dos países consumidores mostra um valor de 2,5086, significando que, *coeteris paribus*, uma variação de 10% na renda real per capita dos países importadores, acarreta uma variação, em mesmo sentido, de aproximadamente 25,1% nas exportações brasileiras de ACC. Esta grande sensibilidade da demanda por exportação brasileira de ACC em relação à renda per capita dos países consumidores mostra-se coerente com as evidências empíricas, apresentadas por LOPES NETO (1981) e FRANÇA (1988), de que a ACC é um artigo de luxo, o mesmo não acontecendo com as estimativas deste parâmetro feitas por SILVA (1974) e RIBEIRO & BRANDT (1980) que foram de 0,570 e 0,6822, respectivamente.

A elasticidade da procura por exportações brasileiras de ACC em relação à quantidade deste produto transacionada pelo resto do mundo apresenta-se igual a -1,3849, mostrando que

uma variação de 10% na quantidade exportada pelos demais concorrentes comerciais, provoca uma variação, em sentido contrário, em torno de 13,9% na quantidade procurada de ACC do Brasil no mercado mundial, quando os demais fatores permanecem constantes. Esta relação sugere que o efeito substituição entre os produtos de diferentes origens supera o efeito tamanho do mercado.

3.5.1.2. Equação Estrutural da Oferta

A equação selecionada para representar a oferta de exportação de ACC, pelo Brasil, no modelo de equilíbrio, é apresentada, com suas características estatísticas, na TABELA 17.

Os coeficientes estimados mostraram sinais coerentes com as expectativas feitas a priori. Os valores absolutos destes coeficientes mostram-se superiores aos seus respectivos erros-padrão.

A matriz de correlação linear simples mostra os coeficientes de correlação inferiores ao coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2), exceção feita ao relacionado com as variáveis PX_{t-4} e QI_t , mas que são mantidas no modelo em virtude da importância teórica e empírica que representam para a equação estrutural da oferta.

A estatística de Durbin-Watson (1,5542) sugere a não rejeição da hipótese de não-existência de autocorrelação dos resíduos, apesar de sua pouca validade, para este tipo de estudo.

A estimativa do coeficiente de regressão da variável PX_{t-4} , igual a 0,4161, indica que a oferta de exportação de ACC pelo Brasil é preço-inelástica. Uma variação, por exemplo, de 10% no preço de exportação defasado de quatro anos, provoca uma variação, no mesmo sentido, em torno de 4,2% na quantidade

ofertada do produto (ACC) brasileira, *coeteris paribus*.

A não formação de estoques de ACC pelos exportadores brasileiros e o grande diferencial entre preço de exportação de ACC e preço pago ao produto pela castanha de caju (*border price*) constituem-se em fatores relevantes para a inelasticidade-preço da oferta de exportação da ACC pelo Brasil.

A elasticidade da oferta de exportação de ACC brasileira associada a variável produção interna de castanha de caju apresenta-se igual a 0,3202, indicando que uma variação de 10% na quantidade de castanha produzida internamente causa uma variação aproximada de 3,2%, no mesmo sentido, na quantidade de ACC ofertada pelo Brasil, *coeteris paribus*. Esta pouca sensibilidade da oferta de exportação, em relação à quantidade de castanha produzida, pode ser decorrência do fato da castanha produzida em um ano somente ser beneficiada no ano posterior, uma vez que a época de colheita deste produto no Brasil estende-se de setembro a novembro. Uma outra explicação para este fato prende-se a um possível incremento, nos últimos anos, do consumo interno de ACC.

O coeficiente de regressão estimado em relação à variável tendência mostra-se igual a 0,8152, indicando uma pouca sensibilidade da oferta de exportação de ACC pelo Brasil em relação a essa variável. Este fato é indicador de que os deslocamentos da curva de oferta de ACC não se deveram aos fatores tecnológicos, até porque neste período a produtividade dos cajuais brasileiros mostrou um crescimento negativo.

3.5.2. Modelo de Desequilíbrio

A diferença fundamental entre os modelos de equilíbrio e de desequilíbrio prende-se a pressuposição feita neste último de que a quantidade exportada e preço de

exportação são determinados, respectivamente, pelo excesso de demanda e de oferta.

3.5.2.1. Equação Estrutural da Demanda

Os coeficientes estimados da equação estrutural da demanda, selecionada para estudar o mercado de exportação de ACC dentro do modelo de desequilíbrio, com suas características estatísticas, são mostrados na TABELA 18.

Em virtude dos estimadores terem sido obtidos o método dos mínimos quadrados de dois estágios, como ocorreu no modelo de equilíbrio, os testes estatísticos usuais continuam não sendo inteiramente válidos, mas apenas frágeis indicadores de tendência.

Os sinais dos coeficientes estimados mostraram-se conforme o esperado, onde seus valores absolutos apresentam-se maiores que seus respectivos erros-padrão excessão feita ao coeficiente da variável QM_t que apresentou-se, em valor absoluto, inferior ao seu erro-padrão.

A análise da matriz de correlação linear simples mostra que os coeficientes de correlação entre as variáveis apresentam-se inferiores ao coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2). Exceção feita ao coeficiente entre as variáveis PX_t e PM_t , sendo mantidas em decorrência de suas importâncias teóricas para o modelo.

A magnitude do valor estimado para estatística de Durbin (0,7272) sugere a não rejeição da hipótese de não existência de autocorrelação dos resíduos, embora ressaltando-se a sua pouca validade no presente estudo.

A estimativa do coeficiente de regressão parcial associado à variável PX_t , que se constitui na elasticidade-preço da demanda a curto prazo, mostra-se igual a

-4,6984, implicando dizer que, sob condições de desequilíbrio no mercado, uma variação de 10% no preço de exportação da ACC brasileira, provoca, em sentido contrário, uma variação em torno de 47% na quantidade demandada de exportação deste produto, *coeteris paribus*. Comparando-se com o modelo de equilíbrio, observa-se que o desequilíbrio no mercado provoca uma redução na elasticidade-preço da demanda por exportação.

O alto valor estimado para elasticidade-preço da demanda por exportações brasileiras de ACC mostra que, apesar do Brasil ser o segundo maior exportador mundial deste produto, a sua parcela ainda é pequena em relação ao tamanho do mercado. Desta forma, variações no preço de exportação, acarreta variações, em maior proporção, na receita cambial obtida com esse produto.

O coeficiente estimado para a variável preço da ACC de outras origens, igual a 3,1882, indica que uma variação de 10% no preço médio do produto do resto do mundo, ocasiona uma variação, em mesmo sentido, aproximada de 31,9% na quantidade demandada da ACC do Brasil no mercado mundial, *coeteris paribus*. Observa-se que o valor estimado aqui apresenta-se inferior ao encontrado no modelo de equilíbrio (5,4561), implicando dizer que o desequilíbrio do mercado provoca uma redução do efeito competição na determinação da fração de mercado, o que parece mais realístico.

A elasticidade da demanda de exportação de ACC do Brasil, para o curto prazo, associada à variável renda per capita dos países consumidores mostra-se igual a 1,5469, sendo, portanto, inferior ao valor encontrado no modelo de equilíbrio. A magnitude do coeficiente indica que uma variação de 10% na renda per capita dos países importadores de ACC brasileira, acarreta uma variação, no mesmo sentido, em torno de 15,5% na quantidade demandada deste produto, *coeteris paribus*. Isto mostra que, mesmo na presença de desequilíbrio no mercado, a demanda por ACC brasileira é renda-elástica.

O coeficiente de regressão parcial estimado para a variável quantidade de ACC exportada pelo resto do mundo apresenta-se igual a $-0,0768$, mostrando-se estatisticamente não diferente de zero. Este fato evidencia que, na presença de desequilíbrio no mercado, há uma redução no efeito substituição. Desta forma, pode-se inferir que aumentos nos preços relativos favoráveis ao Brasil, levam os países demandadores, de ACC brasileira, especialmente os Estados Unidos, a fazerem uso de seus estoques reguladores, não deslocando suas compras para outros países supridores.

O valor do coeficiente de regressão parcial estimado para a variável X_{t-4} , igual a $0,8113$, é utilizado no cálculo do coeficiente de ajustamento ou elasticidade das exportações brasileiras de ACC. Desta forma, o coeficiente de ajustamento apresenta-se igual a $0,1887$. O reduzido valor deste coeficiente, isto é, próximo de zero, revela uma acentuada presença de desequilíbrio no mercado de exportação da ACC brasileira causada por fatores que dificultam o rápido ajuste da demanda deste produto. Levando-se em conta que neste mercado não existem barreiras alfandegárias, restrições de ordem quantitativa e intervenção governamental inadequada, e, ainda, levando-se em conta que o mercado preferencial, mantido entre a URSS e a Índia, atualmente se mostra marginal, pode-se inferir que a maior fonte de desequilíbrio no mercado de exportação de ACC do Brasil é o monopólio mantido pelos Estados Unidos.

O intervalo médio, isto é, o período de tempo necessário para eliminação da metade da diferença entre quantidade de equilíbrio no ano t e a quantidade observada no ano $t-4$, dado pela equação 7, é de $5,3$ anos, ou seja, cerca de cinco anos e quatro meses.

As estimativas dos parâmetros associados à equação de demanda por exportações brasileiras de ACC, para o longo prazo, são obtidos através da divisão dos coeficientes estimados, apresentados na TABELA 18, pelo coeficiente de ajustamento.

Desta forma, para a demanda de longo prazo, têm-se a elasticidade-preço igual a $-24,8988$ e a elasticidade-renda igual a $8,1977$.

A magnitude do coeficiente estimado de elasticidade-renda da demanda de exportação de ACC do Brasil evidencia que as elevações de preço deste produto no mercado mundial devem-se, fundamentalmente, a deslocamentos na curva de demanda, decorrentes, sobretudo, do incremento da renda per capita nos países consumidores, e variações de preços relativos entre os diversos fornecedores mundiais.

3.5.2.2. Equação Estrutural da Oferta

As estimados dos coeficientes de regressão parcial obtidos para a equação estrutural da oferta de exportação da ACC do Brasil, no modelo de desequilíbrio, são apresentados na TABELA 19.

Todos os coeficientes estimados mostraram sinais conforme as expectativas a priori. Os valores absolutos destes coeficientes apresentaram-se superiores aos seus respectivos erros-padrão, excessão feita ao coeficiente da variável PX_t , o que é uma indicação grosseira de significância destes coeficientes.

Apesar de sua pouca validade neste tipo de estudo, o valor da estatística de Durbin-Watson (d) igual a $1,3105$ sugere a não rejeição da hipótese de não existência de autocorrelação dos resíduos.

A matriz de correlação linear simples mostra os coeficientes de correlação inferiores ao coeficiente de correlação ajustado (\bar{R}^2), o que sugere a ausência de graus elevados de multicolinearidade entre os regressores.

A estimativa do coeficiente de regressão parcial da variável PX_t , igual a $0,1915$, não foi superior em magnitude ao respectivo desvio padrão, o que sugere que com o procedimento

adotado não foi possível captar efeito instantâneo do preço sobre a oferta.

O coeficiente de ajustamento (λ), que é o inverso do coeficiente associado a variável PX_t , apresenta valor igual a 5,2219. A magnitude deste parâmetro, superior à unidade, indica que o Brasil não tem sido capaz de gerar estoque de ACC para exportação dentro do mercado deste produto e, ainda, que os horizontes de planejamento das exportações são incertos e o Brasil tem sido incapaz de determinar, internamente, o preço de seu produto. Este fato mostra-se coerente com as evidências empíricas de que o preço da ACC brasileira é determinado pela demanda do produto no mercado mundial.

