A CITRICULTURA NO ESTADO DA BAHIA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA OFERTA E DA DEMANDA DE LARANJA

CARLOS AUGUSTO PEREIRA FILHO
Engenheiro Agrônomo - EMBRAPA

Orientador: FERNANDO CURI PERES

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Economia Agrária.

PIRACICABA
Estado de São Paulo, Brasil
Junho, 1980

A Aurora, Bruno e Taís;
aos meus pais (Carlos
Augusto e Maria) e à
minha sogra (Maria)

d e d i c o . . .

AGRADECIMENTOS

Desde o início do curso de mestrado até a conclusão do presente trabalho, necessitei e obtive a colaboração de várias pessoas e instituições às quais expresso a minha gratidão:

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA, pela oportunidade que me concedeu para realização do curso de mestrado e pelo apoio financeiro;

Ao Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", por ter-me aceito como aluno, e aos seus professores pelos valiosos ensinamentos;

Ao Professor Fernando Curi Peres - orientador - pela colaboração constante na realização deste trabalho e pela amizade;

Aos pesquisadores Almir Pinto da Cunha Sobrinho, Orlando Sampaio Passos e Ygor da Silva Coelho, da EMBRAPA, com os quais tive oportunidade de discutir vários aspectos deste trabalho, tendo recebido valiosas sugestões.

ÍNDICE

Pág.

AGRADECIMENTOS.....

RESUMO..... 1

1. INTRODUÇÃO..... 3
   1.1 - O Problema e sua importância..... 3
   1.2 - Aspectos da citricultura brasileira..... 6
   1.3 - A citricultura no Estado da Bahia..... 13
   1.4 - Hipóteses e pressuposições..... 27

2. OBJETIVOS..... 28

3. REVISÃO DE LITERATURA..... 30

4. METODOLOGIA..... 37
   4.1. Modelo teórico..... 37
      4.1.1 - Equilíbrio dinâmico c/ajustamento defasado..... 37
   4.2. Modelo Econométrico..... 40
      4.2.1 - Modelo de resposta da área com defasagens..... 40
      4.2.2 - Modelos de demanda..... 42
   4.3. Definição das variáveis e dados utilizados.. 43

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES..... 48
   5.1. Resposta da área com defasagens distribuídas 48
   5.2. A demanda..... 54
   5.3. Dificuldades e limitações..... 61

6. CONCLUSÕES..... 62

7. SUMMARY..... 67

8. LITERATURA CITADA..... 69

9. APÊNDICES..... 73

LISTA DAS TABELAS

TABELA		Pág.
1	Área colhida, produção e rendimento da laranja nos principais estados produtores brasileiros - 1977	8
2	Produção e exportação de laranja no Brasil	11
3	Exportações brasileiras de frutas cítricas, 1969/1978 ...	12
4	Consumo de frutas cítricas no Brasil - 1977	14
5	Zonas citrícolas do Estado da Bahia	15
6	Taxas médias anuais de crescimento da área colhida e da produção de laranja no Estado da Bahia	17
7	Importação e exportação de laranja no Estado da Bahia - 1977	24
8	Preços médios anuais de laranja, a nível de produtor, nos Estados da Bahia e de São Paulo, no período de 1971 a 1976 (Cr$ por cento)	26
9	Estimativa dos parâmetros do modelo ajustado de resposta da área colhida de laranja. Estado da Bahia, período 1947 /1977	49
10	Estimativa dos parâmetros dos modelos de demanda de laranja, a nível de atacado. Estado da Bahia, 1975/1978	56

A P Ê N D I C E S

TABELA		Pág.
1.1.	Área e quantidade de laranja, preços reais de laranja e fumo. Estado da Bahia, 1947/1977	74
2.1.	Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA /BAHIA - 1975	75
2.2.	Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana, e abacaxi, na CEASA / BAHIA - 1976	76
2.3.	Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA / BAHIA - 1977	77
2.4.	Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA / BAHIA - 1978	78
3.1.	Equações alternativas estimadas de resposta de área colhida de laranja	79
4.1.	Equações alternativas estimadas de demanda de laranja a nível de atacado	80
5.1.	Matriz de correlações simples entre as variáveis componentes dos modelos de resposta da área colhida, 1947/1977 ..	81
6.1.	Matriz de correlações simples entre as variáveis componentes dos modelos de demanda de laranja a nível de atacado, 1975/1978	82

RESUMO

Objetivando analisar as variáveis que afetam a área colhida de laranja e a demanda deste produto a nível de atacado, no Estado da Bahia, utilizou-se modelos de ajustamento parcial, com defasagens distribuídas, para se estimar as elasticidades-preço da oferta e da demanda, no curto e longo prazos.

As equações estimadas para área colhida foram explicitadas para as variáveis preços reais de laranja e fumo defasadas em 3 anos, e área colhida de laranja defasada de 3 anos. Afim de melhor analisar o efeito do preço da laranja na área colhida ao longo do tempo, utilizou-se uma variável "dummy" para intercepto e inclinação de modo a seccionar a série de da-/ dos em 2 períodos, admitindo-se que a resposta da área ao preço é distinta entre os períodos 1950/65 e 1966/77. As estimativas obtidas resultaram em respostas não significativas às variáveis preço da laranja e preço do fumo. Acredita-se que

tenha ocorrido problemas de multicolinearidade, impedindo a obtenção de estimativas consistentes através da aplicação de mínimos quadrados ordinários.

Em relação à demanda de laranjas a nível de atacado, as variáveis independentes consideradas (preços reais de laranja, tangerina, banana e abacaxi, e quantidade de laranja defasada de 1 mês), apresentaram alto grau de explicação das variações nas quantidades adquiridas no mercado atacadista. Os resultados evidenciaram que a demanda por laranja apresenta inelasticidade-preço e baixa competitivamente com o abacaxi. A inclusão de variável "dummy" para captar delocamentos de demanda devido a mudança de estação (inverno-verão) nao apresentou diferenças significativas. Uma outra variável "dummy" evidenciou diferença significativa para deslocamento da função de demanda quando a variedade 'Bahia' predomina no mercado sobre a variedade 'Pera'.

1. INTRODUÇÃO

1.1. O problema e sua importância

Nas últimas duas décadas, a citricultura brasileira vem apresentando aumentos contínuos de produção. O crescimento das demandas externa e interna estimulou a expansão da citricultura, colocando o Brasil nas posições de segundo maior produtor mundial de citros e de primeiro exportador de suco concentrado.

As perspectivas de aumento das exportações, tanto pela ampliação dos mercados tradicionais como pelas possibilidades de novos mercados, e o crescimento da demanda interna, levam a crer que a oferta de citros ainda deverá se expandir consideravelmente nos próximos anos.

Alguns problemas, contudo, poderão vir a reduzir o ritmo de expansão da oferta e, consequentemente, as exportações e o suprimento interno. Entre estes, os altos retornos

esperados com outras culturas como o café, a cana-de-açúcar, a soja e a pecuária, poderão induzir a uma substituição da citricultura em algumas áreas, como também alterar as relações de preços de fatores de produção como terra, mão-de-obra e insumos, elevando os custos de produção de citros, principalmente no Estado de São Paulo onde se concentra cerca de 70% da produção brasileira. Além disso, existe ainda o perigo de expansão do "cancro cítrico" que, por si só, já se constitue um fator limitante para a ampliação da área cultivada na região sudeste do Brasil.

A região nordeste do Brasil apresenta-se como uma alternativa viável para a expansão da produção de citros, tanto para o mercado interno como para o mercado externo, principalmente se se considera a disponibilidade de áreas nas zonas propícias à cultura.

Um dos fatores considerados como limitantes à viabilização da citricultura nordestina para exportação refere-se à qualidade dos frutos, mormente em relação à coloração e ao balanceamento acidez-sólidos solúveis, problemas estes que poderão ser solucionados através da pesquisa. Em relação ao mercado interno, as perspectivas apresentam-se favoráveis, principalmente na própria região nordeste onde o consumo vem crescendo consideravelmente.

A citricultura nordestina vem apresentando, nos últimos anos, uma considerável tendência expansionista, aumentando, gradativamente, a sua participação na produção brasilei

ra. Os estados de Bahia e Sergipe lideram a produção nordestina, destacando-se o segundo como o principal supridor de laranjas para o mercado regional.

No Estado de Sergipe, onde as mais altas taxas de crescimento da citricultura foram observadas nos últimos anos, a possibilidade de expandir ainda mais a cultura é restringida pela reduzida disponibilidade de áreas propícias à exploração de citros.

Quanto à área disponível, o Estado da Bahia apresenta melhores perspectivas que o Estado de Sergipe. Ademais, algumas outras condições parecem assegurar a tendencia crescente da citricultura baiana. O crescimento do consumo de citros, principalmente laranjas, tanto no Estado da Bahia como no Nordeste como um todo, tem pressionado a oferta, estimulada, ainda, pela possibilidade de produção a custos mais baixos em relação à região sudeste, mormente quando se considera os fatores terra e mão-de-obra. Por outro lado, a localização neste Estado do Centro Nacional de Pesquisa de Mandioca e Fruticultura, da EMBRAPA, enfatizando a pesquisa em citricultura, é uma garantia do suporte tecnológico necessário ao desenvolvimento da cultura.

Considerando a situação atual da citricultura no Estado da Bahia e as mudanças que vêm ocorrendo nos processos de produção e comercialização, a especificação de um modelo econômico que explique as relações estruturais de oferta e demanda de citros é de grande validade como instrumentos de ori-

entação de políticas e programas de desenvolvimento da produção e comercialização.

A análise das relações de mercado para produtos agrícolas tem sido objeto de contínuo estudo e discussões em diversos países. Contudo, apesar da importância do problema, o número de estudos existentes ainda é bastante pequeno, principalmente em referência a culturas perenes.

Para o Estado da Bahia, não foram encontradas referências a estudos relacionados à análise das estruturas de oferta e demanda de citros.

As perspectivas da citricultura brasileira, e a baiana principalmente, são analisadas a seguir, visando estabelecer um quadro referencial para a análise da oferta e da demanda.

1.2. Aspectos da citricultura brasileira

A história da citricultura no Brasil remonta da época do descobrimento. A sua introdução foi feita pelos portugueses, por volta de 1530. PASSOS et al (1978) afirmam que somente após o ano de 1900 é que foram estabelecidos pomares comerciais, nos Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e outros.

As plantas cítricas pelo fato de adaptarem-se às condições climáticas mais diversas, distribuem-se por todos os estados brasileiros. Contudo, segundo REUTHER (1977), 92% da área cultivada e 91% da produção do Brasil localizam-se em re

giões sub-tropicais.

Entre os citros, a laranja destaca-se como a principal cultura, sendo considerável a sua importância para a economia do setor agrícola, representando, aproximadamente, 20% do valor da produção brasileira de frutas. Merecem destaques os fatos de que o Brasil, em relação ao mundo, ocupa posições previlegiadíssimas como 2º maior produtor de citros e maior exportador de suco concentrado.

O Estado de São Paulo detem, aproximadamente, 70% da produção brasileira de citros, seguido pelos estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Sergipe e Bahia (Tabela 1).

Nos últimos quinze anos, tem sido considerável o crescimento da produção brasileira de citros. Tomando-se o ano de 1960 como base, a produção de laranjas apresentou um crescimento acumulado no período de 340,5% até 1976 quando foram colhidos, aproximadamente, 36,8 milhões de frutos.

A nível nacional, embora tenha-se verificado alguns ganhos de produtividade, o crescimento da produção tem-se dado básicamente pela expansão da área cultivada. Em relação ao rendimento, tem-se observado oscilações ano a ano devido, principalmente, a variações climáticas, ocorrência de pragas e doenças e entrada de novos pomares em produção.

Os índices de rendimento da cultura de citros no Brasil são baixos quando comparados a outros países. A reduzi

Tabela 1 - Área colhida, produção e rendimento da laranja nos principais estados produtores brasileiros - 1977

Estados	Área colhida (hectares	Produção (1.000 frutos)	Rendimento (Frutos/ha)
São Paulo	286.405	25.100.000	87.638
Rio de Janeiro	35.500	2.662.500	75.000
Rio Grande do Sul	22.500	1.715.625	76.250
Minas Gerais	22.064	1.648.633	74.720
Sergipe	13.050	939.600	72.000
Bahia	8.000	552.000	69.000
Paraná	5.162	480.050	92.996
Santa Catarina	5.102	564.557	110.654

Fonte: ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL, 1978.

da utilização de insumos e deficiência no suprimento de mudas selecionadas são, entre outros fatores, pontos de estrangulamento da citricultura brasileira.

A produção brasileira de citros destina-se ao consumo interno "in natura" e à exportação na forma de frutas frescas e de suco concentrado. Segundo o MINISTÉRIO DA AGRICULTURA (1979), as exportações de citros "in natura", sucos cítricos e sub-produtos atingiram, em 1978, mais de 140 milhões de dólares, correspondendo a cerca de 3% das divisas geradas com as exportações agro-pecuárias.

As exportações de sucos cítricos, em 1978, correspondente ao valor de, aproximadamente, 85,3 milhões de dólares (preços FOB), colocaram este produto em 14º lugar na relação dos produtos exportados, contribuindo com 1,46% do valor total das exportações brasileiras.

A produção de citros para exportação está concentrada no Estado de São Paulo onde, em 1976, a participação da laranja industrializada em relação ao volume comercializado foi de 77,8%, de acordo com estimativas do MINISTÉRIO DA AGRICULTURA (1979).

Excluindo as do Estado de São Paulo, existem apenas mais duas indústrias de processamento de citros para suco, uma no Rio Grande do Sul e outra no Estado de Sergipe, ambas com pequena capacidade de processamento.

Em 1977, quase a metade (49,5%) da produção bra

sileira de citros foi comercializada como matéria prima para as indústrias extratoras de sucos. Após o processamento da fruta, cerca de 90% dos sucos foram exportados, principalmente para a Alemanha Ocidental, Estados Unidos, Países Baixos, Suécia e Canadá (MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, 1978).

Na Tabela 2 são mostradas as quantidades de laranja exportadas na forma de frutas frescas e suco concentrado.

Apesar de deter o título de segundo maior produtor mundial de citros o Brasil não se caracteriza como um grande exportador de frutas cítricas "in natura". Suas exportações não chegam a atingir 2% do volume das exportações mundiais deste produto, apesar de contar com algumas vantagens como, por exemplo, pico de safra ocorrendo na entressafra dos concorrentes, custos de produção relativamente baixos e qualidade dos produtos. A Tabela 3 relaciona, por espécie, as exportações de frutas cítricas de 1969 a 1978. De 1972 a 1977, as exportações brasileiras de citros "in natura" apresentaram uma tendencia nitidamente decrescente, excetuando-se o ano de 1975 quando verificou-se um crescimento de 62,5% em relação ao ano anterior. O principal obstáculo ao aumento das exportações de frutas frescas parece estar relacionado com a má distribuição da oferta de transportes marítimos para algumas promissoras áreas compradoras.

O mercado interno de produtos cítricos restringe-se quase que exclusivamente ao produto para consumo "in natura", absorvendo cerca de 50% da produção total de frutas.

Tabela 2 - Produção e Exportação de laranja no Brasil (em 1.000 t)

ANO	PRODUÇÃO	EXPORTAÇÃO			
		"in natura"		suco concentrado	
		Total	% produção	Total	% produção
1975	5.168	73,1	1,4	180,9	44,5
1976	5.985	36,4	0,6	209,0	44,3
1977	5.847	38,0	0,6	225,0	48,9

Fonte: IBGE/COBAL/CACEX/SNPA

citado em "Mercado Externo quer nossas frutas cítricas", 1978.

(+) para o cálculo do percentual da produção destinado a exportação de suco concentrado considerou-se que uma tonelada de suco equivale a 12,7 toneladas de laranja.

Tabela 3 - Exportações brasileiras de frutas cítricas, 1969/1980
(em caixas de 18 kg)

ANO	Laranjas	Tangerinas	Pomelos	Limões	Total
1969	3.276.921	-	94.500	3.500	3.374.921
1970	2.961.625	7.222	79.378	-	3.008.225
1971	3.655.210	18.231	71.650	4.421	3.749.512
1972	3.806.544	27.730	94.000	8.581	3.936.855
1973	2.373.120	15.900	25.000	10.400	2.424.420
1974	2.390.750	56.500	59.000	5.700	2.511.950
1975	3.969.604	70.690	29.956	11.400	4.081.650
1976	2.036.276	103.124	53.250	6.500	2.199.150
1977	2.009.086	19.760	2.000	2.155	2.033.001
1978	2.522.600	143.569	-	31.595	2.697.764

Fonte: Manifesto dos Navios

Além de deter o primeiro lugar como produtora de citros, a região Sudeste do Brasil é, também, a maior consumidora, seguida da região Nordeste. Na Tabela 04 são apresentados dados de consumo de citros no Brasil, por região, para o ano de 1977.

1.3. A citricultura no Estado da Bahia

A produção de citros no Estado da Bahia concentra-se nas regiões Recôncavo e Litoral Norte, embora seja encontrada em quase todas as regiões do Estado. Na Tabela 5 estão relacionados os municípios que compõem as zonas citrícolas baianas.

A citricultura baiana caracteriza-se pela predominância de pequenos pomares localizados em pequenas propriedades. Sabe-se que, aproximadamente, 90% dos pomares têm áreas inferiores a 50 hectares, correspondendo a cerca de 80% da produção total do Estado.

Originalmente, a cultura de laranja desenvolveu-se, nas décadas de 20 e 30, nos municípios de Salvador e Alagoinhas, sendo dizimadas na década de 40 pela doença conhecida como "Tristeza". Na década de 50, deu-se a expansão da cultura na região Recôncavo Baiano que veio a tornar-se a maior e mais importante zona citrícola do Estado.

Nos anos 60, a citricultura baiana passou por profundas transformações. A implantação em 1961 de um programa

Tabela 4 - Consumo de frutas cítricas no Brasil - 1977

REGIÕES	Quantidades consumidas (em toneladas)			
	Laranjas	Tangerinas	Limões	Total
Sudeste	660.944	133.816	46.688	841.448
Nordeste	171.966	6.744	23.603	202.313
Sul	135.894	35.003	16.472	187.369
Norte/Centro-Oeste	76.389	9.639	8.107	92.035
BRASIL	1.045.093	185.202	94.870	1.325.165

Fonte: FIBGE/ENDEF e boletins mensais das CEASAS e CEAGESP

Citado por BRASIL. Ministério da Agricultura(1978)

Tabela 5 - Zonas citrícolas do Estado da Bahia

Zonas	Municípios
Alagoinhas	Esplanada, Inhambupe, Entre Rios e Alagoinhas
São Gonçalo dos Campos	Feira de Santana, Conceição do Jacuípe, Amélia Rodrigues, São Gonçalo dos Campos, Conceição de Feira, Santo Amaro (parte)
Cruz das Almas	Santo Amaro (parte), Cachoeira, São Felix, Muritiba, Governador Mangabeira, Cruz das Almas, Sapeaçu.
Santo Antonio de Jesus	Conceição do Almeida, São Felipe, Santo Antonio de Jesus, São Miguel das Matas, D. Macedo Costa, Muniz Ferreira.
Amargosa	Elísio Medrado,, Amargosa e Lage

Fonte: PASSOS et al (1970)

de pesquisa em citros pelo IPEAL (Instituto de Pesquisa e Experimentação Agropecuária do Leste), tendo como meta prioritária a obtenção e propagação de clones nucelares de boa qualidade e a introdução de novos cultivares, veio a propiciar o suporte necessário à modernização da citricultura, completamentada pela ação do serviço de extensão rural e apoiada na política creditícia para o setor que permitiu a efetivação dos investimentos em novos pomares.

O efeito das políticas supra mencionadas sobre a expansão da citricultura baiana a partir de meados dos anos 60 é evidenciado pelas altas taxas de incremento na área cultivada e na produção, em relação ao período anterior (Tabela 6 e Figuras 1 e 2). É interessante ainda observar que o considerável crescimento da citricultura neste período ocorreu mesmo sob condições de preços desfavoráveis ao citricultor. Pode-se observar na Figura 3 que os preços apresentaram uma tendência declinante no período de 1958 a 1968, enquanto a área e a produção cresceram a taxas médias anuais da ordem de 4,6% e 5%, respectivamente.

Face ao exposto, parece razoável admitir que, no período acima considerado, outros fatores como política creditícia e assistência técnica tenham sido bem mais relevantes do que os preços no crescimento da citricultura. A política de crédito com juros subsidiados e prazos dilatados para amortização dos empréstimos constituiu-se em fator dos mais importantes para expansão da citricultura. Na zona citrícola de Cruz das

Tabela 6 - Taxas médias anuais de crescimento da área colhida e da produção de laranja no Estado da Bahia (*)

	PERIODOS			
	1951/1960	1961/1970	1971/1977	1951/1977
Área	2,38	8,32	8,55	5,22
Produção	4,50	8,28	7,86	5,43

Fonte dos dados: BRASIL. Ministério da Agricultura (1976) e ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL (diversos números).

(*) As taxas foram determinadas aplicando-se logaritmos à fórmula $V_t = A(1+r)^t$ e estimando-se o valor de r através de regressão linear.

Figura 1: Evolução da área colhida de laranja no Estado da Bahia, período 1950/1977