O coeficiente estimado associado a variável PX_{t-4} apresenta valor de 0,3064, mostrando-se, portanto, inferior ao valor estimado para o modelo de equilíbrio (0,4161). A estimativa da elasticidade da oferta de exportação de ACC brasileira, a longo prazo, em relação a esta variável é de 0,4979, indicando que uma variação de 10% no preço real, defasado de quatro anos, da ACC do Brasil, provoca uma variação, em mesmo sentido, em torno de 4,2% na quantidade ofertada deste produto, *coeteris paribus*. Desta forma, observa-se que, tanto a curto como a longo prazo, a oferta de exportação de ACC pelo Brasil é preço-inelástica. As razões cruciais para este fato já foram discutidas por ocasião da análise do modelo de equilíbrio.

Em virtude de não se ter estimado a equação estrutural da oferta normalizada para o preço de exportação, os coeficientes de regressão parcial estimados para as variáveis QI_t e T são as próprias elasticidades da oferta de exportação de ACC do Brasil, para o longo prazo, relacionadas a estas variáveis. Com isto, a elasticidade de oferta de exportação de ACC brasileira, para o longo prazo, associada à variável produção interna de castanha de caju é de 0,2468, enquanto a associada à variável tendência é de 0,8591. Constata-se, portanto, um menor valor do coeficiente de longo prazo da variável QI_t em relação ao valor estimado no modelo de equilíbrio (0,3202). Já o coeficiente da variável T mostrou um

ligeiro acréscimo em relação ao valor apresentado no modelo anterior (0,8152), evidenciando que não existe uma diferença notável do efeito tecnológico, na expansão da oferta de exportação da ACC do Brasil, em relação ao curto e longo prazo. O valor positivo para o coeficiente estimado associado à variável tendência não se mostra coerente com as evidências empíricas, uma vez que ficou evidenciado, no presente estudo, um decréscimo no nível de produtividade do Brasil. Mas uma explicação para este fato prende-se a uma possível incorporação, pelos modelos estudados do aumento da produção de castanha de caju via efeito área.

3.5.3. Estabilidade Dinâmica dos Coeficientes Estimados para os Modelos

O cálculo das raízes latentes associadas às variáveis endógenas dos dois modelos estudados (equilíbrio e desequilíbrio) é apresentado no APÊNDICE D.

Para o modelo de equilíbrio as raízes latentes apresentaram-se iguais a $+ 0,5200i$. Já para o modelo de desequilíbrio, as raízes associadas à variável endógena quantidade de exportação de ACC pelo Brasil foram iguais a $+ 0,4223$, enquanto que as relacionadas à variável preço real médio de exportação da ACC do Brasil apresentaram valores iguais a $+0,5003i$. Desta forma, conclui-se que os dois modelos são estáveis e oscilatórios convergentes, uma vez que os mesmos apresentaram suas raízes latentes todas inferiores à unidade sendo que, ao mesmo tempo, todas as raízes associadas ao modelo de equilíbrio apresentaram componentes imaginários, ocorrendo o mesmo com as raízes associadas à variável preço real médio da ACC brasileira, no modelo de desequilíbrio.

3.5.4. Adequação dos Ajustamentos

A fim de se testar a adequação dos ajustamentos, sob a hipótese de distribuição normal dos resíduos das equações estruturais dos dois modelos (equilíbrio e desequilíbrio),

foram utilizadas as estatísticas do qui-quadrado (χ^2) e a de Kolmogorov-Smirnov. A distribuição dos valores residuais, os valores calculados do qui-quadrado e os desvios máximos da prova de Kolmogorov-Smirnov para as equações estruturais da oferta e demanda de exportação de ACC do Brasil dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio são apresentados no APÊNDICE E.

Os desvios máximos (D) da prova de Kolmogorov-Smirnov, calculados para as equações estruturais, pertencentes aos modelos de equilíbrio e desequilíbrio, mostraram-se todos superiores aos valores críticos tabelados para 24 observações. Desta forma, de acordo com esta estatística, rejeita-se a hipótese de que os resíduos associados às equações estruturais da oferta e demanda de exportação de ACC do Brasil, pertencentes aos modelos de equilíbrio e desequilíbrio, sejam normalmente distribuídos. Vale salientar-se que a estatística de Kolmogorov-Smirnov é mais recomendada para estudos não paramétricos.

No modelo de Equilíbrio, o valor calculado da estatística χ^2 para equação da demanda foi de 1,6174, enquanto para oferta o valor foi de 0,7524. Já para o modelo de desequilíbrio, os valores calculados de χ^2 para as equações da demanda e de oferta foram, respectivamente, iguais a 1,5039 e 1,0275. O valor tabelado, para um grau de liberdade e ao nível de 20% de probabilidade, é de 1,6420. Estes valores sugerem que se aceite a hipótese de que os resíduos, associados às equações estruturais dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio utilizados para representar o mercado de exportação de ACC do Brasil, apresentam distribuição normal.

Baseando-se, portanto, na estatística do qui-quadrado (χ^2), pode-se inferir que as estimativas obtidas nos dois modelos (equilíbrio e desequilíbrio) correspondem às estimativas de máxima verossimilhança de informação plena (FIML), isto é, as estimativas obtidas mostraram-se eficientes assintoticamente.

3.5.5. Comparação entre os Modelos de Equilíbrio e Desequilíbrio.

Segundo CARVALHO (1986), dois aspectos tornam difícil a tarefa de confrontação entre os modelos de equilíbrio e desequilíbrio. O primeiro prende-se à inexistência, na literatura, de um instrumental econométrico adequado para tal comparação. O segundo aspecto recai sobre a impossibilidade de se fazer uma avaliação comparativa das capacidades preditivas das equações, tendo em vista a maior relevância da estrutura do mercado em estudos dessa natureza.

No presente estudo, a dificuldade de confrontação torna-se mais acentuada em decorrência de não se dispor, para o mercado de exportação da ACC brasileira, de estimativas dos parâmetros estruturais, obtidas mediante o uso destes dois modelos (equilíbrio e desequilíbrio).

Um fator relevante observado na estimação dos dois modelos constituiu-se na redução da magnitude dos parâmetros estimados quando se introduziu o desequilíbrio no mercado.

Em virtude da captação de todas as imperfeições do mercado, inclusive as não explícitas a priori, o modelo de desequilíbrio apresenta-se como o mais preciso na explicação do mercado de exportação da ACC, principalmente por este modelo permitir ajustes defasados na convergência de uma situação de longo prazo para outra, o que é mais adequado à realidade do mercado.

CAPÍTULO IV

4. RESUMO, CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Alguns fatores inerentes à produção mundial da matéria-prima da ACC, a castanha de caju, mostraram-se favoráveis ao Brasil, no período 1970/87. Primeiramente tem-se a redução acentuada, a partir de 1975, dos níveis de produção nos países da África Oriental (Moçambique, Tanzânia e Quênia). Em segundo lugar, a pouca capacidade demonstrada pela Índia de elevar seus níveis atuais de produção. Por fim, o próprio crescimento acentuado da produção brasileira no período.

Constatou-se que a redução da produção de castanha de caju, nos países da África Oriental deu-se fundamentalmente devido ao abandono dos cajuais implantados que, por sua vez, foi decorrente de fatores político-institucionais, estruturais, climáticos e, ainda, à cólera que se espalhou por quase toda a região leste do continente africano e aos incentivos dados pelos governos destes países, especialmente o da Tanzânia, à produção de alimentos em detrimento das culturas de exportação.

Ficou evidenciado que, em 1987, a produção africana, incluindo a dos países não tradicionais produtores, foi responsável apenas por 25,5% do total da produção mundial de castanha de caju, sendo que esta participação, a curto prazo, tenderá a se manter ou até mesmo decrescer, uma vez que a maior parte dos cajuais semiflorestais encontra-se no ciclo de declínio produtivo. Mas ficou constatado que, a longo prazo, os países africanos poderão reativar o crescimento dos seus níveis de produção, em decorrência de alguns fatores, tais como: (a) existência atual de uma maior estabilização política nestes países; (b) firmação de acordos internacionais de cooperação por parte destes países com seus vizinhos; (c) estímulo à produção, ocasionado pelo elevado preço da ACC no mercado internacional; (d) reestruturação atual do parque fabril de

beneficiamento de castanha, nestes países, principalmente na Tanzânia.

A Índia, a partir de 1976, passou à categoria de país maior produtor mundial de castanha de caju. Mas ficou evidenciado que esta posição deveu-se mais à redução da produção moçambicana do que ao seu incremento produtivo. Neste país não existem grandes extensões de áreas com cajuais sistematizados ("PLANTATIONS"), em virtude da existência no país de uma lei ("Land Ceiling") que estipula um máximo de 15 hectares para implantação de novas culturas, inclusive cajueiro.

O estímulo à produção de castanha de caju na Índia tem-se dado através de uma política de preço mínimo ("procurement price") imposta pelo Governo de Kerala. Mas se verificou que esta política não surtiu os efeitos desejados, tendo em vista a pequena expansão observada no volume produzido de castanha no período estudado, 1970/87. A taxa geométrica média anual de crescimento da produção indiana de castanha, neste período, foi de 4,3%. Em virtude da terra ser um fator de produção escasso nesta país, constatou-se que a alternativa mais concreta para a Índia aumentar sua produção será através do incremento dos atuais níveis de produtividade de seus cajuais, o que poderá ser obtido através da pesquisa. Desta forma, conclui-se que o crescimento da produção indiana de castanha continuará moroso.

Constatou-se que o Brasil, diferentemente dos países tradicionais produtores de castanha de caju, apresentou um acentuado incremento na sua produção, no período 1970/87. A taxa geométrica média anual de crescimento, neste período, foi de 9,2%. Observa-se que a partir de 1981, o Brasil passou à categoria de segundo maior produtor mundial de castanha de caju, posição que ocupa até o fim do período estudado. Em termos de participação relativa ao total de castanha de caju produzida pelos tradicionais produtores, o Brasil apresentou o

maior crescimento médio anual que foi de 11,5%.

Ficou evidenciado que o incremento na produção brasileira de castanha de caju, no período 1970/87, deu-se, primordialmente, via efeito área, onde a principal fonte de expansão da área com cajuais constituiu-se dos recursos do POLONORDESTE, FINOR (Art. 34/18) e Fiset - Reflorestamento. O crédito orientado do POLONORDESTE e, ainda, do PROCAJU foram responsáveis pela proliferação dos pequenos e médios plantios sistematizados; enquanto que os incentivos do FINOR e Fiset injetados na região Nordeste, no período 1968/87, condicionaram uma expansão dos grandes plantios sistematizados por parte da indústria de beneficiamento dos produtos do caju e de algumas empresas agropecuárias que surgiram no período 1978/87, em função destes incentivos fiscais.

Observaram-se baixos níveis de produtividade nos principais estados brasileiros produtores de castanha, Ceará, Rio Grande do Norte e Piauí, tendo os dois primeiros apresentado decréscimos nos seus níveis, no período 1975/87. As razões detectadas para este fato foram a implantação de cajuais em áreas impróprias a esta cultura, e a entrada no circuito produtivo de cajuais incentivados em seu primeiro ano de produção.