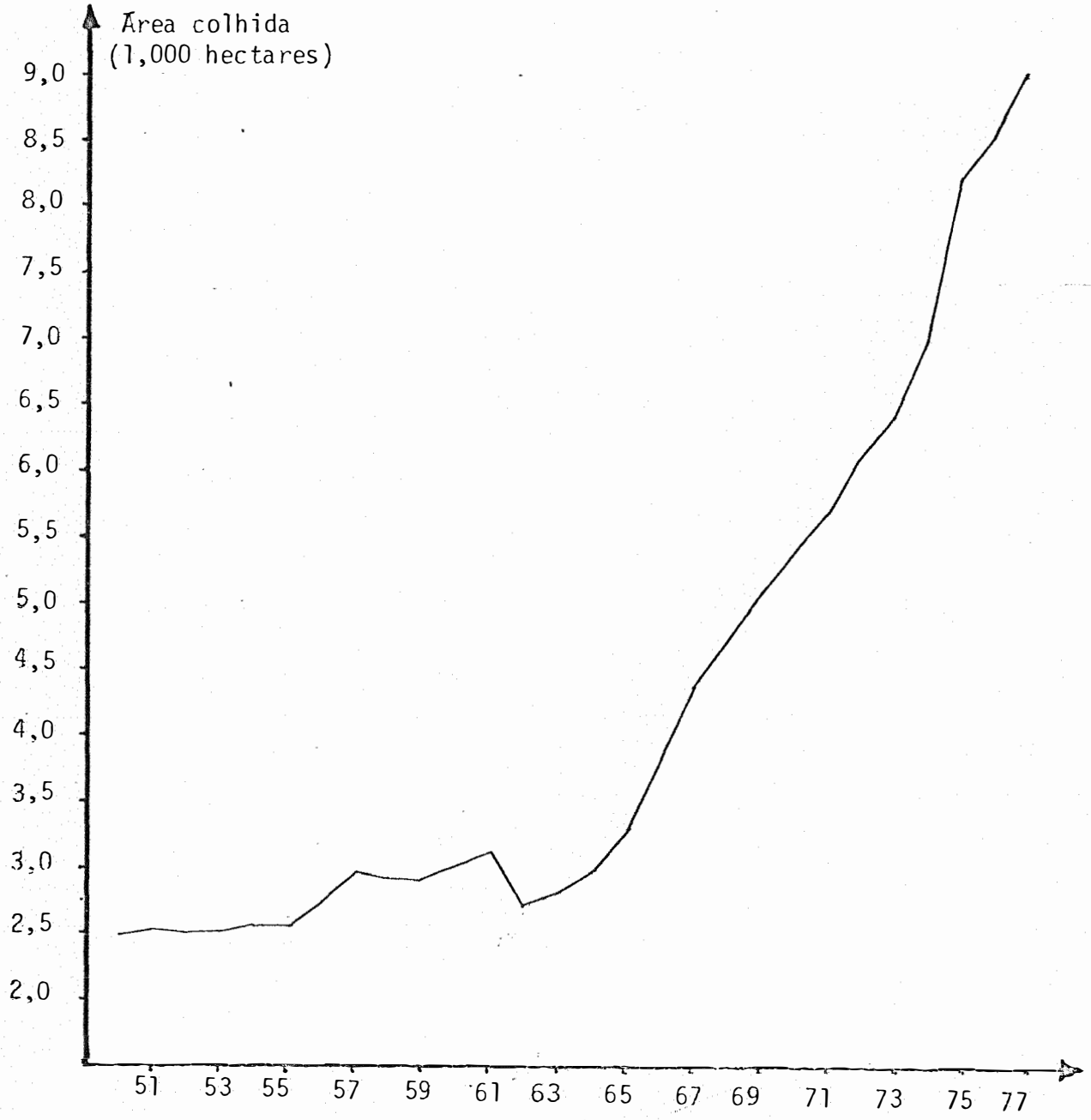


Figura 2: Evolução da produção de laranja no Estado da Bahia, período 1950/1977

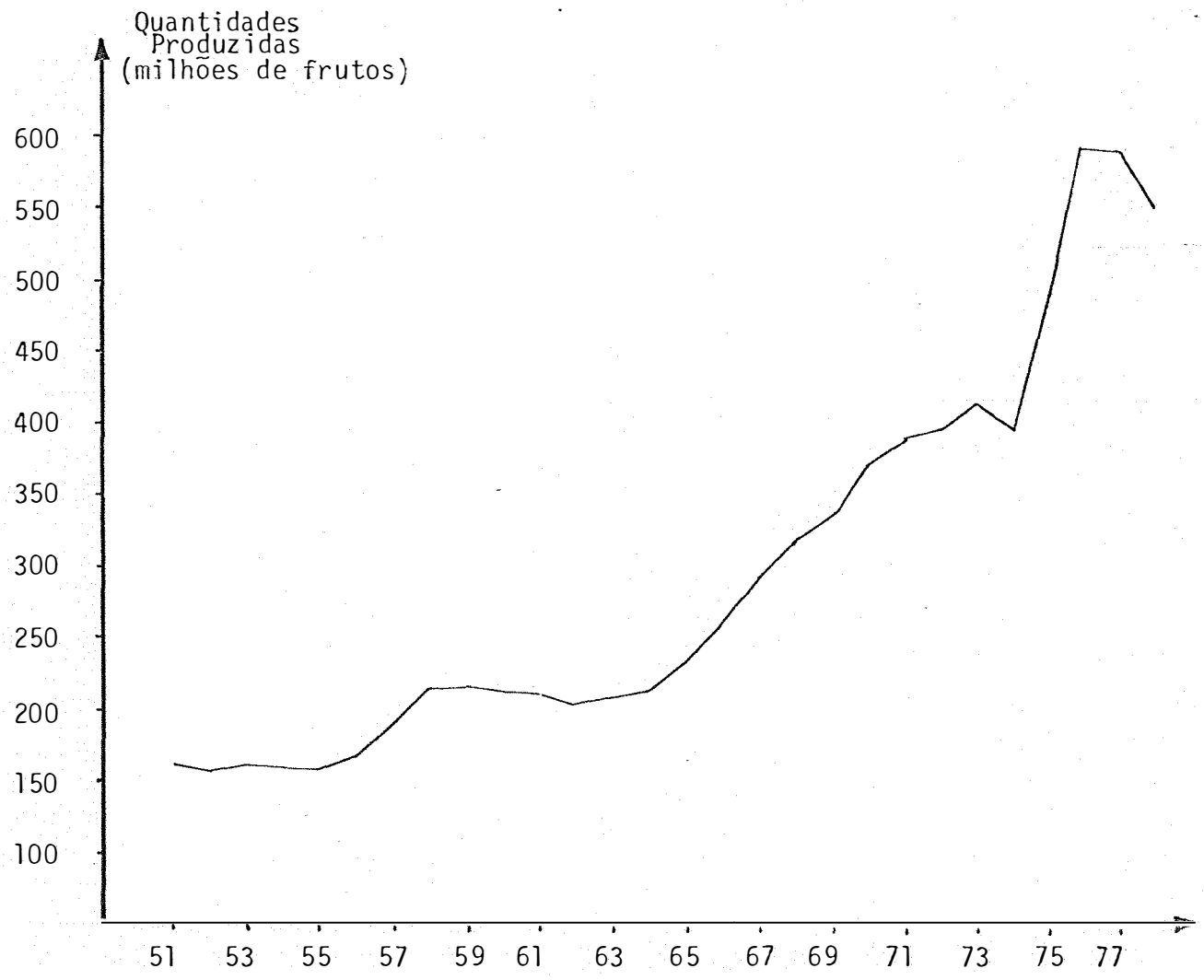
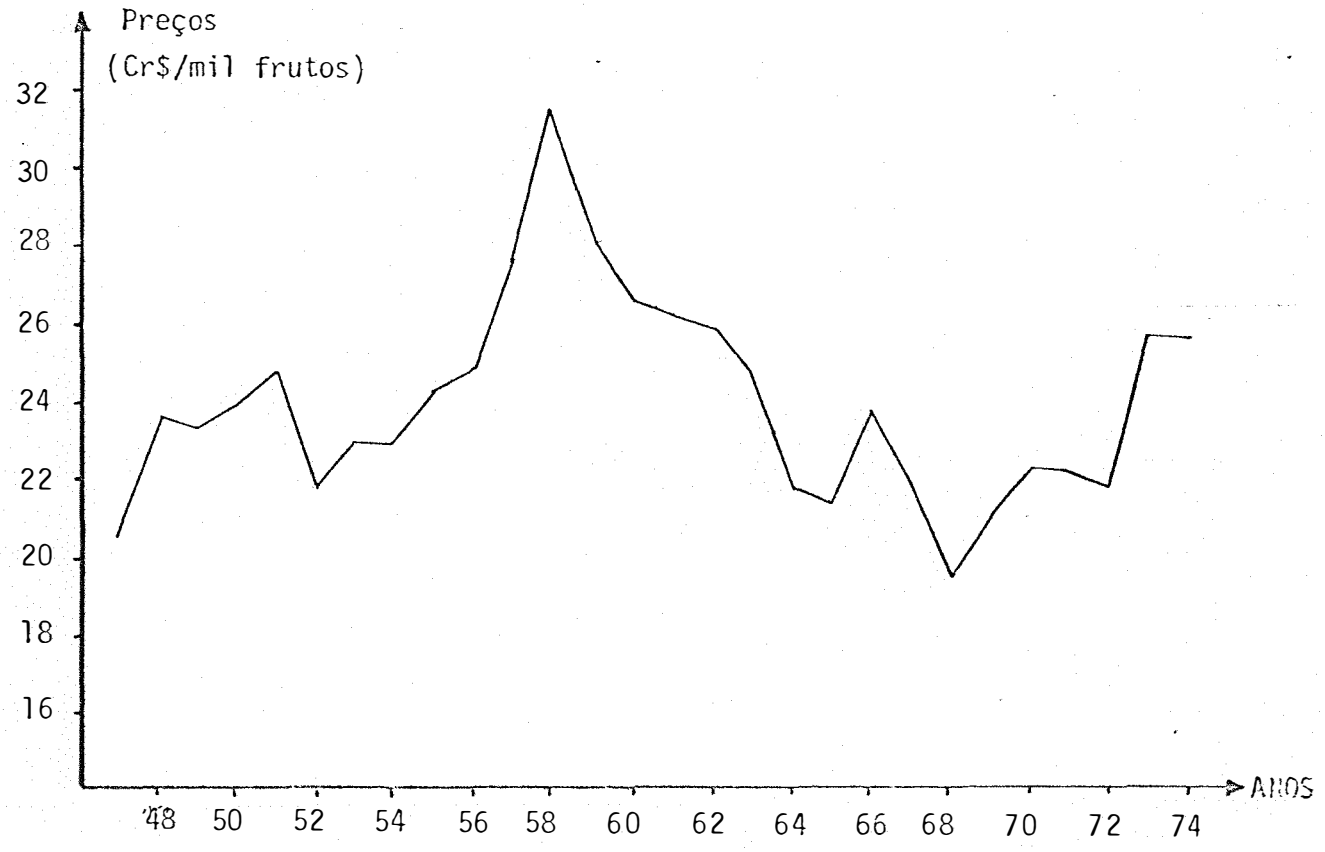


Figura 3: Evolução dos preços de laranja no Estado da Bahia, período 1947/1974



(*) Preços corrigidos pelo índice geral de preços - disponibilidade interna (média 1965/67 = 100)

Almas, situada no Recôncavo Baiano, 41,3% dos citricultores recebiam assistência financeira em 1969, conforme levantamento realizado por PASSOS et al (1970).

Um outro aspecto a ser considerado em relação à expansão da citricultura está relacionado com as transformações ocorridas no âmbito da lavoura fumageira na região Recôncavo Baiano. CARVALHO (1974) assinala que o ingresso de firmas estrangeiras na comercialização do fumo, exercendo ainda o controle dos preços, desestimulou os produtores a permanecerem nesta atividade, fazendo com que grande parte deles passasem a se dedicar à citricultura.

Até o final dos 60 anos predominavam nos pomares a variedade 'Bahia', o que ocasionava uma concentração da produção em um período muito curto. Gradativamente, outras variedades, principalmente 'Pera' e 'Baianinha', ampliaram bastante as suas participações na área total de citros. De acordo com estimativas de PASSOS et al (1970), a composição dos pomares em 1969 era de, aproximadamente, 60% para a variedade 'Bahia', 29% para a variedade 'Pera' e 11% para outras variedades. Mais recentemente, de acordo com PASSOS et al (1978), a distribuição dos pomares foi estimada em 40% para as variedades 'Bahia' e 'Baianinha', 50% para a variedade 'Pera' e 10% para outras variedades.

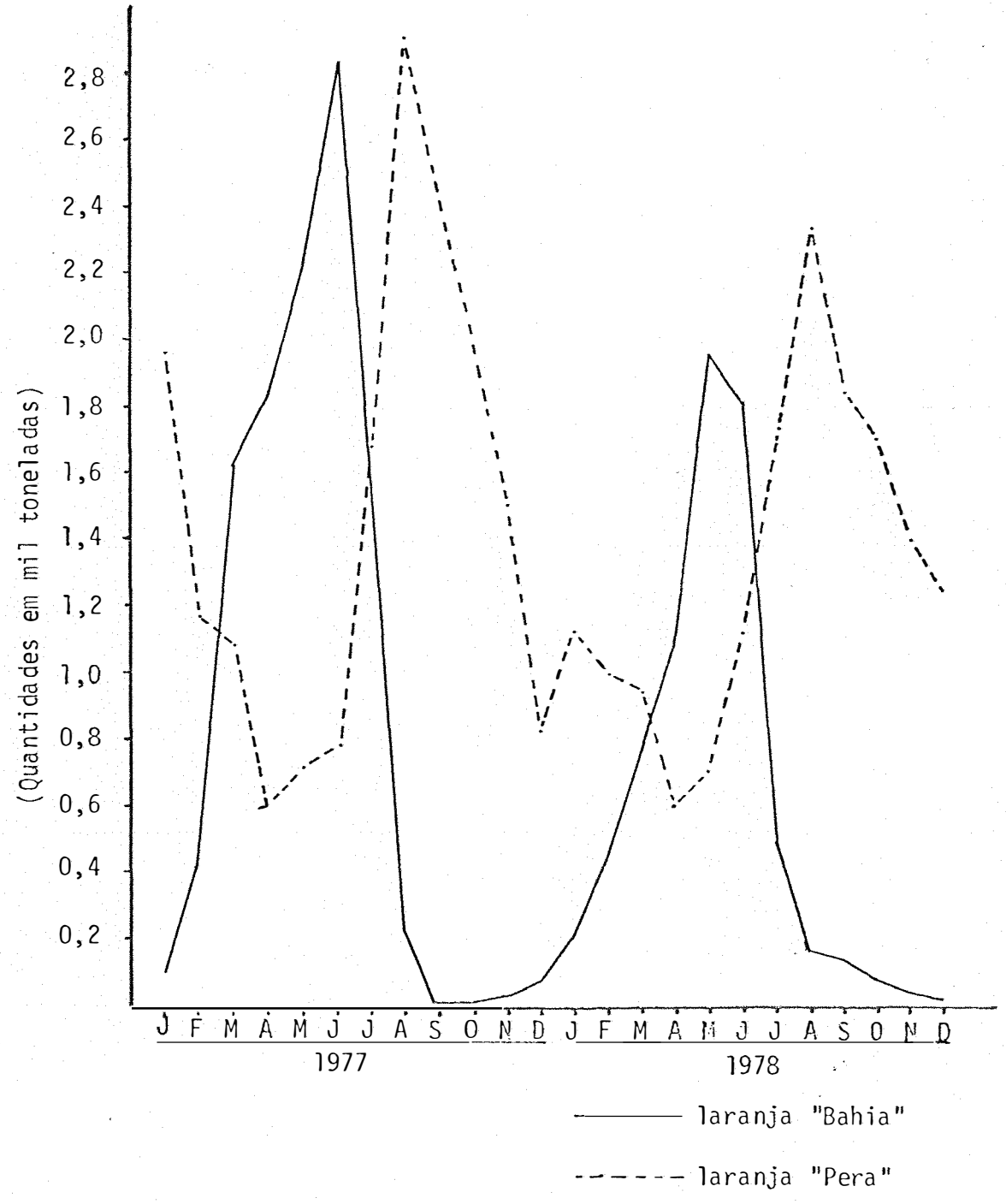
A introdução das variedades 'Pera' e 'Baianinha', apesar de ampliar um pouco o período de safra, não permitiu uma significativa redução na flutuação dos preços durante o ano.