O fato de não existir no Brasil nenhum fator limitante, sob os aspectos institucional, edafoclimático e agrônômico, que impeça a expansão da área com cajuais, e, ainda, os atuais níveis de produtividade que tenderão a melhorar com a implantação do Centro Nacional de Pesquisa de Caju (CNPc), são evidenciados, no presente estudo, como fatores que levarão o Brasil à categoria de primeiro produtor mundial de castanha de caju, principalmente quando se somar a este fato o comportamento da produção, no período estudado, dos outros países tradicionais produtores, em particular a Índia. Neste aspecto, o período de tempo estimado para o Brasil tornar-se o maior produtor mundial de castanha de caju foi de

três anos, a partir de 1987, isto é, o Brasil atingirá esta posição em 1990.

Um aspecto importante constatado no presente estudo foi que os incrementos observados nos níveis de produção da Índia e do Brasil, no período 1970/87, não foram suficientes para compensar a queda na produção dos países africanos, haja vista que a produção global dos países tradicionais produtores apresentou um decréscimo médio de 2,3% ao ano neste período.

A análise do comércio internacional da ACC, feita no presente estudo, evidenciou dois aspectos que assumem, em primeiro plano, uma maior importância. O primeiro refere-se ao suprimento deste produto no mercado mundial e o segundo diz respeito aos demandadores.

Constatou-se que o suprimento da demanda mundial de ACC é feito, quase na sua totalidade, por apenas cinco países que são os mesmos responsáveis pela maior produção mundial de castanha de caju, ou seja, Índia, Brasil, Moçambique, Tanzânia e Quênia.

No período estudado, 1966/87, a Índia mostrou-se como o país maior exportador mundial de ACC, sendo que até 1975 deteve o monopólio do comércio de exportação deste produto. Este monopólio indiano deveu-se, conforme se constatou, à sua elevada produção interna de castanha de caju e à importação da maior fração da produção africana deste produto. Mas, como ficou evidenciado, a partir de 1976 a Índia começou a apresentar decréscimos nos seus níveis de exportação de ACC, tendo como fator determinante a redução acentuada das importações de castanha de caju de origem africana que, por sua vez, deu-se em virtude de mudanças político-institucionais ocorridas na África Oriental, em decorrência da independência de Moçambique em 1975. No período 1966/87, a Índia mostrou uma taxa média anual de crescimento igual a -3,4%. Apesar deste decréscimo anual, constatou-se que este país voltou a

incrementar suas exportações de ACC a partir de 1984, chegando a exportar, em 1987, um nível superior ao dobro do nível exportado pelo segundo maior exportador mundial, que foi o Brasil. Este incremento observado nas exportações indianas de ACC a partir de 1984 deveu-se, conforme a análise feita, à reativação das importações indianas de castanha de caju de origem africana que se deu a partir deste ano, o que mostra um elevado grau de dependência da Índia em relação ao suprimento de castanha de caju proveniente dos países africanos.

Ficou evidenciado que, ao contrário do ocorrido com a Índia, o Brasil apresentou, no período 1966/87, um acentuado incremento nas suas exportações de ACC, correspondendo a uma taxa de crescimento média anual de 12,7%. A razão apresentada para este comportamento prendeu-se ao elevado incremento na sua produção interna de castanha de caju e da expansão de sua indústria de beneficiamento.

No tocante ao beneficiamento, observou-se que em 1987, ano em que o Brasil atingiu o maior pico na sua produção de castanha de caju em todo o período estudado, a indústria brasileira processou toda a produção, tendo, ainda, operado como uma ociosidade de 54,3%. Este fato evidenciou que o parque fabril brasileiro será capaz de absorver, a curto e a médio prazo, todo incremento no volume de castanha produzido.

Atualmente, Moçambique apresentou-se como terceiro maior exportador mundial de ACC, vindo a seguir Tanzânia e Quênia. Apesar do elevado volume produzido de castanha por estes países antes do ano de 1975, a análise do presente estudo revelou que os níveis de ACC exportados por estes países sempre foram acanhados, quando comparado com as exportações indianas. Este fato, conforme ficou evidenciado, deu-se em virtude da preferência dos países africanos em exportar a castanha *in natura* para a Índia, ao invés de beneficiá-la.

A partir de 1983, foi observado um decréscimo

acentuado nas exportações de ACC por Moçambique, fato este decorrente do incremento das exportações de castanha de caju deste país para a Índia. Em virtude da não disponibilidade de dados não foi possível analisar-se o comportamento das exportações da Tanzânia e do Quênia a partir de 1983, mas se supõe que tenha sido o mesmo apresentado por Moçambique, haja vista, que também incrementaram suas exportações de castanha de caju para a Índia.

Ficou constatado que, a partir de 1987, os países africanos poderão incrementar seus níveis de exportação de ACC, em decorrência do elevado preço deste produto no mercado internacional que, por sua vez, tem concorrido para reimplantação da indústria africana de beneficiamento de castanha. Uma outra razão apresentada prendeu-se à não dependência da Tanzânia e do Quênia em relação ao porto de embarque de Moçambique, em virtude da conclusão da ferrovia "Tanzan" que permitirá o acesso ao Oceano Índico pela Tanzânia e de uma série de acordos bilaterais de cooperação assinados entre o Quênia e seus vizinhos, especialmente Lusaca. Um incremento das exportações de ACC pelos países africanos dar-se-á em detrimento do nível de exportação deste produto pela Índia, o que será bom para o Brasil, uma vez que terá a sua parcela de mercado aumentada, em relação aquele país.

Pelo lado da demanda internacional de ACC, três fatores evidenciaram-se no período estudado, sendo eles: (a) a absorção de quase totalidade da ACC comercializada internacionalmente por treze países, sendo todos eles possuidores de elevada renda per capita; (b) apesar do relativo grande número (treze) de países importadores de ACC, este mercado encontra-se muito concentrado por um único país, os Estados Unidos, e; (c) uma acentuada redução da demanda de ACC pela URSS.

As evidências encontradas no presente estudo mostraram que os demandadores de ACC, com exceção dos Estados

Unidos e da URSS, mostraram estabilidade nos seus níveis de importações de ACC, no período 1980/87. A razão mais plausível para o não incremento destas importações supõe-se que tenha sido o elevado preço da ACC em relação às outras nozes existentes nestes mercados, sendo esta alta de preço consequência da escassez do produto a nível de mercado consumidor que, por sua vez, ocorre em virtude da pouca capacidade de beneficiamento de ACC nestes países.

A URSS que tem seu suprimento feito pela Índia mostrou uma acentuada redução nas importações de ACC na década de oitenta. Mostrou-se que este país foi responsável, em 1981, por cerca de 34,7% da demanda mundial, enquanto que, em 1987, respondeu apenas por 7,7% desta demanda. Ficou constatado que a causa mais provável para este comportamento constitui-se na substituição, neste país, da ACC pela amêndoa comum ("almonds") via preços relativos.

Os Estados Unidos, ao contrário da URSS, mostraram, conforme se observou, um significativo incremento de suas importações de ACC. No ano de 1987 as importações estadunidense representaram cerca de 64,2% de toda importação mundial de ACC. Este fato evidenciou a grande concentração do mercado importador deste produto.

Constatou-se, no presente estudo, que o fator determinante para a concentração, pelos Estados Unidos, do mercado importador de ACC foi o desenvolvimento, neste país, de uma indústria de beneficiamento de ACC com uma elevada capacidade instalada, composta atualmente por 28 fábricas. Um outro fator também apresentado prendeu-se à implantação, pelos Estados Unidos, de fábricas de beneficiamento de castanha nos próprios países supridores de ACC.

Ficou evidenciado que em virtude da existência de um extenso parque fabril de beneficiamento de ACC nos Estados Unidos e em consequência deste país absorver a maior parte

deste produto comercializado no mercado mundial, os países supridores são induzidos a exportar a ACC semibeneficiada. Desta forma, rejeita-se, aqui, portanto, a tese de que a ACC não é comercializada beneficiada em decorrência da incidência de tarifas aduaneiras e de barreiras alfandegárias.

Um aspecto importante observado, no contexto do comércio internacional da ACC, é que os países tradicionais exportadores deste produto têm acesso a todos os mercados importadores, com exceção do soviético que é privilégio indiano.

Em termos de exportações brasileiras, observou-se que as mesmas são preponderantemente direcionadas para o mercado estadunidense, apesar do Brasil exportar ACC para mais de trinta países. Ficou constatado que cerca de 80% das exportações de ACC brasileira são destinadas a este mercado, sendo que o produto brasileiro representa apenas cerca de 38% das importações dos Estados Unidos. Esta concentração observada tem acarretado uma imperfeição no mercado de importação da ACC do Brasil, constituindo-se um fator de desequilíbrio.

Os resultados empíricos obtidos com as estimativas dos parâmetros estruturais da demanda por exportações de ACC brasileira revelaram um elevado grau de desequilíbrio neste mercado, uma vez que o coeficiente de ajustamento, estimado, das exportações brasileiras de ACC mostrou-se próximo de zero (0,1887).

As estimativas mostraram que o Brasil tem-se defrontado com uma demanda internacional altamente preço-elástica, tanto a curto como a longo prazo. Este fato implica dizer que a parcela de mercado detida pelo Brasil mostra-se ainda pequena em relação ao tamanho deste mercado. Em virtude dos Estados Unidos concentrarem quase todo mercado mundial, pode-se dizer que a fração do mercado estadunidense mantida pelo Brasil é pequena, haja vista o percentual apresentado (38%). Desta

forma, torna-se crucial para o Brasil a elevação da sua fração de mercado, o que deverá ser feito em detrimento da parcela mantida pela Índia, já que atualmente é a maior. Neste aspecto, o tempo estimado, para que o Brasil supere a Índia em termos de exportação de ACC, e, conseqüentemente, torne-se o país a deter a maior parcela do mercado importador, mantidas as atuais tendências, foi de nove anos, isto é, de acordo com esta estimativa, o Brasil será o maior exportador mundial de ACC em 1996.

Ficou evidenciado, no presente estudo, que a fração de mercado pertencente ao Brasil é significativamente determinada pelo efeito competição, isto é, pela relação entre preço da ACC brasileira e preço deste produto proveniente do resto do mundo, especialmente da Índia. Mas dois aspectos constatados no comércio internacional deste produto impedem que o Brasil adote uma política de redução de preço a fim de promover ganho de mercado. O primeiro prende-se ao fato do preço médio da ACC brasileira ser inferior ao da Índia, o que dificulta para o Brasil um maior desvalorização de seu produto. O segundo aspecto, e o mais importante, diz respeito à incapacidade do Brasil, a curto prazo, de satisfazer um incremento de demanda, uma vez que este país não forma estoque, ou seja, exporta tudo que produz em um único período. Com isto fica evidenciado que o Brasil terá que promover o incremento de sua produção de ACC, sobretudo, com uma maior eficiência técnica, especialmente no tocante à geração de tecnologias que incrementem a produtividade e melhore a qualidade, a fim de tornar seu produto mais competitivo frente ao produto da Índia que, por dispor de um elevado contingente de mão-de-obra, tem produzido, conforme ficou constatado, um maior volume de ACC de boa qualidade e de reduzido custo de produção.

A análise dos parâmetros estimados para a demanda da ACC brasileira no mercado externo revelou, ainda, que o efeito substituição entre os produtos de diferentes origens supera o efeito tamanho do mercado, isto é, muito mais que em

decorrência da ampliação do mercado importador, um país supridor tem incrementado suas exportações de ACC em detrimento das exportações de outros países. Este fato evidencia, ainda mais, a imperfeição deste mercado causada pela sua não expansão e sua crescente concentração pelos Estados Unidos. Desta forma, torna-se crucial para o Brasil, além da elevação dos seus níveis de exportação de ACC, a ampliação do seu mercado importador e, sobretudo, redirecionar suas exportações para outros mercados, além do estadunidense.

O redirecionamento das exportações de ACC brasileira pode ser feito para os países que já importam este produto em pequenas quantidades, como Japão, Países Baixos, Alemanha Ocidental e outros. Para que tal ocorra, a curto e a médio prazo, conforme ficou evidenciado no presente estudo, o Brasil terá que exportar sua ACC já beneficiada, isto é, torrada e salgada, uma vez que estes países não dispõem de grande capacidade de beneficiamento. Desta forma, torna-se imperiosa a realização de um estudo que forneça o custo desta ACC beneficiada, inclusive com a incidência das tarifas aduaneiras, para se avaliar o poder de competição da ACC beneficiada com as demais nozes existentes nestes mercados.

As estimativas feitas no presente estudo revelaram que a demanda da ACC do Brasil é renda-elástica, ou seja, este produto pode ser classificado como um bem de luxo, o que comprovou as expectativas apriorísticas. Este fato evidencia que o Brasil pode ampliar o seu mercado importador, promovendo a entrada de seu produto em outros países detentores de elevada renda per capita.

Um outro aspecto relevante constatado, por ocasião da estimação dos parâmetros estruturais, prendeu-se à acentuada inelasticidade da oferta de exportação de ACC a variações de preços, tanto correntes como defasados. Isto pareceu ser decorrente do pequeno "border price", ou seja, os preços obtidos pela ACC do Brasil no mercado internacional não estão

sendo repassados aos pequenos e médio produtores que são responsáveis pela grande parte da produção interna de castanha. Ficou evidenciado, ainda, que a não geração de estoques de ACC pelo Brasil tem concorrido para a não determinação interna do preço de seu produto.

Ficou claro, portanto, que qualquer política de mercado que o Brasil venha a adotar, no sentido de reduzir a imperfeição do mercado de exportação de ACC, terá que, em primeiro lugar, incrementar seus níveis atuais de produção de ACC, o que poderá ser obtido com o aumento da produção interna de castanha de caju. Para que tal ocorra com maior brevidade, torna-se importante o incentivo à pequena e média produção. Este incentivo poderá ser dado através de: (a) uma elevação do preço real da castanha de caju, a nível de produtor, pois desta forma os empresários da indústria castanheira (beneficiamento) estariam repassando para os produtores parte dos benefícios obtidos com o comércio externo da ACC; (b) integração das EMATERS dos Estados da região Nordeste com o CNPCa, a fim de fazer chegar aos pequenos e médios produtores, com maior brevidade, as tecnologias geradas por este Centro de Pesquisa; (c) adoção por parte do governo de um preço mínimo da castanha, a nível de produtor, mais compatível com o preço da ACC no mercado internacional. Uma outra justificativa para adoção desta última política seria os significativos benefícios sócio-econômicos que a cajucultura representa para a região Nordeste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRANDT, S. A. **Comercialização Agrícola**. Piracicaba, Livroceres, Ed., 1980. 195p.

CARVALHO, E. C. **Mercado de exportação de açúcar do Brasil: modelos de equilíbrio e desequilíbrio e avaliação da política de exportação**. Viçosa, UFV, 1986. 99p. (Tese de Doutorado).

CAVALCANTE, R. N. F. & LOPES NETO, **A Agroindústria do caju no Nordeste: situação atual e perspectivas**. Fortaleza, BNB/ETENE, 1973, 222p. X

EDIBLE NUT MARKET REPORT. London, Gill & Duffus, (109): 3-4, X
dec., 1982.

_____ (110):3-4, 1983.

_____ (117):3-4, 1984.

_____ (119):3-4, 1985.

_____ (122):3-4, 1986.

_____ (123):7-8, 1987.

_____ (127):3-4, 1988.

EDIBLE NUT STATISTICS. London, Gill & Duffus, 1981, 1987. X

FINAGEIV, V. **Análise econômica da demanda de exportação de café brasileiro**. Viçosa, UFV, 1976. 24p. (Tese de Mestrado).

FRANÇA, F.M.C. **Produção, Comercialização e Mercado**. IN: LIMA, V.P.M.S., org. **A cultura do cajueiro no Nordeste do Brasil**. X
Fortaleza, BNB/ETENE, 1988.

- GOLDSTEIN, M. & KHAN, S. The Supply and Demand for Exports: a simultaneous approach. *The review of economics and statistics*, Cambridge, 60 (2): 275-86, 1978.
- GOLDBERGER, A. *Econometric theory*. New York, Wiley, 1964. 414 p.
- INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS. New York, FMI, 1983. p. 520-525. YAARBOOK.
- _____ 40 (5):514-519, mai., 1987.
- _____ 42 (4):542-547, jan., 1989.
- JOHNSON, D. V. *O caju do Nordeste do Brasil; um estudo geográfico*. Trad. de José Alexandre Robatto Orrico. Fortaleza, BNB/ETENE, 1974, 169p. Ilust. (Tese de Doutorado).
- JOHNSTON, J. *Métodos econométricos*. São Paulo, Atlas, 1976.
- JUDGE, G. G.; GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; LEE, T. *The Theory and practice of econometrics*. New York, John Wiley & Sons, 1980, 793p.
- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo, Atlas, 1988. 670p.
- KARMEL, P. H. & POLASEK, M. *Estatística geral e aplicada para economistas*. São Paulo, Atlas, 1972, 602p.
- KELEJIAN, H. H. & OATES, W. E. *Introdução à econometria: princípios e aplicações*. Rio de Janeiro, Campus, 1988. 370p.
- KINDLEBERGER, G. P. *Economia Internacional*. São Paulo, Mestre Jou, 1967. 658p.
- LEAL, J. *Tabelas numéricas e estatísticas*. Rio de Janeiro, Ao Livro Técnico S.A., 1971, 147p.

- LEITE, P. S. **Novo enfoque do desenvolvimento econômico e as teorias convencionais.** Fortaleza, Imp. Universitária, 1983. 184p. ilustr.
- LEMONS, J. J. S.; PEREIRA, J. A.; AZEVEDO, R. & MAGALHÃES, A. R. **Abastecimento e crise alimentar no Nordeste.** Fortaleza, PNUD/SEPLAN-CE/UFC, 1988, 191p.
- LIMA, V. P. M. S. **A cultura do cajueiro no Nordeste do Brasil: origem e distribuição geográfica.** Fortaleza, BNB/ETENE, 1988. p.1-14.
- LOPES, M. R. **Comercialização Interna e Externa da Produção Agrícola: Principais Problemas e Sugestões.** IN: BRANDÃO, A.S.P., ed. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1988. p. 357-398.
- LOPES NETO, A. **A agroindústria do caju no Nordeste do Brasil e em outros países grandes produtores.** Fortaleza, BNB/ETENE, 1981, 471p.
- LUNDBORG, P. **The Elasticities of Supply and Demand for Swedish Export in a Simultaneous Model.** *The Scandinavian Journal of Economics*, Stockholm, 83 (3): 444-8, 1981.
- MELO, F. H. **A Necessidade da Estabilização de Preços para as culturas domésticas.** IN: BRANDÃO, A. S. P., ed. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões.** Rio de Janeiro, IPEA-INPES, 1988.
- MEYER, P. L. **Probabilidade: aplicações à estatística.** Trad. Prof. Ruy de C. B. Lourenço Filho. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos, 1976, 391p. Ilustr.
- NEVES, R. B. **O sistema brasileiro de financiamento às exportações.** Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1985, 260p.

- PAULA PESSOA, P. F. A. & CARMO, I. M. Fontes de crescimento da cajucultura nordestina e a produção de divisas para o país. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, 18 (4): 513-525, out/dez., 1987.
- PAULA PESSOA, P. F. A. & LEMOS, J.J.S. *Análise de causalidade no mercado externo de amêndoa de castanha de caju*. Fortaleza, EMBRAPA/CNPCa, 1989. 11 p. (Trabalho ainda inédito).
- PEREIRA, M. I. M. *Difusão da inovação tecnológica cajueiro-anão no Estado do Ceará*. Recife, Universidade Federal Rural de Pernambuco, 1988, 160p. Ilust. (Tese de Mestrado).
- PESSOA, L. F. P. & CARNEIRO, M. V. P. *A agroindústria de caju no Ceará: oportunidades de investimentos*. Fortaleza, IPLANCE, 1977, 82p.
- PEREZ, M. C. R. C. & MARTIN, M. A. *O método de mínimos quadrados de dois estágios: seus fundamentos e aplicações na estimação da demanda e da oferta de ovos no estado de São Paulo*. Série pesquisa nº 32. Piracicaba, ESALQ, 1975, 39p.
- PITI, H. J. *Análise estrutural do comércio externo de algodão e café*. Fortaleza, DEA - UFC, 1986, 78p. (Tese de Mestrado).
- RANGEL, S. B. *Análise econométrica da demanda externa de cera de carnaúba*. Fortaleza, Universidade Federal do Ceará, 1982, 76p. (Tese de Mestrado).
- RIBEIRO, M. J. T. *Incentivos fiscais e bem-estar social, análise de reflorestamento com cajueiro no Nordeste*. Viçosa, UFV, 1980, 74p. (Tese de Mestrado).
- RIBEIRO, M. J. T. & BRANDT, S. A. & CARVALHO, F. C. A equação de transmissão de preços de caju. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE FRUTICULTURA, 6., Recife, 1981. *Anais...* Recife, Sociedade Brasileira de Fruticultura, 1981. p.339-44.

RIBEIRO, M. J. T. & BRANDT, S. A. Estimativa da demanda de exportação de amêndoa e óleo de caju do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE FRUTICULTURA, 6., Recife, 1981. Anais... Recife, Sociedade Brasileira de Fruticultura, 1981. p. 345-359.

^PSIEGEL, S. Estatística não-paramétrica para as ciências do comportamento. Trad. de Alfredo Alves de Farias. São Paulo, Mc GRAW-HILL do Brasil, 1975, 350p. Ilust.

SILVA, M.B.A. Aspectos do Comércio Internaiconal de amêndoa de caju. Piracicaba, ESALQ/USP, 1974. 93 p. (Tese de Mestrado).

SODERSTEN, B. Economia internacional. Rio de Janeiro, Interciência, 1979, 533p.

TAKAYAMA, A. International trade; an approach to the theory. New York, Holt, Rinehart an Winston, 1972, 586p. Ilust.

TEIXEIRA, E. C. & MARTIN, M. A. A política de investimentos agrícolas e seu efeito sobre a distribuição de renda. IN: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, XXVI., Fortaleza, 1988. Anais... Brasília, Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 1988. 1 (1): 209-223.

TORRES, I. Estimção de equações em modelos simultâneos: heterocedasticidade, autocorrelação e variáveis defasadas. São Paulo, IPE - USP, 1988, 82p.

APÊNDICE A

TABELA IA - Dados Básicos Utilizados na Análise do Mercado de Exportação de Amêndoa de Castanha de Caju (ACC) do Brasil, 1960/87 (1).