Isto porque estas variedades apresentam ciclos anuais de produção parecidos com o da variedade 'Bahia'. A figura 4 ilustra bem este aspecto: como pode ser observado, os picos de produção de laranjas 'Bahia' e 'Pera' ocorrem entre os meses de junho e agosto, respectivamente, caindo logo em seguida. Como a laranjá e um produto altamente perecível, as possibilidades de reduzir as flutuações de preços ficam quase que restritas à utilização de uma composição do pomar com variedades precoces, tardias e semi-precoces de modo a permitir aumentar a oferta nos períodos de escassez atual ou, ainda, reduzir a produção nos períodos de excesso de oferta.

A quase totalidade da produção de laranjas do Estado da Bahia destina-se ao consumo interno "in natura", com eventuais exportações para outros estados, principalmente da região Nordeste, porém em pequenas quantidades. A produção tem se mostrado insuficiente para atender à demanda interna, apresentando o Estado um saldo desfavorável nas trocas interestaduais. A Tabela 7 apresenta as quantidades exportadas e importadas de laranja, por destino e procedência, estimadas pelo MINISTÉRIO DA AGRICULTURA (1978).

De 1971 a 1977, a produção de laranjas no Estado da Bahia apresentou uma firme tendência expansionista, com incrementos médios anuais da ordem de 8%. Merece destaque o fato de que a expansão da produção tem se verificado pela ampliação da fronteira agrícola já que os rendimentos físicos por hectare têm se mantido mais ou menos constantes, com pequenas varia

Figura 4: Flutuações mensais das quantidades de laranja "Bahia" e "Pera" comercializadas na CEASA/BA, período 1977/78



FONTE DOS DADOS: Divisão Técnica da CEASA/Bahia

Tabela 7 - Importação e Exportação de laranja pelo Estado da Bahia, 1977

Procedencia e/ou	Quantidades Importadas (ton)	Quantidades Exportadas (ton)
Piauí	-	445,5
Ceará	-	1.765,0
Rio Grande do Norte	-	26,8
Paraíba	-	171,5
Pernambuco	2,4	564,2
Alagoas	-	38,4
Sergipe	5.049,7	128,5
Rio de Janeiro	-	50,1
São Paulo	270,1	-
Outros estados	20,0	-

OBS.: Os dados referem-se às quantidades comercializadas através das CEASAS.

Fonte: BRASIL. Ministério da Agricultura (1978)

ções devidas, principalmente, a fatores climáticos. Contudo, uma avaliação mais cuidadosa do rendimento da cultura fica prejudicada pelo desconhecimento da composição de idade do estoque das árvores. Isto porque o rendimento é estimado em função da produção e da área colhida totais incluindo os pomares mais novos (com 2 a 3 anos) que apresentam produção irrisória. Como a taxa de incremento na área apresenta tendência crescente, o rendimento assim calculado é, então, subestimado.

O consumo de laranjas no Estado da Bahia é baixo quando comparado com os observados em São Paulo e Rio de Janeiro. Possivelmente, o baixo consumo de laranjas no Estado da Bahia possa ser explicado pela excassez do produto durante uma parte do ano, causada pelo alto percentual de áreas cultivadas com variedades que apresentam ciclos iguais de produção. A redução da oferta em determinadas épocas do ano eleva o preço da fruta, restringindo o consumo. Ademais, o baixo nível de renda no Estado da Bahia, comparativamente ao da região Sudeste, deve explicar, também, a diferença no consumo "per capita" entre a Bahia e os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro.

Em relação aos preços, a Tabela 8 apresenta os preços médios de laranja, a nível de produtor, nos estados da Bahia e São Paulo, para o período 1971/1976. Comparando-se os preços para os dois estados, verifica-se que os produtores do Estado da Bahia são melhor remunerados do que os citricultores paulistas.

Tabela 08 - Preços médios anuais de laranja, a nível de produtor, nos estados da Bahia e de São Paulo, no período de 1971 a 1976 (Cr$ por cento)

ANO	BAHIA		SÃO PAULO	
	P. Corrente	P. real*	P. Corrente	P. real*
1971	9,26	28,95	6,40	22,88
1972	8,70	23,26	9,30	24,86
1973	13,64	31,67	9,42	21,87
1974	17,49	31,55	10,61	19,14
1975	18,24	25,77	9,33	13,18
1976	30,43	30,43	15,72	16,72

Fonte: BRASIL. Fundação Getulio Vargas (1977/78)

(*) Preços corrigidos pelo Índice 2 - disponibilidade interna (em cruzeiros de 1976)

1.4. Hipóteses e pressuposições

As hipóteses a serem testadas no presente trabalho podem ser descritas do seguinte modo:

- a citricultura baiana reage a mudança de preços, apresentando respostas diferentes para curto e longo prazos. Espera-se que no curto prazo a resposta da área a variações nos preços sejam menos intensas que no longo prazo.

- em relação à demanda, espera-se que variações nos preços da laranja e nos preços de outras frutas afetam as quantidades adquiridas pelos atacadistas. Espera-se, ainda, efeito negativo para preço da laranja.

A pressuposição básica dos modelos utilizados é de que o equilíbrio de mercado é do tipo "Teia de aranha", de modo que a oferta corrente é afetada por preços defasados enquanto do lado da demanda as quantidades respondem a variações dos preços correntes. Pressupõe-se, ainda, que a formação de expectativas leva em conta que os preços passados e presentes perdurarão no futuro (expectativas estáticas).

2. OBJETIVOS

Este estudo tem os seguintes objetivos gerais:

a. formular, analisar e descrever um modelo econométrico que permita melhor conhecimento de relações que determinaram a expansão da citricultura baiana.

b. formular, analisar e descrever um modelo econométrico de demanda de laranja a nível de atacado para o Estado da Bahia.

Especìficamente, são os seguintes os objetivos da pesquisa:

a.1. identificar as variáveis que afetam a área colhida de laranja no Estado da Bahia;

a.2. estimar as elasticidades-preço e elasticida

des cruzadas da oferta no curto e longo prazos;

b.1. identificar as variáveis que afetam a demanda de laranjas a nível de atacado no Estado da Bahia;

b.2. estimar a elasticidade-preço da demanda;

b.3. identificar as frutas que competem com a laranja no mercado e de que modo afetam a demanda por laranjas.

O conhecimento a respeito dos efeitos de mudanças de preços na produção e comercialização de produtos agrícolas são de grande relevância no estabelecimento de políticas e programas governamentais, principalmente em países predominantemente agrícolas onde os problemas referentes a estabilização de preço e renda estão diretamente relacionados com as elasticidades de oferta e demanda de um grande número de produtos.

Os estudos que objetivam estimar elasticidades de oferta e demanda são, assim, de grande validade como instrumentos que ajudam na orientação da política agrícola como, também, na avaliação dos custos e benefícios dos programas governamentais.

As análises de oferta e demanda consideram apenas as laranjas. A exclusão de outras frutas cítricas como limões, limas e tangerinas deveu-se à não disponibilidade de dados suficientes. Contudo, vale salientar que a participação destas frutas no mercado citrícola do Estado da Bahia é pouco expressiva.

3. REVISÃO DE LITERATURA

Uma característica dos fenômenos econômicos é a simultaneidade de fatos. Tal ocorre, por exemplo, nos casos em que a oferta e a demanda de um produto são determinadas simultaneamente. Nestes casos, e ainda mais quando os dados utilizados são gerados por um modelo interdependente, é necessário a utilização de equações simultâneas para a estimação de parâmetros.

Contudo, quando se admite que o equilíbrio de mercado é do tipo "teia de aranha" de modo que a oferta relaciona quantidades correntes e preços defasados e a demanda relaciona quantidades e preços correntes, as equações podem, então, ser estimadas separadamente.

O processo de ajustamento da oferta às variações nos preços apresentam um maior grau de complexidade nas culturas perenes, como é o caso da laranja, do que nas culturas de ciclos curtos. Em parte, esta complexidade está relacionada ao período longo de tempo, às vezes de diversos anos, entre o início do investimento e a produção comercial e ainda pelo período extenso do fluxo de produção desde o início até a queda da capacidade produtiva das plantas. Considerando estes fatos, a especificação de um modelo de oferta para culturas perenes deve permitir explicar tanto o processo de plantio como a erradicação e a renovação de pomares e, também, considerar explicitamente o espaço de tempo entre o investimento inicial e a produção, bem como os efeitos de variáveis que interagem no processo de decisão dos produtores.

Para o Brasil, e especificamente para a cultura da laranja, a formulação de um modelo que explique as relações acima mencionadas fica limitada pela não disponibilidade de dados estatísticos sobre plantios anuais, erradicação de pomares, distribuição de idade das plantas e quantidade de plantas por unidade de área.

Preferentemente, os pesquisadores têm utilizado modelos de oferta com defasagens distribuídas para estimar as elasticidades de curto e longo prazos.

Entende-se como defasagens distribuídas ao fato de uma causa econômica produzir seus efeitos depois que se passa algum tempo, de modo que este efeito não se faz sentir de

uma só vez, mas é distribuído em um determinado período.

Em relação à oferta, a ocorrencia de retardamentos distribuídos tem as seguintes explicações: a) dada uma variação nos preços, as quantidades ofertadas se ajustam aos novos preços decorrido algum tempo necessário às modificações nos ativos fixos das firmas; b) os produtores levam algum tempo para reconhecer que os preços mudaram de forma permanente e para ajustarem suas espectativas com base nesta mudança; c) o processo de produção requer tempo, muitas vezes vários anos, até que se efetive em produto.

NERLOVE (1958) indica vários modos de se estimar defasagens distribuídas: a) não pressupondo uma forma de distribuição das defasagens; b) pressupondo uma forma geral para a distribuição e estimar os parâmetros que definem a distribuição exata e, c) desenvolvendo um modelo dinâmico explícito de comportamento do produtor ou consumidor que implique uma distribuição de defasagens apenas incidental. O grau de autocorrelação em muitas séries temporais nem sempre torna possível a utilização da primeira aproximação. No segundo caso, a pressuposição de uma forma de distribuição das defasagens é arbitrária. A terceira aproximação permite uma interpretação direta da distribuição das defasagens em termos de diferença entre as elasticidades de curto-prazo e de longo-prazo.

FRENCH et al (1962), elaboraram um modelo de resposta de limão para os Estados Unidos, pressupondo que as decisões dos produtores são baseadas nos preços correntes, pre

ços passado e nos retornos esperados. O modelo desenvolvido envolve uma equação para área plantada anualmente e outra para área removida. A primeira equação é formulada de modo que os novos plantios dependem da expectativa de lucros no longo - prazo e da distribuição de idade das árvores já existentes. Algebricamente, a equação tem a seguinte forma:

$$(3.1.) \quad \frac{N_t}{B_{t-1}} = b_o + b_1 \pi^*_{t-1} + b_2 \frac{A_{t-1}}{B_{t-1}} + v_{t-1}$$

onde:

N_t - área plantada no ano t

B - área em produção

π^* - expectativa de lucro no longo-prazo

A - área com árvores em produção com mais de 25 anos de idade.

O termo (A_{t-1}/B_{t-1}) considera o efeito no plantio do período t das remoções efetuadas no período t-1. A expectativa de lucro (π^*) é dada por uma média dos lucros nos últimos cinco anos, ou seja:

$$(3.2) \quad \bar{\pi}_{t-1} = \frac{1}{5} \sum_{i=t-1}^{t-5} \pi$$

onde o π é o retorno líquido real no ano i (i=t-1,..., t-5)

A equação para área removida foi expressa do seguinte modo:

(3.3.) $$\frac{R_t}{B_t} = a_0 + a_1 \pi_t' + a_2 \frac{A_t}{B_t} + \frac{K_t}{B_t} + u_t$$

onde:

R_t - área removida

B_t - área em produção

π_t' - lucro corrente esperado (curto-prazo)

$\frac{A_t}{B_t}$ - proporção de área removida com mais de 25 anos de idade.

$\frac{K_t}{B_t}$ - proporção de área removida devido à expansão urbana.

Os parâmetros das equações (3.1.) e (3.2.) foram estimados por mínimos quadrados aplicados a série de dados referente ao período 1947/1960. Para a equação de novos plantios, as estimativas foram significantes para o parâmetro da variável expectativa de lucro e não significativa para o termo A_{t-1}/B_{t-1}. Em relação à equação para área removida, todos os parâmetros resultaram não significantes.

BATEMAN (1970), revisa vários trabalhos relacionados a funções de oferta para culturas perenes e sugere modelos gerais que podem ser aplicados na análise dos fatores que motivam os produtores a plantar e no estudo das relações entre área plantada e produção.

No Brasil, ainda são escassos os trabalhos de estimação de oferta e demanda para culturas perenes.

NAMEKATA (1977) comparou diversos modelos de ofer

ta agregada de citros, para o Estado de São Paulo, utilizando série temporal de dados para o período 1948/1975. Os modelos para resposta da área e do rendimento com defasagens distribuídas e os modelos de equações simultâneas apresentaram melhores ajustamentos que os demais utilizados. Os resultados indicaram retardamento de 3 anos como o melhor para as variáveis independentes indicadoras de preço do produto, preço de fertilizantes e área, para as equaçoes explicativas de área colhida de citros.

NORONHA et al (1978) testaram dois modelos de ajustamento de oferta e demanda de laranja no Estado de São Paulo. No modelo de equações simultâneas, estimado pelo método de mínimos quadrados de dois estágios, as elasticidades-preço foram de 0,85 e -0,24 para a oferta e demanda, respectivamente e, quanto à variável renda, apresentou uma elasticidade de 0,55; as elasticidades cruzadas para mamão, banana e abacate (0,108, -0,057 e 0,070, respectivamente) foram estatisticamente insignificantes, enquanto para maçãs argentinas foi de 0,22 (significante a 5%) denotando existir baixíssimo poder de competição entre estas frutas e a laranja; do lado da oferta, a variável preço de mudas apresentou uma elasticidade de -0,516, mostrando que aumentos no preço deste insumo refletem-se em reduções na quantidade ofertada de laranja.

Um dos problemas encontrados com a estimação de modelos de oferta e de demanda a partir de dados de séries temporais está relacionado com a ocorrência de autocorrelação, o que leva a produzir estimativas viesadas das elasticidades quando se utiliza o método de mínimos quadrados ordinários.

COCHRAN et al (1949) relacionam tres situações em que aparece autocorrelação nos resíduos: 1) quando as séries de dados são autocorrelacionadas e a forma da função é escolhida incorretamente; 2) quando se omite do modelo variáveis que são geralmente autocorrelacionadas e, 3) quando ocorre erros de medição dos dados, frequentemente autocorrelacionados.

Em relação aos vieses provocados pela presença de autocorrelação em modelos de defasagens distribuídas, FUELLER et al (1961) fazem as seguintes observações: a) resíduos positivamente autocorrelacionados frequentemente resultam em subestimação da elasticidade de ajustamento e da elasticidade-preço de curto prazo e sobrestimação da elasticidade-preço de longo-prazo; b) autocorrelação negativa resulta em sobrestimação da elasticidade de ajustamento e da elasticidade-preço de curto-prazo.

GRILLICHES (1967) afirma que, na maioria dos casos, pode-se reduzir a autocorrelação dos resíduos pela adição, na regressão, da variável dependente defasada no segundo membro da equação. Mesmo com problemas de especificação, um modelo com defasagens distribuídas pode produzir estimativas razoáveis desde que a correlação serial da verdadeira perturbação não resulte numa maior fração da variação da variável dependente.

4. METODOLOGIA

4.1. Modelo teórico

Uma característica dos modelos utilizados é a pressuposição de que a quantidade ofertada no período t depende do preço no período t-i e que estes preços afetarão a quantidade ofertada e não a procura. Assim considerado, a oferta é determinada pelas quantidades correntes e preços defasados, e a demanda pelas quantidades e preços correntes.

4.1.1. Equilíbrio dinâmico com ajustamento defasado

Uma característica da produção agrícola é que, geralmente, o ajustamento da produção aos preços dá-se após

decorrido um certo período de tempo necessário para que os planos de produção se efetivem em mercadorias produzidas. Deste modo, pode-se estabelecer a quantidade ofertada como função dos preços defasados, ou seja, dos preços considerados no momento de tomada de decisão sobre quanto produzir. Supondo, ainda, que a quantidade demandada é função do preço corrente, pode-se representar as funções de oferta e demanda do seguinte modo:

(4.1.1.) $Q^s = a_0 + a_1 P_{t-i}$ (oferta)

(4.1.2.) $Q^d = b_0 + b_1 P_t$ (demanda)

Pressupondo que os produtores não formam estoques e que não há demanda insatisfeita dos consumidores, a quantidade ofertada será igual à quantidade demandada, ou seja:

(4.1.3) $Q^s - Q^d = 0$

Substituindo-se (4.1.1.) e (4.1.2.) na relação (4.1.3.) e resolvendo para P_t, tem-se:

(4.1.4.) $$P_t = \frac{a_0 - b_0}{b_1} + \frac{a_1}{b_1} P_{t-i}$$

A expressão (4.1.4.) é uma equação a diferenças de primeiro grau cuja solução, admitindo-se que a condição inicial seja dada por $P = P_0$ quanto $t = 0$, é dada por:

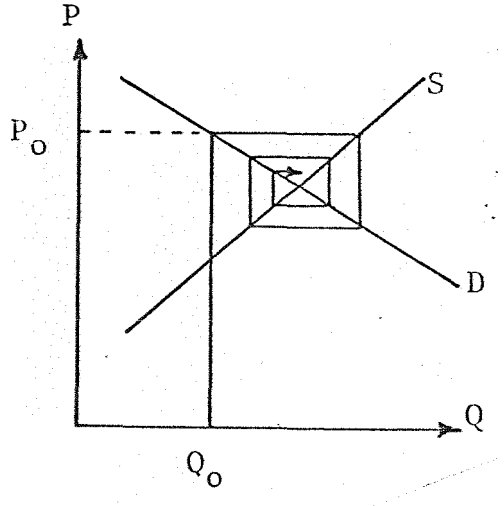
(4.1.5.) $$P_t = \left(P_0 - \frac{a_0 - b_0}{b_1 - a_1}\right) \left(\frac{a_1}{b_1}\right)^t + \frac{a_0 - b_0}{b_1 - a_1}$$

A relação (4.1.5.) descreve a trajetória do preço

em função do tempo e permite obter-se as condições de convergencia até um preço de equilíbrio $(P_e = \frac{a_o - b_o}{b_1 - a_1})$. Se não houver variações de preço de um período para outro $(P_t = P_{t-i})$ o mercado estará em equilíbrio dinâmico. O mercado será dinamicamente estável se $P_t \to P_e$ quando $t \to \infty$. A condição de estabilidade depende do valor absoluto do coeficiente a_1/b_1 que mede a relação entre as inclinações das funções de oferta e demanda: se $-1 < a_1/b_1 < 1$ (valor absoluto do coeficiente a_1/b_1 for menor que a unidade), o mercado é dinamicamente estável; se $|a_1/b_1| \geq 1$, o mercado é dinamicamente instável.

A trajetória descrita pelo preço em função do tempo pode produzir um tipo de estrutura conhecida como "teia de aranha". A Figura 8 ilustra a trajetória para um caso em que o preço converge para o nível de equilíbrio indicado pela interseção das curvas de oferta e de demanda.

Figura 8 - Estabilidade dinâmica em mercado de um produto



4.2. Modelo econométrico

4.2.1. Modelo de resposta da área com defasagens

O modelo básico adotado para estimação de resposta da área a variáveis econômicas segue a formulação de NERLOVE (1958), dada a pressuposição de que os citricultores ajustam a área colhida do ano t-3 para o ano t em proporção à diferença entre a área colhida observada no ano t-3 e a área esperada no ano t.

Sendo Y_t^* a área que os produtores esperam colher logo que se tenha passado o tempo necessário para a realocação dos fatores de produção, uma função de resposta para o longo prazo pode ser especificada do seguinte modo:

$$(4.2.1.) \qquad Y_t^* = a_0 + a_1 P_{t-3} + u_t$$

onde P_{t-3} é o preço de laranja defasado e u_t é o erro.

O caráter dinâmico do modelo é dado pela defasagem de tempo em que a área (Y_t^*) responde a mudança na variável preço.

A pressuposição de que o ajustamento ocorrido no período t, em relação ao período t-3 é proporcional ao ajustamento total desejado no longo prazo, é dada pela seguinte relação:

$$(4.2.2.) \qquad Y_t - Y_{t-3} = \beta(Y_t^* - Y_{t-3})$$

onde $0 < \beta \leq 1$.

O termo β, da relação (4.2.2.) é chamado de elasticidade de ajustamento ou coeficiente de ajustamento, conforme Y_t, Y_t^* e Y_{t-3} sejam expressos em logaritmos ou nos valores observados destas variáveis. O coeficiente ou elasticidade de ajustamento exprime a velocidade com que a oferta atual se ajusta à oferta esperada no longo prazo.

A equação (4.2.1.) apresenta uma variável (Y_t^*) que não é diretamente observável, impedindo que se estime as elasticidades de longo prazo de forma direta. Pela substituição de (4.2.2.) em (4.2.1.) e explicitando para Y_t, tem-se:

$$(4.2.3.) \qquad Y_t = \beta a_0 + \beta a_1 P_{t-3} + (1-\beta) Y_{t-3} + \beta u_t$$

que não deve ser considerado como uma função de oferta mas sim uma relação entre variáveis observáveis.

Obtidas as estimativas dos parâmetros da relação (4.2.3.) pode-se, então, obter as estimativas dos coeficientes da função de oferta de longo prazo dividindo-se às estimativas de βa_0 e βa_1 pela estimativa de $1-(1-\beta)$.

O coeficiente ou elasticidade de ajustamento, β, pode ainda ser utilizado para fornecer o tempo necessário para que a área corrente se iguale a uma proporção α da área de longo prazo, através da seguinte fórmula:

$$(4.2.4.) \qquad (1-\beta)^t = 1 - \alpha$$

A equação (4.2.4.) é obtida resolvendo-se a equação de diferenças representada por (4.2.2.) (NERLOVE et al, 1958) e (PASTORE, 1973).

4.2.2. Modelos de demanda

A análise da demanda foi efetuada considerando-se dois modelos básicos.

O primeiro modelo utilizado para estimativa das elasticidades de demanda segue a mesma formulação feita para a oferta. Pressupõe-se que a diferença nas quantidades adquiridas entre o período t-1 e o período t é uma proporção do ajustamento total desejado no longo prazo. Na sua forma estrutural o modelo pode ser representado pelas seguintes equações:

(4.2.5.) $$Q_t^* = b_o + b_1 P_t + z_t$$

(4.2.6.) $$Q_t - Q_{t-1} = \lambda (Q_t^* - Q_{t-1})$$

Das equações estruturais representadas por (4.2.5.) e (4.2.6.) obtem-se a forma reduzida da qual são estimados os parâmetros através de mínimos quadrados ordinários:

(4.2.7.) $$Q_t = \lambda b_o + \lambda b_1 P_t + (1 - \lambda) Q_{t-1} + \lambda z_t$$

onde λ é o coeficiente ou elasticidade de ajustamento, λb_i os parâmetros da equação de longo prazo e Q_t é a quantidade demandada.