ANO	X_t	PX_t	FM_t	RM_t	QMT_t	QI_t	RB_t	X_{t-4}	PX_{t-4}	$ICP(USA)^2$	$IPA(BRASIL)^3$
1960	755	2.571	2.319	11.154	61.698	5.500	541	-	-	25,40	0,000202
1961	421	3.147	2.516	11.184	41.755	9.700	676	-	-	25,80	0,002092
1962	673	2.870	3.498	11.712	48.588	12.000	767	-	-	26,10	0,003112
1963	1.125	2.837	3.155	12.050	50.955	13.600	843	-	-	26,40	0,005522
1964	1.219	3.202	3.322	12.577	55.678	9.600	873	-	-	26,70	0,009992
1965	790	4.099	3.996	13.231	51.267	13.800	901	755	2.571	27,20	0,015333
1966	724	3.669	3.937	13.875	53.793	13.700	910	421	3.147	28,10	0,021584
1967	1.819	3.417	3.913	14.162	48.616	24.200	940	673	2.870	28,80	0,027313
1968	1.491	3.477	3.723	14.713	52.256	23.700	1.053	1.125	2.837	30,00	0,033640
1969	3.342	3.301	3.915	14.943	60.491	40.000	1.143	1.219	3.202	31,60	0,040035
1970	4.589	2.827	3.842	14.679	62.678	15.000	1.133	724	4.099	33,50	0,047597
1971	6.499	3.166	4.077	15.088	54.074	40.000	1.254	790	3.669	34,90	0,055263
1972	4.286	3.398	4.213	15.858	59.985	25.000	1.371	1.819	3.417	36,10	0,065425
1973	7.169	3.421	4.222	16.549	64.542	30.000	1.614	1.491	3.477	38,30	0,076213
1974	5.980	4.290	5.212	15.988	57.062	60.000	1.784	3.342	3.301	42,50	0,098602
1975	7.608	4.638	4.716	15.777	57.976	45.000	1.941	4.589	2.827	46,40	0,125578
1976	11.421	3.814	4.915	16.323	59.174	45.000	2.140	6.499	3.166	49,50	0,179785
1977	9.359	6.619	8.490	16.931	55.940	70.000	2.241	4.286	3.398	52,70	0,256177
1978	7.430	5.288	6.797	17.492	40.051	65.000	2.314	7.169	3.421	57,00	0,352499
1979	10.922	5.142	6.769	17.492	23.981	65.000	2.417	5.980	4.290	62,60	0,549499
1980	11.898	6.658	8.367	16.508	37.412	75.000	2.338	7.608	4.638	71,40	1,134606
1981	14.501	6.415	8.812	16.553	36.856	80.000	2.149	11.421	3.814	78,80	2,361948
1982	15.528	4.660	6.092	16.035	29.449	90.000	2.130	9.359	6.619	83,60	4,536119
1983	17.254	4.140	5.663	16.580	31.787	60.000	1.907	7.430	5.288	86,30	12,162978
1984	14.770	4.957	6.247	17.452	31.142	115.000	1.820	10.922	5.142	90,00	40,902552
1985	24.977	4.441	6.458	17.744	31.608	120.000	2.275	11.898	6.658	93,20	112,819340
1986	20.709	5.303	7.334	18.163	37.395	75.000	2.204	14.501	6.415	95,00	318,932340
1987	15.223	5.767	7.011	18.185	37.367	130.000	2.301	15.528	4.660	100,00	1.000,000000
								17.254	4.140		

FORNTE: EDIBLE NUT STATISTICS (1986/88); CARTEIRA DO COMÉRCIO EXTERIOR DO BANCO DO BRASIL - CAEX; INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS (1985/87); CONJUNTURA ECONÔMICA (1962/88).

(1): As variáveis estão definidas na Seção 2.2.2.1.1.

(2): Índice Geral de Preços dos Estados Unidos (ano base: 1987).

(3): Índice de Preço por Atacado - Disp. Interna (ano base: 1987).

TABELA 2B - Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 2, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da AOC do Brasil, 1964/87.

CARACTERÍSTICAS	VARIÁVEIS ^a							
	$\ln X_t$	$\ln QI_t$	$\ln PM_t$	$\ln RM_t$	$\ln QM_t$	$\ln X_{t-4}$	$\ln PX_{t-4}$	$\ln T$
Coefficiente de regressão (d_i)	-	0,1944	-0,4496	-0,6021	0,5413	0,4479	0,6711	0,5729
Erro-padrão (sd_i)	-	0,2678	0,4908	0,9731	0,4325	0,1840	0,4669	0,2215
Teste "t" de Student	-	0,7259	-0,9160	-0,6189	1,2514	2,4333	1,4374	2,5869
Média aritmética	8,3896	20,2363	8,2262	9,2860	10,2937	7,8661	7,5909	2,1914
Matriz de correlação linear simples								
$\ln X_t$	1,0000	0,9608	0,9178	0,8867	0,8202	0,9715	0,9162	0,8344
$\ln QI_t$	-	1,0000	0,9804	0,9626	0,9154	0,9373	0,9551	0,7107
$\ln PM_t$	-	-	1,0000	0,9912	0,9627	0,8892	0,9904	0,5998
$\ln RM_t$	-	-	-	1,0000	0,9865	0,8417	0,9905	0,5306
$\ln QM_t$	-	-	-	-	1,0000	0,7591	0,9602	0,4203
$\ln X_{t-4}$	-	-	-	-	-	1,0000	0,8743	0,8548
$\ln P_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	1,0000	0,5927
$\ln PX_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	-	1,0000
Intercepto (d_0)	0,0029	Coeficiente de determinação (R^2)						
Observações (n)	24	Coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2)						
Graus de liberdade (n-k-1)	16	Estatística de Durbin (h)						
Estatística de Snedecor ($F_{5,18}$)	120,7346	Erro-padrão da regressão (O)						

FONTE: Dados básicos apresentados na TABELA 1A.

TABELA 3B - Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 3, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da AOC do Brasil, 1964/87.

CARACTERÍSTICAS	VARIÁVEIS ^a							
	lnPX _t	lnQI _t	lnPM _t	lnRM _t	lnQM _t	lnX _{t-4}	lnPX _{t-4}	lnT
Coefficiente de regressão (e _i)	-	-0,0667	0,7859	0,2508	-0,0532	0,0903	0,0040	-0,1206
Erro-padrão (se _i)	-	0,0902	0,1653	0,3277	0,1456	0,0620	0,1572	0,0746
Teste "t" de Student	-	-0,7389	4,7552	0,7655	-0,3661	0,4564	0,0316	-1,6165
Média aritmética	8,0440	10,2363	8,2262	9,2860	10,2937	7,8661	7,9509	2,1914
Matriz de correlação linear simples								
lnX _t	1,0000	0,9727	0,9975	0,9924	0,9672	0,8775	0,9891	0,5717
lnQI _t	-	1,0000	0,9804	0,9626	0,9154	0,9373	0,9751	0,7107
lnPM _t	-	-	1,0000	0,9912	0,9627	0,8892	0,9904	0,5998
lnRM _t	-	-	-	1,0000	0,9865	0,8417	0,9905	0,5306
lnQM _t	-	-	-	-	1,0000	0,7591	0,9602	0,4203
lnX _{t-4}	-	-	-	-	-	1,0000	0,8743	0,8548
lnP _{t-4}	-	-	-	-	-	-	1,0000	0,5927
lnPX _{t-4}	-	-	-	-	-	-	-	1,0000
Intercepto (d ₀)	0,0028	Coefficiente de determinação (R ²)						
Observações (n)	24	Coefficiente de determinação ajustado (R ²)						
Graus de liberdade (n)	24	Estatística de Durbin (h)						
Estatística de Snedecor (F _{7,16})	762,5458	Erro-padrão da regressão (σ)						

FONTE: Dados básicos apresentados na TABELA 1A.

APÊNDICE C

TABELA 1C - Características Estatísticas da Equação da Oferta, Proposta Inicial, Modelo de Equilíbrio, Mercado de Exportação da ACC do Brasil, 1964/87.

CARACTERÍSTICAS	VARIÁVEIS				
	$\ln X_t$	$\ln PX_{t-4}$	$\ln QI_{t-4}$	$\ln RT_t$	$\ln T$
Coefficiente de regressão (β_i)	-	0,1585	0,1313	0,3663	0,8765
Erro-padrão (sb_i)	-	0,3176	0,2580	0,2794	0,1493
Teste "t" de Student	-	4,4990	0,5089	1,3111	5,8696
Média aritmética	8,3896	7,9509	10,2363	6,9457	2,1914
Matriz de correlação linear simples					
$\ln X_t$	1,0000	0,9162	0,9608	0,9269	0,8344
$\ln PX_{t-4}$	-	1,0000	0,9751	0,9901	0,5927
$\ln QI_t$	-	-	1,0000	0,9816	0,7107
$\ln RB_t$	-	-	-	1,0000	0,6103
$\ln T$	-	-	-	-	1,0000
Intercepto (β_0)	0,0238			
Coefficiente de determinação (R^2)				0,9751
Coefficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2)				0,9701
Observações (n)	24			
Graus de liberdade (n-k-1)	19			
Estatística de Snedecor ($F_{4,19}$)	..	195,8831			
Erro-padrão da regressão (σ)				0,3491

FONTE: Dados básicos apresentados na TABELA 1A.

TABELA 3C - Características Estatísticas da Equação de Forma Reduzida 1, Proposta Inicial, Modelo de Desequilíbrio, Mercado de Exportação da AOC do Brasil, 1964/87.

C A R A C T E R Í S T I C A S	V A R I Á V E I S									
	$\ln X_t$	$\ln QI_t$	$\ln PM_t$	$\ln RM_t$	$\ln QM_t$	$\ln X_{t-4}$	$\ln PX_{t-4}$	$\ln RT_t$	$\ln I_t$	
Coefficiente de regressão (d_1)	-	0,1980	-0,9082	-1,9024	0,5543	0,2952	0,9978	1,3785	0,4107	
Erro-padrão (sd.)	-	0,2477	0,5101	1,1159	0,4000	0,1870	0,4624	0,6996	0,2207	
Teste "t" de Student	-	0,4083	-1,7804	-1,7047	1,3856	1,5786	2,1575	1,9703	1,8612	
Média aritmética	8,3896	10,2363	8,2262	9,2860	10,2937	7,8661	7,9509	6,9457	2,1914	
Matriz de correlação linear simples										
$\ln X$	1,0000	0,9608	0,9178	0,8867	0,8202	0,9715	0,9162	0,9269	0,8344	
$\ln QI_t$	-	1,0000	0,9804	0,9626	0,9154	0,9373	0,9751	0,9816	0,7107	
$\ln PM_t$	-	-	1,0000	0,9912	0,9627	0,8892	0,9904	0,9967	0,5998	
$\ln RM_t$	-	-	-	1,0000	0,9865	0,8417	0,9905	0,9933	0,5306	
$\ln QM_t$	-	-	-	-	1,0000	0,7591	0,9602	0,9668	0,4203	
$\ln X_{t-4}$	-	-	-	-	-	1,0000	0,8743	0,8922	0,8548	
$\ln PX_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	1,0000	0,9901	0,5927	
$\ln RT_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	-	1,0000	0,6103	
$\ln I_t$	-	-	-	-	-	-	-	-	0,1000	
Intercepto (d_0)	0,0025									
Coefficiente de determinação (R^2)										
Coefficiente de determinação ajustado (R^2)										
Observações (n)	24									
Graus de liberdade (n-k-1)	15									
Estatística de Snedecor ($F_{8,15}$)	124,0399									
Erro-padrão da regressão (σ)										

FONTE: Dados básicos apresentados na TABELA 1A.