A formulação de um modelo de expectativas estáti

cas para a demanda de laranja a nível de atacado baseia-se na pressuposição de que, dada uma mudança nos preços da laranja, os atacadistas não revisam de imediato seus planos de compra até que se certifiquem de que as mudanças ocorridos persistirão no futuro. A razão para este tipo de comportamento do atacadista pode ser explicada pela necessidade de ampliação ou redução dos investimentos em equipamento de comercialização (galpões, transporte, etc.). Supondo-se, por exemplo, que ocorra uma queda brusca no preço da laranja, as mudanças nos planos de compra, no sentido de aumentar as aquisições (mudança de expectativa) só se efetivarão na medida em que seja observado que o novo preço será permanente.

O segundo modelo foi formulado de modo que a quantidade de laranja demandada ao nível de atacado é função do preço corrente da laranja. Algebricamente, a equação explicativa da demanda tem a seguinte forma:

$$Q_t = b_o + b_1 P_t + u_t$$

onde Q_t é a quantidade demandada no período t, P_t é o preço corrente da laranja, b_o e b_1 são parâmetros a serem estimados e u_t é o êrro. Se Q_t e P_t são medidos em logaritimos, b_1 é a própria elasticidade-preço de curto-prazo da demanda.

4.3. Definição das variáveis e dados utilizados

Os critérios para eleição das variáveis explicativas de oferta e demanda de laranja no Estado da Bahia foram

estabelecidos com base no conhecimento prévio sobre o processo de produção e comercialização, obtido de diversas fontes de informação, tais como produtores, atacadistas, extensionistas, técnicos da CEASA/Bahia e pesquisadores.

Contudo, algumas dificuldades apareceram na fase pós-seleção das variáveis, principalmente no que se refere à disponibilidade de dados. Em relação à oferta, sentiu-se a necessidade de inclusão na equação de variáveis representativas de mudança tecnológica, preço de mudas cítricas, crédito rural e assistência técnica, para as quais não foram encontrados dados disponíveis. Do lado da demanda, a principal limitação referiu-se à exclusão de variável representativa da renda da população.

Em relação à oferta, as variáveis incluídas na análise foram definidas do seguinte modo:

A_t - área colhida de laranja no ano t

A_{t-3} - área colhida de laranja, defasada 3 anos

P^L_{t-3} - preço real da laranja, defasado 3 anos

P^F_{t-3} - preço real do fumo defasado 3 anos

D - variável "dummy" para intercepto e inclinação. D = 1 de 1950 a 1965 e D = 0 de 1966 a 1977.

Z - variável indicadora de tendência (Z = 1, 2,...,28).

A variável preço do fumo defasada 3 anos (P^F_{t-3}),

incluída no modelo, tem como finalidade captar mudanças na área colhida de laranja causadas por variação no preço da principal cultura que compete pela área nas regiões citrícolas.

A inclusão da variável "dummy" para intercepto e inclinação foi feita de modo a permitir uma análise mais acurada das mudanças verificadas na resposta da área às variações nos preços de laranja em dois períodos característicos da citricultura baiana: o período de 1947 a 1965 caracterizado pela quase estagnação do crescimento da área, e o período de 1966 a 1977 quando a expansão da área deu-se a taxas crescentes.

A variável tendencia (Z) incluída no modelo teve como objetivo reduzir o viés de especificação sobre o coeficiente da variável área defasada (A_{t-3}) provocado pela omissão de variáveis que explicam a tendência crescente da área colhida.

Do lado da demanda, as variáveis foram definidas como se segue:

Q_t - quantidade de laranjas 'Bahia' e 'Pera' adquiridas a nível de atacado, no mes t;

Q_{t-1} - quantidade de laranja 'Bahia' e 'Pera' adquiridas a nível de atacado, defasada de 1 mes;

P_t^L - preço real da laranja, a nível de atacado, no mes t;

P_t^C - preço real de tangerina, a nível de atacado no mes t;

P_t^B - preço real de banana, a nível de atacado;

P_t^A - preço real de abacaxi, a nível de atacado;

D_o - variável "dummy" para captar deslocamentos da demanda devido a mudança de estação. $D_o = 0$ no inverno (abril a novembro) e $D_o = 1$ no verão (dezembro a março);

D_1 - variável "dummy" para captar deslocamentos da demanda devido a preferência por laranja 'Bahia'. $D_1 = 0$ quando predomina a laranja 'Pera' no mercado e $D_1 = 1$ quando predomina a laranja 'Bahia';

W - variável indicadora de tendência (W = 1, 2,...,43).

Os preços de laranja foram obtidos ponderando-se os preços das variedades 'Bahia' e 'Pera' pelas respectivas quantidades comercializadas.

Foram utilizados dados de séries temporais anuais para as estimativas de oferta e mensais para a demanda. A princípio, pretendeu-se utilizar apenas as séries anuais de preços e quantidades. Porém, a impossibilidade de adotar tal procedimento decorreu da não disponibilidade de dados suficientes para estimar o consumo aparente de laranja no período considerado para análise, principalmente no que se refere às quantidades produzidas no Estado da Bahia e exportadas para outras regiões.

Os dados utilizados e respectivas fontes estão

relacionados nos Apêndices 1 e 2.

Todos os preços foram corrigidos pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna, obtido de diversos números da revista Conjuntura Econômica, editada pela Fundação Getúlio Vargas.

5. RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1. Resposta da área com defasagens distribuídas

Dentre os modelos de resposta da área testados, o que apresentou melhor ajustamento ao caso da laranja no Estado da Bahia está apresentado na Tabela 9 e será o considerado para fins de análise, tendo em vista o grau de explicação das variáveis independentes e a coerência dos sinais dos parâmetros estimados com a teoria econômica. No Apêndice 3 são relacionadas outras equações alternativas testadas mas que não apresentaram bom ajustamento.

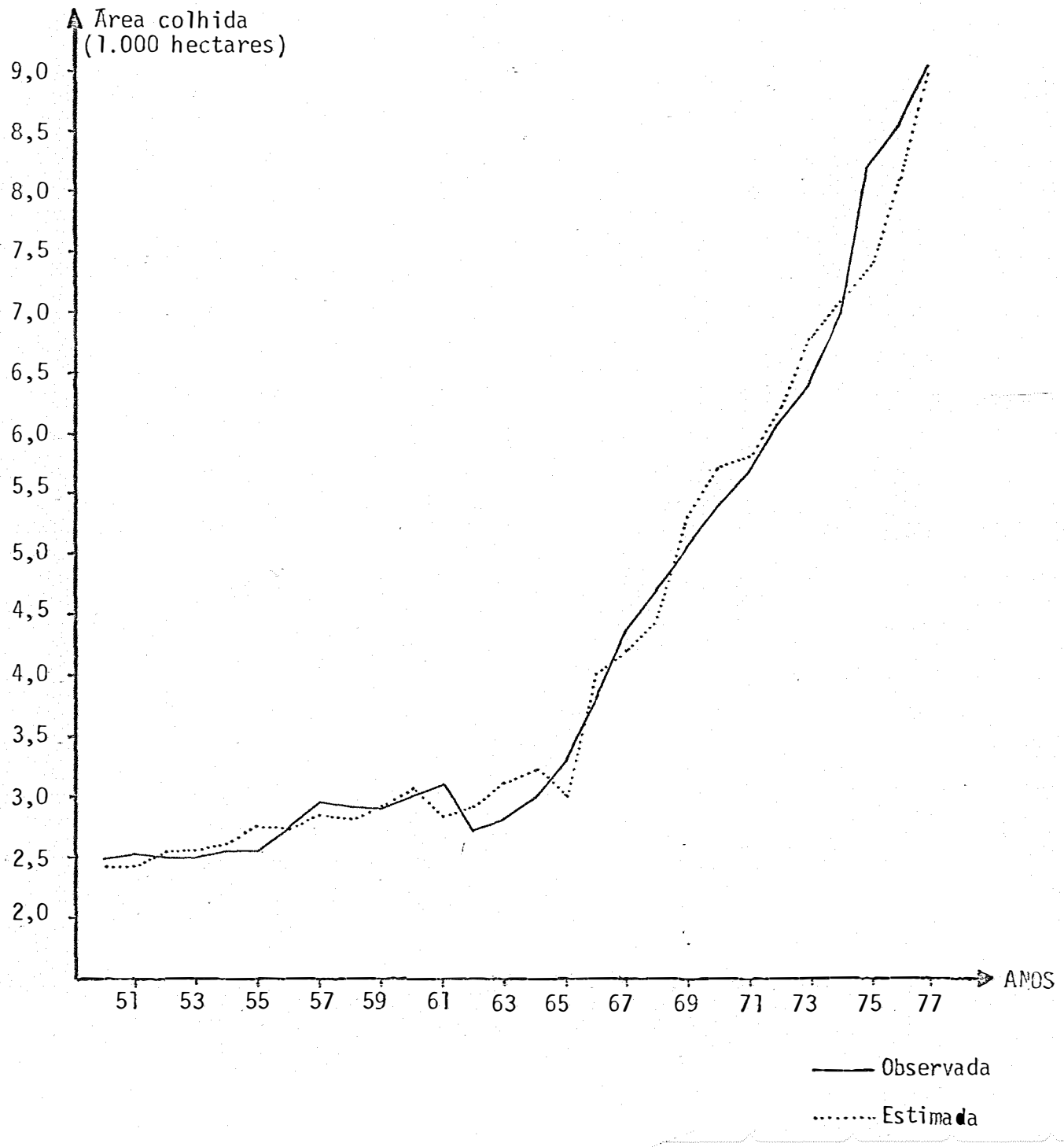
Em todas as equações escolhidas as variáveis foram medidas nos logaritimos, exceto as variáveis tendência (Z) e "dummy" (D).

Tabela 9 - Estimativa dos parâmetros do modelo ajustado de resposta da área colhida de laranja, Estado da Bahia, período 1947/1977.

Variáveis Explicativas	Estimativa dos parâmetros
Intercepto	2,7162*** (1,57)
P^L_{t-3}	0,2452 (1,03)
P^F_{t-3}	-0,0864 (-0,90)
Z	0,0158* (1,67)
D	1,8755** (1,97)
DP^L_{t-3}	-0,6449** (-2,18)
A_{t-3}	0,6408*** (4,78)
F	270,95***
R^2	0,98
d	1,7505
h	0,877
T^2	0,187

OBS.: Os números entre parênteses referem-se aos valores de t de Student. Os asteriscos indicam o nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). d e h e T^2 referem-se aos valores dos testes de Durbin-Watson, de Durbin, e de Theil-Nagar para autocorrelação, respectivamente.

Figura 5: Valores observados e estimados de área colhida de laranja no Estado da Bahia, período 1950/77



O coeficiente de determinação (R^2) da equação selecionada para análise foi da ordem de 0,98, demonstrando um alto grau de explicação das variáveis independentes incluídas no modelo. A aplicação do teste t de Student aos coeficientes de regressão parcial evidenciou a significância ao nível de 1% para a variável área defasada de 3 anos (A_{t-3}), de 5% para as variáveis "dummy" para intercepto (D) e inclinação (DP^L_{t-3}), e de 10% para a variável tendência (Z). Os coeficientes das variáveis preço real de laranja defasado de 3 anos (P^L_{t-3}) e preço real do fumo defasado de 3 anos (P^F_{t-3}) não foram estatisticamente diferentes de zero embora os sinais estimados sejam coerentes com a teoria econômica.

O coeficiente de regressão parcial da variável tendência (Z), da ordem de 0,02, significante a 10%, indica que a expansão da área ao longo do tempo é afetada por variáveis que não foram incluídas explícitamente na equação de regressão.

A inclusão de uma variável "dummy" (D) na equação teve como objetivo analisar o deslocamento da oferta ao longo do tempo, partindo-se do conhecimento sobre o comportamento da área e do preço da laranja no período estudado. O coeficiente de regressão parcial da variável "dummy" para intercepto, igual a 1,875 indica que os coeficientes lineares para os períodos 1950/1965 e 1966/1977 são distintos. O coeficiente estimado em relação ao produto preço real da laranja x "dummy" (DP^L_{t-3}), da ordem de -0,64, mostra que a influência do preço na área colhida apresenta efeitos diferentes nos dois períodos

considerados, evidenciando, ainda, resposta negativa para o período 1950/1965, estatisticamente significante a 10%. Contudo, tal fato pode ser explicado se for considerado o comportamento do preço da laranja em relação ao preço do fumo. Isto pode ser observado através da equação C do Apendice 3. Quando a variável preço é definida pela relação P^L_{t-3}/P^F_{t-3}, a elasticidade assim estimada apresenta sinal positivo para os dois períodos considerados (1950/65 e 1966/77). Isto implica em que a queda no preço do fumo, sendo mais que proporcional à queda no preço da laranja, eleva a relação P^L_{t-3}/P^F_{t-3}.

Em relação à variável área defasada de 3 anos (A_{t-3}), o parâmetro estimado foi da ordem de 0,64, altamente significativo, sugerindo que a expansão da área no longo prazo influencia a decisão de novos plantios.

Da equação estimada, apresentada na Tabela 9, para se obter a função de resposta de longo prazo, torna-se necessário apenas dividir os coeficientes por 1 menos o coeficiente da variável área defasada (A_{t-3}). Desse modo, tem-se:

$$\log A^*_t = 7{,}56 + 0{,}68 \log P^L_{t-3} - 0{,}25 \log P^F_{t-3} + 0{,}04 Z + 5{,}22 D - 1{,}80 D \log P^L_{t-3}$$

Para o período 1950/1965, com D = 1, a equação para o longo prazo é, então,

$$\log A^*_t = 12{,}78 - 1{,}12 \log P^L_{t-3} - 0{,}25 \log P^F_{t-3} + 0{,}04 Z$$

Para o período 1966/1977, com D = 0, tem-se:

$$\log A_t^* = 7{,}56 + 0{,}68 \log P_{t-3}^L - 0{,}25 \log P_{t-3}^F + 0{,}04 Z$$

Considerando que as elasticidades de longo prazo dependem da proporção de dois coeficientes da regressão estimada, não se pode aplicar os mesmos testes de significância utilizados na relação estimada, na equação de longo prazo. NERLOVE et al (1958) sugere que um teste de significância para as elasticidades de longo prazo pode ser formulado. Contudo, "a priori", nada se pode dizer em relação à significância estatística das estimativas de longo prazo.

A elasticidade de ajustamento (β), da ordem de 0,36 determina a velocidade com que a oferta de curto prazo se aproxima do seu equilíbrio de longo prazo. Para que a área corrente se iguale a 95% da área de longo prazo são necessários, aproximadamente, 21 anos, pressupondo-se constância dos preços relativos e das demais variáveis.

Em relação à ocorrência de autocorrelação, a estatística d de Durbin-Watson é inconclusiva para autocorrelação positiva e não significativa para autocorrelação negativa, ao nível de 95% de probabilidade. As estatísticas h de Durbin (0,91) e T^2 de Theil-Nagar (0,19) sugerem baixíssima correlação serial nos resíduos. Deve-se salientar, contudo, que o teste de Durbin-Watson não é apropriado para testar hipótese de ausência de autocorrelação em modelos onde a variável dependente aparece defasada no segundo membro da equação e, em relação ao teste de Durbin (h), suas propriedades para o caso de peque

nas amostras ($n < 30$) não são bem conhecidas como assinala JOHNSTON (1972).

5.2. A demanda

As equações I e II da Tabela 10 foram selecionadas para análise dinâmica da demanda de laranjas a nível de atacado, e as equações III e IV para análise estática, considerando que, dentre as equações alternativas testadas, estas foram as que apresentaram melhores ajustamentos, tanto no que se refere ao grau de explicação, expresso pelos coeficientes de determinação (R^2), quanto pelo alto grau de significância da maioria dos parâmetros estimados e, ainda, por não apresentarem problemas de autocorrelação. As estimativas foram obtidas a partir dos logarítimos das variáveis, exceto para as variáveis "dummy" D_0 e D_1. Desse modo, tem-se uma única medida das elasticidades, representada pelos próprios parâmetros estimados.

No Apêndice 3 são relacionadas outras equações alternativas estimadas, para fins de comparação.

A diferença básica entre as equações I e II da Tabela 10 consiste na definição das variáveis "dummy" D_0 e D_1 para intercepto, objetivando captar efeitos de deslocamentos das funções de demanda. Na equação I, a variável D_0 foi introduzida afim de se observar possíveis deslocamentos da demanda causada por um maior consumo de laranjas no verão ($D_0 = 1$ de dezembro a março) em relação ao inverno ($D_0 = 0$ de abril a no

vembro). Já na equação II, a variável D_1 assume valor 1 quando predomina a variedade 'Bahia' no mercado e valor zero quando predomina a variedade 'Pera', admitindo-se que há uma preferência para o consumo de frutas menos ácidas, no caso, a laranja 'Bahia'.

A equação I, da Tabela 10, apresenta um coeficiente de determinação (R^2) da ordem de 0,76 indicando que 76% das variações na quantidade demandada de laranja no mercado atacadista são explicadas pelas variáveis incluídas no modelo de regressão.

Os coeficientes de curto prazo estimados para as variáveis preço real da laranja, preço real do abacaxi e quantidade de laranjas defasada foram significantes a 99% de probabilidade.

A elasticidade-preço da demanda, da ordem de -0,50(demanda preço-inelástica), indica que uma variação nos preços de laranja causa uma variação em sentido inverso, menos que proporcional, na quantidade demandada.

Em relação às elasticidades cruzadas, o coeficiente estimado para a variável preço real da banana no atacado não foi estatísticamente significante. Para o preço real do abacaxi, a elasticidade estimada, da ordem de 0,34, evidencia a existencia de baixo poder de competição entre esta fruta e a laranja.

O coeficiente da variável "dummy" D_0 para inter

Tabela 10 - Estimativa dos parâmetros dos modelos de demanda de laranja, a nível de atacado. Estado da Bahia, 75/78

Variáveis Explicativas	Equações do modelo dinâmico		Equações do modelo estático	
	I	II	III	IV
Intercepto	2,0560*** (4,09)	1,9215*** (5,05)	10,2489*** (22,9)	9,9834*** (21,8)
P_t^C			-0,2582 (-0,94)	-0,1726* (-1,97)
P_t^B	-0,0484 (-0,31)	0,0184 (0,14)	0,4777** (2,61)	0,4671** (2,62)
P_t^A	0,3366*** (3,90)	0,1347* (1,51)	0,2823*** (3,48)	0,2024** (2,27)
P_t^L	-0,5032*** (-3,63)	-0,4130*** (-3,52)	-0,5248*** (-4,21)	-0,6616*** (-6,61)
D_0	-0,0084 (-0,23)	-	-0,1433** (2,12)	-
D_1	-	0,1077*** (3,93)	-	0,1769** (2,61)
Q_{t-1}	0,3505*** (2,52)	0,4116*** (3,99)	-	-
W	-	-	-0,0095*** (-3,70)	-0,0088*** (-3,47)
F	23,08***	37,72***	25,52***	27,33***
R^2	0,76	0,83	0,81	0,82
d	1,98968	2,3756	2,0882	2,0212
h	0,09	-1,63	-	-

OBS.: Os números entre parênteses referem-se aos valores de t de Student. Os asteriscos indicam o nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). d e h referem-se aos valores dos testes de Durbin-Watson e de Durbin para autocorrelação, respectivamente.

cepto não foi estatisticamente significante,não se podendo concluir que haja deslocamentos da demanda devido a um maior consumo de laranjas no verão (dezembro a março).

O coeficiente da variável quantidade defasada, da ordem de 0,35 e altamente significante, evidencia que as compras de laranja pelos atacadistas são feitas levando-se em consideração as espectativas formadas em função de compras anteriores.

A elasticidade de ajustamento (λ), estimada a partir do coeficiente da variável quantidade de laranja defasada, da ordem de 0,65, indica a proporção de desequilíbrio que é removida em um período. Sendo o desequilíbrio total igual à diferença entre a quantidade de equilíbrio a longo prazo e a quantidade efetivamente adquirida no mercado atacadista, pode-se, a partir da relação (4.2.4.), estimar o tempo necessário para que a quantidade demandada no curto prazo se iguale a uma proporção α da quantidade desejada no longo-prazo. Para α igual a 95% e sendo λ igual a 0,65 tem-se que o tempo necessário para que a quantidade corrente se iguale a 95% da quantidade de equilíbrio no longo prazo é de, aproximadamente, 3 meses.

Da equação I, dividindo-se pela elasticidade de ajustamento os parâmetros estimados para intercepto e para as variáveis P_t^B, P_t^A, P_t^L e D_o, obtem-se uma estimativa da função de demanda de longo prazo:

$$\log Q_t^* = 3{,}17 - 0{,}07 \log P_t^B + 0{,}52 \log P_t^A - 0{,}77 \log P_t^L - 0{,}01 D_o$$

A aplicação da estatística d de Durbin-Watson, a 95% de probabilidade, e da estatística h de Durbin, permite concluir pela não rejeição da hipótese de autocorrelação nula.

Na equação II, a variável "dummy" D_0 foi substituída por uma "dummy" (D_1) para captar efeito de deslocamento da demanda quando predomina no mercado a laranja 'Bahia' (D_1=1) ou a laranja 'Pera' (D_1 = 0).

O coeficiente de determinação, da ordem de 0,83, denota um alto grau de explicação das variáveis consideradas no modelo. As estimativas dos parâmetros evidenciaram resultados parecidos com os obtidos na equação I, ou seja, inelasticidade preço da demanda (igual a -0,41, significante a 1%) e baixa competitividade entre laranja e abacaxi (elasticidade cruzada igual a 0,13, significante a 10%). Em relação à variável preço real da banana, a elasticidade estimada não diferiu estatísticamente de zero. O coeficiente da variável "dummy" (D_1), da ordem de 0,11 e significante a 1% de probabilidade, indica que a função de demanda desloca-se para cima quando a laranja 'Bahia' passa a predominar no mercado, em relação à laranja 'Pera'. Este resultado evidencia que, a preços constantes, maiores quantidades de laranja são adquiridas quando a variedade 'Bahia' predomina no mercado, sugerindo uma preferência por este variedade em relação à 'Pera'. A estimativa do parâmetro da variável quantidade defasada foi da ordem de 0,41, significativa a 1%. A este valor, corresponde uma elasticidade de ajustamento igual a 0,59.

Pode-se, então, expressar a função de longo prazo dividindo-se as estimativas dos parâmetros da equação II pela respectiva elasticidade de ajustamento:

$$\log Q_t^* = 3,27 + 0,03 \log P^B + 0,23 \log P^A - 0,70 \log P^L + 0,18 D_1$$

O teste de Durbin-Watson (d) foi não significativo para a ocorrencia de autocorrelação positiva ao nível de 95% de probabilidade e inconclusivo quanto à existência de autocorrelação negativa. A estatística h de Durbin, da ordem de -1,63, sugere a ocorrencia de baixa correlação serial.

As equações III e IV referem-se aos modelos estáticos de demanda. Procedimento idêntico ao utilizado nas equações I e II foi adotado em relação à definição das variáveis "dummy".

Os coeficientes de determinação (R^2) foram da ordem de 0,81 e 0,82 respectivamente para as equações III e IV, indicando alto grau de explicação das variáveis incluídas nas equações de regressão.

Em relação à ocorrência de autocorrelação, o teste de Durbin-Watson foi não significativo, ao nível de 5%, tanto para a equação III quanto para a equação IV.

As estimativas dos parâmetros da equação III foram significantes ao nível de 1%, exceto para as variáveis preço real da banana (P_t^B) e "dummy" (D_0), significantes a 5%. Em relação à equação IV, as elasticidades estimadas foram significantes a 1% para preço real da laranja (P_t^L) e Tendência (W), a

5% para preço real da banana (P_t^B), preço real de abacaxi (P_t^A) e "dummy" (D_1), e a 10% para a variável preço real de tangerina (P_t^C).

Comparando-se as equações do modelo dinâmico de demanda (I e II) com as do modelo estático (III e IV), algumas observações podem ser feitas em relação ao comportamento das variáveis.

As elasticidades estimadas para preço real de banana foram bem superiores, e significantes, nos modelos estáticos do que nas equações do modelo dinâmico. Possivelmente, nos modelos I e II, a variável preço real da banana esteja captando o efeito das variáveis preço real de tangerina (P_t^C) e Tendência (W), excluídas das equações. Isto pode ser observado, também, comparando-se as equações I e II da Tabela 10 com as equações C e D do Apêndice 4.