APÊNDICE D

ESTABILIDADE DINÂMICA DOS COEFICIENTES ESTIMADOS PARA OS MO DELOS DE EQUILÍBRIO E DESEQUILÍBRIO

1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

Quando trabalhamos com modelos uniequacionais, os procedimentos de previsão da variável explicada, dados valores da(s) variável(is) explicativa(s) torna-se relativamente simples, desde que os coeficientes estimados apresentem propriedades estatísticas adequadas.

Contudo, quando tratamos de sistemas de equações simultâneas, o processo de previsão não é mais tão simples, mesmo quando os coeficientes estimados apresentam características estatísticas desejáveis, justamente porque a visão do sistema em conjunto pode não ser tão simples. A razão para o surgimento destas dificuldades pode decorrer de fato da existência de uma instabilidade estrutural no modelo que construímos, o que dificulta ou inviabiliza a sua utilização objetivando uma interpretação do fenômeno que estamos estudando.

Obviamente que tal instabilidade estrutural pode não ocorrer (e na maioria das vezes não ocorre) quando estamos trabalhando com modelos uniequacionais. Contudo, este tipo de modelo mostra-se inadequado quando a equação apresentar variáveis endôgenas como explicativas, criando o chamado viés de simultaneidade, e que obriga a especificações mais elaboradas que lançam mãos de sistemas simultâneos.

Assim, a propriedade da estabilidade dinâmica, associada aos estimadores dos coeficientes em sistemas estruturais simultâneos, torna-se bastante relevante como objetivo

para avaliação das qualidades adicionais (além das estatísticas usuais) associadas a estes estimadores. Demonstra-se que as condições de estabilidade dependem tanto da forma como estão estruturadas as equações e o modelo simultâneo, bem como dos valores estimados para os coeficientes.

Em geral dado um sistema de equações simultâneas:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Z_t + \alpha_3 Z_{t-1} + \mu_{1t} \quad (1)$$

$$Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-2} + \beta_2 Z_t + \beta_3 Z_{t-1} + \beta_4 Z_{t-2} + \mu_{2t} \quad (2)$$

$$Y_{t-2} = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_{t-1} + \gamma_3 Y_{t-2} + \gamma_4 Y_{t-3} + \mu_{3t} \quad (3)$$

nas quais os Y_{t-i} ($i = 0, 1, 2$) são endôgenas e os Z_{t-i} ($i = 0, 1, 2$) são exôgenas.

O modelo estrutural acima pode ser calculado em sua forma reduzida, explicitando Y_t como função de todas as outras variáveis, como se mostra a seguir:

$$Y_t = \pi_0 + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \pi_3 Z_t + \pi_4 Z_{t-1} + \pi_5 Z_{t-2} + \eta_t \quad (4)$$

Os coeficientes π_1 , π_2 , π_3 , π_4 e π_5 são denominados na análise dinâmica, de "multiplicadores de impacto" e mostram o efeito imediato da variação de qualquer das variáveis pré-determinadas sobre Y_t . Em geral dizemos que um sistema é estável se dado um valor pré-fixado e constante das variáveis exôgenas, o valor esperado das variáveis endôgenas estabilizam-se em torno de um valor constante. Obviamente que as variações em torno deste valor decorrerão tão somente do termo de perturbação.

Por outro lado, diremos que um sistema é considerado instável se, para um dado valor constante das variáveis exôgenas, o valor esperado para as variáveis endôgenas tornarem-se explosivas ou não convergirem, ou, ainda, apresentarem um comportamento oscilatório.

Da equação reduzida para Y_t obtida anteriormente, podemos escrever:

$$Y_t - \Pi_1 Y_{t-1} - \Pi_2 Y_{t-2} = \Pi_0 + \Pi_3 Z_t + \Pi_4 Z_{t-1} + \Pi_5 Z_{t-2} + \eta_t \quad (6)$$

Fazendo-se todos os termos do lado direito da equação acima constantes, teremos:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} - \Pi_2 Y_{t-2} = \zeta$$

na qual $\zeta =$ constante.

Resolve-se a equação de diferenças acima, fazendo

$$Y_{t-k} = A\lambda^{t-k} \quad (8)$$

na qual A é a matriz característica associada aos coeficientes da forma estrutural; λ é a raiz latente associada a esta matriz e k é o maior período de defasagem, no problema específico $k = 2$.

Substituindo a equação (8) na equação (7), teremos:

$$A\lambda^t - \Pi_1 A\lambda^{t-1} + \Pi_2 A\lambda^{t-2} = 0 \quad (9)$$

que, após simplificações, transforma-se em:

$$\lambda^2 - \Pi_1 \lambda + \Pi_2 = 0 \quad (10)$$

A solução desta equação é:

$$\lambda = \frac{\Pi_1 \pm \sqrt{\Pi_1^2 - 4\Pi_2}}{2}$$

dependendo dos valores de Π_1 e de Π_2 , a solução acima pode apresentar quatro possíveis alternativas que terão as seguintes implicações sobre a estabilidade dinâmica do modelo em discussão:

- (a) O modelo pode ser estável, convergente e em oscilação. Isto requer que tanto λ_1 como λ_2 sejam menores do que 1 (um) em valores absolutos e não apresentem componentes imaginários;
- (b) o modelo pode ser estável e convergindo através de oscilações convergentes. Isto ocorrerá se as raízes características calculadas na equação (10) forem ambas menores que 1 (um) em valor absoluto, mais apresentando componentes imaginários;
- (c) o modelo será instável e não oscilatório, se as soluções encontradas para as raízes características forem ambas maiores do que a unidade em valores absolutos e não apresentarem valores imaginários;
- (d) o modelo será instável e oscilatório, se pelo menos uma das raízes latentes associadas for maior do que a unidade, em termos absolutos, e apresentarem pelo menos uma componente com valores imaginários.

2 - TESTES DE ESTABILIDADE PARA OS MODELOS SELECIONADOS NA PESQUISA

2.1 - Modelo de Equilíbrio

As equações estruturais que compõem o modelo de equilíbrio são, como vimos:

$$\ln X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln PM_2 + \alpha_3 \ln RM_t + \alpha_4 \ln QM_t + \mu_1$$

$$\ln X_t^S = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_{t-4} + \beta_2 \ln QT_t + \beta_3 \ln T + \mu_2$$

Nesta pesquisa foram obtidas as seguintes estimativas para os parâmetros estruturais para a equação de demanda de exportação de ACC do Brasil.

$$\alpha_0 = -0,0416;$$

$$\alpha_1 = -5,6533;$$

$$\alpha_2 = 5,4561;$$

$$\alpha_3 = 2,5086; e$$

$$\alpha_4 = -1,3849.$$

Para a equação de oferta de exportação de ACC do Brasil:

$$\beta_0 = 0,0169;$$

$$\beta_1 = 0,4161;$$

$$\beta_2 = 0,3202; e$$

$$\beta_3 = 0,8152.$$

Colocando a forma reduzida associada ao modelo estrutural, teremos:

$$\begin{aligned} \alpha_1 \ln PX_t &= (\beta_0 - \alpha_0) + \beta_1 \ln PX_{t-4} + \beta_2 \ln QI_t + \beta_3 \ln T_t \\ &+ \alpha_2 \ln PM_t + \alpha_3 \ln RM_t - \alpha_4 \ln QI_t + (\mu_2 - \mu_1) \end{aligned}$$

Fazendo-se:

$$\alpha_1 \ln PX_t - \beta_1 \ln PX_{t-4} = C$$

sendo:

$$\begin{aligned} C &= (\beta_0 - \alpha_0) + \beta_2 \ln QI_t + \beta_3 \ln T - \alpha_2 \ln PM_t + \\ &+ \alpha_3 \ln RM_t - \alpha_4 \ln QM_t + \mu_3 \end{aligned}$$

Resolvendo a equação de diferenças acima, teremos:

$$\alpha_1 A \lambda^t - \beta_1 A \lambda^{t-k} = C$$

que transforma-se em:

$$\alpha_1 \lambda^t - \beta_1 = 0$$

que implica em:

$$\lambda^4 = \frac{\beta_1}{\alpha_1}$$

$$\lambda = \left(\frac{\beta_1}{\alpha_1} \right)^{\frac{1}{4}}$$

Substituindo β_1 e α_1 , por seus valores estimados no modelo de equilíbrio, teremos:

$$\lambda = \pm 0,5200i$$

Assim, como as raízes latentes associadas ao modelo de equilíbrio são todos menores do que 1 (um) em termos absolutos e todas imaginárias, concluímos que embora sendo oscilatório o modelo de equilíbrio é convergente.

2.2 - Modelo de Desequilíbrio

O modelo de desequilíbrio estimado apresenta a seguinte conotação estrutural:

$$\begin{aligned} \ln X_t^d = & b_0 + b_1 \ln PX_t + b_2 \ln PM_t + b_3 \ln RM_t + b_4 \ln QM_t + \\ & + b_5 \ln X_{t-4} + \mu_5 \end{aligned}$$

$$\ln X_t^S = C_0 + C_1 \ln PX_t + C_2 \ln PX_{t-4} + C_3 \ln QI_t + C_4 \ln T + \\ + \mu +$$

As estimativas para os parâmetros estruturais da demanda de exportação de ACC do Brasil foram:

$$\begin{aligned} b_0 &= 0,003; \\ b_1 &= 4,6984; \\ b_2 &= 3,1882; \\ b_3 &= 1,5469; \\ b_4 &= -0,0768; \text{ e} \\ b_5 &= 0,8113. \end{aligned}$$

Para a equação da oferta de exportação de ACC do Brasil foram as seguintes estimativas:

$$\begin{aligned} C_0 &= 0,033; \\ C_1 &= 0,1915; \\ C_2 &= 0,3064; \\ C_3 &= 0,2468; \text{ e} \\ C_4 &= 0,8591. \end{aligned}$$

Desta forma temos.

$$\left(\frac{C_1 - b_1}{C_1} \right) \ln X_t - b_5 \ln X_{t-4} = \zeta_1$$

sendo

$$\begin{aligned} \zeta_1 &= \frac{b_0 C_1 - b_1 C_0}{C_1} = \frac{b_1 C_2}{C_1} \ln PX_{t-4} - \frac{b_1 C_3}{C_1} \ln QI_t - \\ &- \frac{b_1 C_4}{C_1} \ln T + b_2 \ln PM_t + b_3 \ln RM_t + b_4 \ln OM_t + \frac{C_1 \mu_5 - b_1 \mu_7}{C_1} \end{aligned}$$

Resolvendo a equação de diferenças acima, teremos:

$$\left(\frac{c_1 - b_1}{c_1}\right)A\lambda^t - b_5A\lambda^{t-4} = \zeta_1$$

que se transforma em:

$$\left(\frac{c_1 - b_1}{c_1}\right)\lambda^4 - b_5 = 0$$

$$\lambda = \pm \left(\frac{b_5 - c_1}{c_1 - b_1}\right)^{1/4}$$

$$\lambda = \pm 0,4223$$

Resolvendo a equação reduzida para os preços, teremos:

$$(b_1 - c_1)\ln PX_t - c_2 \ln PX_{t-4} = \zeta_2$$

sendo

$$\begin{aligned} \zeta_2 = (-b_0 + c_0) &= b_2 \ln PM_t - b_3 \ln RM_t - b_4 \ln QM_t - \\ &- b_5 \ln X_{t-4} + x_3 \ln QI_t + c_4 \ln T + (\mu_7 - \mu_5) \end{aligned}$$

Resolvendo esta equação de diferenças, teremos:

$$(b_1 - c_1)A\lambda^t - c_2A\lambda^{t-4} = c_2$$

que se transforma em:

$$(b_1 - c_1)\lambda^4 - c_2 = 0$$

$$\lambda = \pm \left(\frac{c_2}{b_1 - c_1}\right)^{1/4}$$

$$\lambda = \pm 0,50031$$

Em virtude das raízes latentes encontradas apresentarem-se todas inferiores à unidade e, ainda, as raízes associadas à variável endógena preço real médio de exportação da ACC do Brasil apresentarem componentes imaginários, dentro do círculo unitário, concluímos que o modelo de desequilíbrio é estável e oscilatório convergente.

APÊNDICE E

ADEQUAÇÃO DO AJUSTAMENTO

1. Prova do Qui-quadrado (χ^2) de Uma Amostra

Na realização de estudos que envolvam aplicações estatísticas, torna-se freqüente a ocorrência de um problema: a incerteza sobre a forma da distribuição básica de uma determinada variável aleatória. Em estudos econométricos, particularmente, esta incerteza recai mais sobre a hipótese de uma variável ser ou não normalmente distribuída, isto é, $H_0: p_{oi} = p_{ei}$, $i=1,2, \dots, m$, onde m é o número de classes; p_{oi} é a probabilidade observada de ocorrência do evento na i -ésima classe; p_{ei} é a probabilidade especificada do evento ocorrer na i -ésima classe.

Neste caso, o teste de "aderência" mais recomendado, segundo MEYER (1976), é a distribuição de PEARSON (D^2) que se mostra a serguir:

$$D^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(f_{oi} - f_{ei})^2}{f_{ei}} > C,$$

sendo $f_{ei} = np_{ei}$, onde,

f_{oi} = freqüência observada na i -ésima classe;

f_{ei} = freqüência teórica esperada na i -ésima classe sob hipótese de normalidade;

n = número de observações;

C = constante a ser determinada.

Se n for suficientemente grande, a distribuição de D^2 tem, aproximadamente, a distribuição de qui-quadrado (χ^2). A fim de se comprovar esta afirmativa, considerar-se-á um caso particular em que $m=2$. Então,

$$D^2 = \frac{(n_1 - np_{e1})^2}{np_{e1}} + \frac{(n_2 - np_{e2})^2}{np_{e2}}$$

Levando-se em consideração que $n_1 + n_2 = n$ e que $p_{e1} + p_{e2} = 1$ e se fazendo algumas interações matemáticas na expressão acima, obtém-se:

$$D = (n_1 - n_2 p_{e1}) / \sqrt{np_{e1}(1-p_{e1})}$$

Se p_{ei} for o verdadeiro valor da probabilidade observada, ou seja, $p_{e1} = p_{o1}$, então $E(n_1) = np_{o1}$ e $V(n_1) = np_{o1}(1-p_{o1})$, o que implica dizer que, se n for grande, D terá, aproximadamente, a distribuição $N(0,1)$. Desta forma a variável aleatória D^2 , para n grande, terá aproximadamente a distribuição χ^2 , isto é:

$$\sum_{i=1}^m \frac{(f_{oi} - f_{ei})^2}{f_{ei}} \sim \chi^2_{m-1}$$

No presente estudo, as freqüências esperadas (f_{ei}) são determinadas através do produto entre o número de observações (n) e as respectivas probabilidades especificadas (p_{ei}) que, por sua vez, não obtidas da tábua de áreas e a partir da média (\bar{x}) e do desvio-padrão (s) da amostra. Desta forma, deixa de se ter apenas $m-1$ graus de liberdade e sim $m-3$, tendo em vista que, além da restrição que as freqüências observadas e teóricas devam ser iguais, tem-se mais duas, ou seja, as médias observadas e teóricas devem ser iguais, o mesmo acontecendo com os desvios-padrão (KARMEL & POLASEK, 1972).

A fim de que este teste de "aderência" seja

satisfatório, o número de freqüências esperadas deve ser mais ou igual a cinco (KARMEL & POLASEK, 1972).

2. A Prova de Kolmogorov-Smirnov de Uma Amostra

A prova de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra, assim como a distribuição χ^2 , é uma prova de "aderência", onde procura especificar a distribuição de freqüência acumulada que ocorreria sob a distribuição teórica, e compará-la com a distribuição de freqüência acumulada observada.

A diferença metodológica entre as provas de qui-quadrado e de Kolmogorov-Smirnov prende-se ao fato de que esta última focaliza apenas a maior das diferenças entre as freqüências esperadas e observadas que é chamada de "desvio máximo" D e é mais aplicado para variáveis não paramétricas. Estima-se:

$$D = \text{máximo} | f_{ei} - f_{oi} |$$

A Hipótese de Nulidade (H_0) consiste em que as diferenças entre f_{ei} e f_{oi} sejam pequenas e estejam dentro dos limites dos erros aleatórios.

A distribuição amostral de D , sob H_0 , é conhecida. Os valores críticos dessa distribuição amostral são obtidos em Tábuas Estatísticas, onde a significância de um certo valor de D depende do número de observações da amostra (n).

3. Vantagens da Prova de Kolmogorov-Smirnov Sobre a Prova de χ^2 de Uma Amostra

A prova de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra focaliza as observações individuais separadamente; enquanto que a prova de χ^2 precisa combinar categorias, ocasionando perda de informações. Quando as amostras são pequenas, as categorias

adjacentes devem ser combinadas antes de ser calcular o valor de χ^2 adequadamente não acontecendo com a prova de Kolmogorov-Smirnov. Uma grande limitação da prova de χ^2 prende-se ao fato da mesma não poder ser aplicada em amostras muito pequenas, o que não ocorre com a prova de Kolmogorov-Smirnov (SIEGEL, 1975).

A prova de Kolmogorov-Smirnov de uma amostra é mais recomendada para estudos estatístico não-paramétricos. Este fato constitui uma desvantagem, no presente estudo, desta prova em relação ao qui-quadrado (χ^2). Mesmo assim, essa prova será utilizada, mas se dando maior ênfase à prova de χ^2 .

TABELA 1E - Valores Residuais das Equações Estruturais Seleccionadas para Representar o Mercado de Exportação da ACC do Brasil, Modelos de Equilíbrio e Desequilíbrio, 1964/87.

OBSERVAÇÕES (n_i)	VALORES RESIDUAIS			
	MODELO DE EQUILÍBRIO		MODELO DE DESEQUILÍBRIO	
	DEMANDA	OFERTA	DEMANDA	OFERTA
1	0,61519	0,88526	0,04634	0,36988
2	-1,05096	-0,31387	0,04363	-0,19471
3	-1,16055	-0,69097	-0,01767	-0,12730
4	-0,51620	-0,18160	-0,12014	-0,07432
5	-0,72763	-0,60602	-0,04067	-0,00919
6	-0,36478	-0,21789	0,85959	-0,13439
7	0,24505	0,33372	0,14992	-0,17103
8	0,35197	0,28840	-0,03564	-0,00910
9	-0,04359	-0,08066	0,12383	-0,09575
10	0,77029	0,31110	-0,01051	0,20993
11	0,11332	-0,10538	-0,17991	0,06479
12	0,71753	0,10946	-0,03097	0,32238
13	0,80168	0,42103	-0,03094	0,11129
14	-0,00444	0,01723	-0,08255	-0,08469
15	-0,51636	-0,34030	-0,08575	-0,16685
16	-0,59834	-0,04011	-0,20348	-0,33148
17	-0,07665	0,31639	-0,10002	-0,09429
18	-0,10427	-0,03788	0,20643	-0,06454
19	-0,07373	0,01289	0,00064	-0,12017
20	0,46335	0,21795	0,04344	0,10303
21	-0,09615	-0,29311	0,09984	0,09160
22	0,44747	0,19618	0,07313	0,12605
23	0,39070	0,19767	-0,06481	0,04078
24	0,37551	-0,09780	0,23163	0,24139

FONTE: Dados básicos apresentados na TABELA 1A.

TABELA 2E - Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil, Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

OBSERVAÇÕES (n_i)	RESÍDUOS (R_i)	$Z_i = \frac{R_i - \bar{X}}{\sigma}$	P (Z_i)	S = $\Delta P(z_i)$	P = S.n (2)	CLASSES (m)
3	-1,16055	-1,95	0,02558	0,02558	0,61392	
2	-1,05095	-1,77	0,03836	0,01278	0,30672	
5	-0,72763	-1,22	0,11123	0,07287	1,74888	
16	-0,59834	-1,01	0,15624	0,04501	1,08024	
15	-0,52636	-0,87	0,19215	0,03591	0,86184	
4	-0,51619	-0,87	0,19215	0,00000	0,00000	
6	-0,36478	-0,61	0,27093	0,07878	1,89072	
18	-0,10427	-0,18	0,42857	0,15764	3,78336	
21	-0,09615	-0,16	0,43644	0,00787	0,18888	
17	-0,07665	-0,13	0,44828	0,01184	0,28416	
19	-0,07373	-0,12	0,45224	0,00396	0,09504	
9	-0,04369	-0,07	0,47209	0,01985	0,47640	
14	-0,00444	-0,01	0,49601	0,02392	0,57408	5,40192
11	0,11332	0,19	0,57534	0,07933	1,90392	
7	0,24505	0,41	0,65542	0,08008	1,92192	
8	0,35197	0,59	0,72240	0,06698	1,60752	
24	0,37551	0,63	0,73565	0,01325	0,31800	
23	0,39070	0,66	0,74537	0,00972	0,23328	
21	0,44747	0,75	0,77337	0,02800	0,67200	
20	0,46335	0,78	0,78230	0,00893	0,21432	
1	0,61519	2,04	0,85083	0,06853	1,64472	
12	0,71753	1,21	0,88686	0,03603	0,86472	
10	0,77029	1,30	0,90319	0,01633	0,39192	
13	0,80168	1,35	0,99482	0,09163	2,19920	6,53816

FONTE: Dados apresentados na TABELA 1E.

(1) \bar{x} = média da amostra, cuja magnitude é zero;

σ = erro-padrão da regressão;

(2) n = número de observações da amostra.

TABELA 3E - Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil, Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

OBSERVAÇÕES (n_i)	RESÍDUOS (R_i)	$Z_1 = \frac{R_i - \bar{x}}{\sigma}$	$P(Z_1)$	$S = \Delta P(z_i)$	$P = S \cdot n$ (2)	CLASSES (m)
3	-0,69097	-1,95	0,02558	0,02558	0,61392	
5	-0,60602	-1,71	0,04363	0,01805	0,43320	
15	-0,34030	-0,96	0,16852	0,12489	2,99736	
2	-0,31387	-0,88	0,18942	0,02090	0,50160	
21	-0,29311	-0,83	0,20326	0,01384	0,33216	
6	-0,21789	-0,61	0,27093	0,06767	1,62408	6,50232
4	-0,18160	-0,51	0,30502	0,03409	0,81816	
11	-0,10538	-0,30	0,38208	0,07706	1,84944	
24	-0,09780	-0,28	0,38973	0,00765	0,18360	
9	-0,08066	-0,23	0,40129	0,01156	0,27744	
11	-0,04011	-0,11	0,45620	0,05491	1,31784	
18	-0,03788	-0,11	0,45620	0,00000	0,00000	
13	0,01289	0,04	0,51595	0,05975	1,43400	5,88048
14	0,01723	0,05	0,51993	0,00398	0,09552	
17	0,03164	0,09	0,53585	0,01592	0,38208	
12	0,10946	0,31	0,62175	0,08586	2,06064	
22	0,29618	0,55	0,70884	0,08713	0,09112	
23	0,19767	0,56	0,71226	0,00342	0,08208	
20	0,21795	0,61	0,72906	0,01680	0,40320	
8	0,28840	0,81	0,79103	0,06197	1,48728	5,11464
10	0,31110	0,88	0,81057	0,01954	0,46896	
7	0,33372	0,94	0,82639	0,02582	0,37968	
13	0,42103	1,19	0,88297	0,05658	1,35792	
1	0,88526	2,49	1,00000	0,11703	2,80872	6,50256

FONTE: Dados apresentados na TABELA 1E.

(1) \bar{x} : média da mostra, cuja magnitude é zero;

σ : erro-padrão da regressão;

(2) n : número de observações da amostra.

TABELA 4E - Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil, Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

OBSERVAÇÕES (n_i)	RESÍDUOS (R_i)	$Z_i = \frac{R_i - \bar{x}}{\sigma}$	$P(Z_i)$	$S = \Delta P(z_i)$	$P = S \cdot n$ (2)	CLASSES (m)
16	-0,20348	-1,71	0,04363	0,04363	1,04712	
11	-0,17991	-1,52	0,06425	0,02062	0,49488	
4	-0,12014	-1,01	0,15624	0,09199	2,20776	
17	-0,10002	-0,84	0,20045	0,20045	1,06104	
15	-0,08575	-0,72	0,23576	0,03531	0,84744	5,65824
14	-0,07255	-0,61	0,27093	0,03517	0,84408	
23	-0,06481	-0,55	0,29115	0,02022	0,48528	
5	-0,04067	-0,34	0,36692	0,07577	1,81848	
8	-0,03564	-0,30	0,38208	0,01516	0,36384	
12	-0,03097	-0,26	0,39743	0,01535	0,36840	
13	-0,03094	-0,26	0,39743	0,00000	0,00000	
3	-0,01767	-0,15	0,44038	0,04295	1,03080	
10	-0,01051	-0,09	0,46414	0,02376	0,57024	5,48112
19	0,00064	0,01	0,50398	0,03984	0,95616	
9	0,01238	0,10	0,53982	0,03584	0,86016	
20	0,04344	0,37	0,64430	0,10448	2,50752	
2	0,04363	0,37	0,64430	0,00000	0,00000	
1	0,04634	0,39	0,65173	0,00743	0,17832	
22	0,07313	0,62	0,73237	0,08064	1,93536	
6	0,08596	0,72	0,76423	0,03186	0,76464	
21	0,09984	0,84	0,79954	0,03531	0,84744	
7	0,14992	1,26	0,89616	0,09662	2,31888	
18	0,20643	1,74	0,05907	0,06291	1,50984	
24	0,23163	1,95	1,00000	0,04093	0,98232	6,42312

FONTE: Dados apresentados na TABELA 1E.

- (1) \bar{x} = média da amostra, cuja magnitude é zero;
 (2) n = número de observações.

TABELA 5E - Obtenção das Frequências Observadas e Esperadas dos Resíduos da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil, Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

OBSERVAÇÕES (n _i)	RESÍDUOS (R _i)	$Z_i = \frac{R_i - \bar{x}}{\sigma}$	P(Z _i)	S = ΔP(z _i)	P = S.n (2)	CLASSES (m)
16	-3,33148	-1,79	0,03672	0,03672	0,88128	
2	-0,19471	-1,05	0,14685	0,11013	2,64312	
7	-0,17103	-0,92	0,17878	0,03193	0,76632	
15	-0,26685	-0,90	0,18406	0,00528	0,12672	
6	-0,13439	-0,73	0,23269	0,04863	1,16712	
3	-0,12730	-0,69	0,24509	0,01240	0,29760	5,58456
19	-0,12017	-0,65	0,25784	0,01275	0,30600	
9	-0,09575	-0,52	0,30153	0,04369	1,04856	
17	-0,04429	-0,51	0,30502	0,00349	0,08376	
14	-0,08469	-0,46	0,32275	0,01773	0,42552	
4	-0,07432	-0,40	0,34457	0,02182	0,52368	
18	-0,06454	-0,35	0,36316	0,01859	0,44616	
5	-0,00919	-0,05	0,48006	0,11690	2,80560	5,93688
8	-0,00910	-0,05	0,48006	0,00000	0,00000	
23	0,04078	0,22	0,58706	0,10700	2,56800	
11	0,06479	0,35	0,63683	0,04977	1,19448	
21	0,09160	0,50	0,69146	0,05463	1,31112	
20	0,10303	0,56	0,71226	0,02080	0,49920	
13	0,11130	0,60	0,72574	0,01348	0,32352	
22	0,12605	0,68	0,75174	0,02600	0,62400	
10	0,20993	1,13	0,87076	0,11902	2,85648	
24	0,24139	1,30	0,90319	0,03243	0,77932	
12	0,32239	1,74	0,95907	0,05588	1,34112	
1	0,36988	2,00	1,00000	0,04093	0,98232	7,40496

FONTE - Dados apresentados na TABELA 1E.

(1) x = média da amostra, cuja magnitude é zero;

σ = erro-padrão da regressão;

(2) n = número de observações da amostra.

TABELA 6E - Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA (f_{ei})	$\frac{(f_{oi}-f_{ei})^2}{f_{ei}}$
7	6,62656	0,02105
6	5,40192	0,06622
3	5,43336	1,08679
8	6,53816	0,32685
24	24,00000	1,50391

FONTE: Dados apresentados na TABELA 2E.

TABELA 7E - Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA ACUMULADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA ACUMULADA (f_{ei})	$D = f_{oi} - f_{ei} $	D MÁXIMO
1	0,88128	0,11872	
2	3,52440	1,52440	
3	4,29072	1,29072	
4	4,41744	0,41744	
5	5,58456	0,58456	
6	5,88216	0,11784	
7	6,18816	0,81184	
8	7,23672	0,76320	
9	7,32048	1,67952	
10	7,74600	2,25400	
11	8,26968	2,73032	
12	8,71584	3,28416	3,28416
13	11,52144	1,47856	
14	11,52144	2,47856	
15	14,08944	0,91056	
16	15,28392	0,71608	
17	16,59504	0,40496	
18	17,09424	0,90576	
19	17,41776	1,58224	
20	18,04176	1,95824	
21	20,89824	0,10176	
22	21,67656	0,32344	
23	23,01768	0,01768	
24	24,00000	0,00000	

FONTE: Dados apresentados na TABELA 2E.

TABELA 8E - Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA (f_{ei})	$\frac{(f_{oi}-f_{ei})^2}{f_{ei}}$
6	6,50232	0,03881
7	5,88048	0,21313
6	5,11464	0,15326
5	6,50256	0,34720
24	24,00000	0,75240

FONTE: Dados apresentados na TABELA 3E.

TABELA 9E - Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Equilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA ACUMULADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA ACUMULADA (f_{ei})	$D = f_{oi} - f_{ei} $	D MÁXIMO
1	0,61392	0,38608	
2	1,04712	0,95288	
3	4,04448	1,04448	
4	4,54608	0,54608	
5	4,87824	0,12176	
6	6,50232	0,50232	
7	7,32048	0,32048	
8	9,16992	1,16992	
9	9,35352	0,35352	
10	9,63096	0,36904	
11	10,94880	0,05120	
12	10,94880	1,05120	
13	12,38280	0,61720	
14	12,47832	1,13960	
15	12,86040	2,13960	
16	14,92104	1,07896	
17	17,01216	0,01216	
18	17,09424	0,90576	
19	17,49744	1,50256	
20	18,98472	1,01528	
21	19,45368	1,54632	
22	19,83336	2,16664	2,16664
23	21,19128	1,80872	
24	24,00000	0,00000	

FONTE: Dados apresentados na TABELA 3E.

TABELA 10E - Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de AOC do Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA (f_{ei})	$\frac{(f_{oi}-f_{ei})^2}{f_{ei}}$
5	5,65824	0,07658
8	5,48112	1,15757
6	6,43752	0,06796
5	6,42312	0,31531
24	24,00000	1,61742

FONTE: Dados apresentados na TABELA 4E.

TABELA 11E - Prova de Kolmogorov-Sminov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Demanda de Exportação de ACC do Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA ACUMULADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA ACUMULADA (f_{ei})	$D = f_{oi} - f_{ei} $	D MÁXIMO
1	1,04712	0,04712	
2	1,54200	0,45800	
3	3,74976	0,74976	
4	4,81080	0,81080	
5	5,65824	0,65824	
6	6,50232	0,50232	
7	6,98760	0,01240	
8	8,80608	0,80608	
9	9,16992	0,16992	
10	9,53832	0,46168	
11	9,53832	1,46168	
12	10,56912	1,43088	
13	11,13936	1,86064	
14	12,09552	1,90448	
15	12,95568	2,04432	
16	15,46320	0,53680	
17	15,46320	1,53648	
18	15,64152	2,35848	2,35848
19	17,57688	1,42312	
20	18,34152	1,65848	
21	19,18896	1,81104	
22	21,50784	0,49216	
23	23,01768	0,01768	
24	24,00000	0,00000	

FONTE: Dados apresentados na TABELA 4E.

TABELA 12E - Distribuição de χ^2 , sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA (f_{ei})	$\frac{(f_{oi}-f_{ei})^2}{f_{ei}}$
5	5,58456	0,06119
8	5,93688	0,71695
4	5,07360	0,22718
7	7,40496	0,02215
24	24,00000	1,027747

FONTE: Dados apresentados na TABELA 5E.

TABELA 13E - Prova de Kolmogorov-Smirnov para a Distribuição, sob Hipótese de Normalidade, dos Valores Residuais da Equação Estrutural da Oferta de Exportação de ACC pelo Brasil. Modelo de Desequilíbrio, 1964/87.

FREQUÊNCIA OBSERVADA ACUMULADA (f_{oi})	FREQUÊNCIA ESPERADA ACUMULADA (f_{ei})	$D = f_{oi} - f_{ei} $	D MÁXIMO
1	0,88128	0,11872	
2	3,52440	1,52440	
3	4,29072	1,29072	
4	4,41744	0,41744	
5	5,58456	0,58456	
6	5,88216	0,11784	
7	6,18816	0,81184	
8	7,23672	0,76328	
9	7,32048	1,67952	
10	7,74600	2,25400	
11	8,26968	2,83032	
12	8,71584	3,29416	3,29416
13	11,52144	1,47856	
14	11,52144	2,47856	
15	14,08944	0,91056	
16	15,28392	0,71608	
17	16,59504	0,40496	
18	17,09424	0,90576	
19	17,41776	1,58224	
20	18,04176	1,95824	
21	20,89824	0,10176	
22	21,67656	0,32344	
23	23,01768	0,01768	
24	24,00000	0,00000	

FONTE: Dados apresentados na TABELA 5E.