O coeficiente da variável "dummy" D_0, na equação III, igual a -0,14, sugere diferença nos níveis de consumo de laranja entre inverno e verão.

Em relação à variável preço real da laranja, as elasticidades-preço de curto-prazo estimadas através das equações III e IV não diferem muito das obtidas através das equações I e II. Isto sugere que tanto os modelos dinâmicos quanto os modelos estáticos permitiram boas estimativas da elasticidade-preço de curto-prazo.

5.3. Dificuldades e limitações

Algumas dificuldades e limitações ocorreram na análise das relações de oferta e demanda de laranja no Estado da Bahia.

Em relação à oferta, o primeiro problema encontrado foi a escassez de dados que limitou a análise de fatores considerados relevantes. O problema da autocorrelação, evidenciado na maioria dos modelos alternativos testados (Apêndice 3), também constituiu-se em fator limitante ao uso do método de mínimos quadrados ordinários. Outra constatação importante foi a observação de ocorrencia de correlação alta entre variáveis independentes (Apêndice 5), sugerindo a ocorrência de multicolinearidade, o que afeta a precisão das estimativas dos parâmetros. Este problema poderia, talvez, ser contornado caso houvesse a possibilidade de se aumentar o tamanho da amostra, permitindo, assim, detectar a influência de variáveis cujos parâmetros não se mostraram significantemente diferentes de zero.

Quando à demanda, a principal limitação referiu-se à exclusão de uma variável indicadora de renda da população; por insuficiência de dados.

6. CONCLUSÕES

Os modelos do tipo nerloviano utilizados para estimar oferta e demanda apresentaram elevado grau de explicação para o caso da laranja no Estado da Bahia. Contudo, algumas dificuldades se evidenciaram, geradas, principalmente, pela não disponibilidade de dados suficientes que permitissem detectar a influência de alguns fatores que interagem no comportamento de produtores e compradores.

Neste capítulo, são apresentadas as conclusões obtidas da análise da influência dos preços na demanda e na resposta da área, bem como as dificuldades e limitações surgidas.

Em relação à oferta, os resultados surgerem que, no curto prazo (definido como um período de produção), o preço

da laranja e o preço do fumo não são relevantes na determinação da área colhida de laranja. Considerando-se o longo prazo, as estimativas das elasticidades-preço para os períodos 1950/1965 a 1966/1977 permitem identificar uma mudança de comportamento dos citricultores em relação ao preço: para o período 1950/1965 obteve-se elasticidade-preço negativa, fato incoerente com a teoria econômica mas que pode ser explicado pelo comportamento decrescente do preço do fumo elevando a relação (P^L_{t-3}/P^F_{t-3}) mesmo a preços decrescentes da laranja. Para o período 1966/1977, a elasticidade-preço da oferta de laranja no longo-prazo foi positiva, embora inelástica.

A caracterização da citricultura baiana ao longo do período analisado permite entender melhor o comportamento da área colhida em relação aos preços. Até o fim do primeiro período (1950/1965) a citricultura pode ser caracterizada como atividade de "fundo de quintal" tal a sua inexpressividade como cultura comercial, exceto por iniciativas isoladas de alguns poucos produtores que já vinham estabelecendo pomares em bases empresariais, principalmente na região Recôncavo Baiano. A inexistência de um mercado estável para a laranja provavelmente tenha determinado este tipo de citricultura, acentuada ainda pelas fracassadas experiências anteriores quando a doença conhecida como "tristeza" dizimou esta cultura. Muito provavelmente o comportamento da citricultura neste período não foi relevantemente influenciado pelos preços. O período 1966/1977 representa a grande fase de expansão da citricultura, possivelmente pressio

nada por uma demanda crescente de frutas nas zonas de grande expansão urbana, principalmente na região metropolitana de Salvador onde se acentuou o crescimento industrial. Parece razoável admitir que a necessidade de efetuar investimentos em novos pomares tenha tornado os produtores mais sensíveis às variações de preço, como modo de reduzir a incerteza quanto aos retornos futuros. A Variável tendência (Z) incluída na regressão sugere que outros fatores devem ser considerados para explicar o comportamento dos citricultores em relação à expansão da área colhida. Possivelmente, a inclusão de variáveis representativas de crédito rural e assistência técnica melhorem consideravelmente o modelo especificado. Em relação ao crédito rural, parece que a sua inclusão na análise seja relevante, principalmente quando se admite as limitações quanto à disponibilidade de recursos próprios dos produtores para investimento em novos plantios e, ainda mais, quando se considera que os subsídios implícitos no crédito rural a taxas negativas de juros podem estar aumentando o valor presente dos fluxos de renda líquida futura, ainda que os preços de laranja estejam caindo no presente e, por força do modelo utilizado, devessem cair também no futuro. A elasticidade-preço da oferta de laranja no longo prazo, estimada para a Bahia, igual a 0,68 no período 1966/77, foi bem superior à estimativa obtida por NAMEKATA (1977) para o Estado de São Paulo, em torno de 0,16 no período 1959/75, mostrando que os citricultores baianos são mais sensíveis a variações do preço da laranja do que os citricultores paulistas. Possivelmente,

a menor elasticidade-preço da oferta de laranja em São Paulo esteja associada ao fato de que grande parte da produção destina-se à industria e, assim, aumentos da área cultivada podem estar relacionados com aumentos na capacidade instalada da industria de processamento de laranja.

Estes resultados sugerem que um aumento no preço da laranja (devido a um deslocamento da demanda, por exemplo) será mais eficiente na Bahia do que em São Paulo, no sentido de aumentar a área colhida e, consequentemente, a quantidade de frutas ofertada.

Considere-se ainda que em alguns estados produtores, como São Paulo, a expansão de outras culturas, como a cana-de-açúcar, por exemplo, poderá reduzir o crescimento da área cultivada com laranja. Desde que os preços da laranja estejam crescendo, isto traria vantagens em termos de ampliação da área cultivada com laranja nas regiões citrícolas do Estado da Bahia onde outras alternativas de produção são limitadas, entre outros fatores pela estrutura fundiária, caracterizada pela predominância de pequenas propriedades.

Em relação à demanda, os resultados obtidos mostraram a validade de utilização de modelos dinâmicos para estimar as elasticidades de longo prazo.

As estimativas da elasticidade-preço de curto-prazo, obtidas dos modelos dinâmico e estático, apresentaram resultados semelhantes evidenciando, ainda, que no curto prazo a demanda é preço-inelástica.

Dos resultados obtidos, conclue-se que os atacadistas são sensíveis a variações no preço da laranja, reduzindo as quantidades adquiridas quando os preços se elevam. Este resultado sugere que, no longo prazo, políticas de preço poderão ser relativamente eficazes no aumento do consumo de laranjas.

Quanto às elasticidades cruzadas, as estimativas obtidas a partir do modelo dinâmico evidenciam que variações nos preços de banana e tangerina não afetam a demanda por laranja. Em relação ao abacaxi, embora haja sensibilidade a variações no seu preço, as possibilidades de substituição de laranja por esta fruta são baixissimas. No modelo estático, evidenciou-se uma relação de complementariedade entre laranjas e tangerina, e quanto à banana e ao abacaxi, evidenciou-se que são competitivas com a laranja.

Como esperado, evidenciou-se que os efeitos dos preços nas quantidades de laranja adquiridas a nível de atacado são mais intensas no longo prazo do que no curto prazo.

Um outro aspecto abordado refere-se à observação de que a função de demanda desloca-se para cima quando a variedade de laranja 'Bahia' predomina no mercado, em relação à laranja 'Pera', sugerindo haver uma preferência por aquela variedade.

7. SUMMARY

In order to determine the short-run and long-run elasticities of supply and demand of oranges for the State of Bahia, models of partial adjustment with distributed lags were fitted, using least square techniques. The demand for orange was considered at the wholesale level. The supply of oranges was fitted considering harvested area as a proxy for expected quantity supplied.

Real prices of orange and tobacco, lagged for three years, were the independent variables considered in estimating the harvested area function. In order to improve the fitness of the supply function it was introduced a dummy variable which broke down the observations into two sub-periods. The area harvested showed negative correlation with the lagged

price of orange in the first period (when orange were not a commercial crop) and positive correlation, as expected, in the second period (1965-1977) when orange became a major commercial crop in the region. Problems of multicolinearity may have occured due to high correlation among the independent variables.

The demand function for orange at the wholesale level, included the following independent variables: prices of orange, tangerine, banana and pinaples and the lagged (one month), quantity of orange. A high proportion of the variation on the quantity of orange acquired at the wholesale level was explainned by the model. The price elasticity of demand for orange was found to be low (price inelastic). Pinaple was found to be competitive with orange but the value of the cross price elasticity was found to be low. The inclusion of a dummy variable to detect variations on quantity demanded due to seasonal changes (winter-summer) did not show significant improvement on the model. The introduction of a dummy variable to measure shifts on demand due to prevalence of the variety 'Bahia' over the variety 'Pera' shawed a significant improvement on the perfomance of the model.

Finally, the estimates for price-elasticities of demand were found not to differ when a dinamic model was utilized instead of the estatic one.

8. LITERATURA CITADA

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL, 1977. Rio de Janeiro, Fundação IBGE, v. 38, 848 p.

BATEMAN, M.J., 1970. Supply relations for perennial crops in less developed areas. In: WHARTON JR, C.R., Coord. Subsistence agriculture and economic development. Chicago, Aldine Publishing, p. 243-53.

BRASIL. Fundação Getúlio Vargas, (1977). Preços Recebidos pelos agricultores.

BRASIL. Ministério da Agricultura, 1976. Série Estatísticas Agropecuárias. Brasília, SUPLAN, 13(3):9.

BRASIL. Ministério da Agricultura, 1978. Produção e comércio atacadista de citros no Brasil. Brasília, COBAL, 72 p.

CARVALHO, M.L., 1974. A citricultura no Recôncavo Baiano. Revista Planejamento na Bahia, Salvador, 2(1):53-8.

COCHRAN, D e G.H. ORCUTT, 1949. Application of least aquares regression to relationships containing autocorrelated error terms. Journal of American Statistical Association, 44:36-61.

FRENCH, B.C. e R.G. BRESSLER, 1962. The lemon cycle. Jounal of Farm Economics, Menasha, 44(4):1021-36.

FULLER, W.A. e J.E. MARTIN. 1961. The effects of autocorrelated errors on the statistical estimation of distributed lag models. Journal of Farm Economics, Menasha, 43(1):71 - 82.

GRILLICHES, Z., 1967. A note serial correlation bias in estimates of distributed lags. Econometrica, Bristol, 29(1):63-65.

HENDERSON, J.M. e R.E. QUANDT, 1976. Teoria Microeconômica. São Paulo, Livraria Pioneira Editora, 417 p.

JOHNSTON, J., 1972. Econometric Methods. 2.ed. New York, McGraw-Hill.

LARANJA ao natural: Brasil quase ausente destas exportações, 1979. Citrus, São Paulo, 1(18/19):10-8, nov./dez.

MERCADO externo quer nossas frutas cítricas, 1978. Citrus, São Paulo, 2(2):10-3, mar/abr.

MORAIS, E.L. de e M. de L.M. MEDEIROS. 1978. A participação brasileira no mercado internacional de laranja e suco concentrado de laranja: comportamento recente e perspectivas. Brasília, SUPLAN, 62 p.

NAMEKATA, T., 1977. Modelos alternativos de oferta: o caso dos citros no estado de São Paulo. Viçosa, UFV, 81 p. (Tese de Mestrado).

NERLOVE, M., 1958. Distributed lags and estimation of long-run supply and demand elasticities: Theoretical considerations. Journal of Fam Economics, Menasha, 40(2):301-11.

NERLOVE, M. e W. ADDISON, 1958. Statistical estimation of long-run elasticities of supply and demand. Journal of Farm Economics, Menasha, 34:816-79.

NORONHA, J.F., J.G. GASQUES e A.A. AMARO, 1978. Análise Econométrica da oferta e da demanda de laranja no Estado de São Paulo. Revista de Economia Rural, Brasília, 16(2):79-96.

PASSOS, O.S. e A.P. da CUNHA SOBRINHO, 1970. Cultura dos citros no Estado da Bahia. Cruz das Almas, IPEAL, 36 p.

PASSOS, O.S. e A.A. SALIBE, 1978. Citrus Industry of South America with special reference to Brazil. 33 p. (No prelo).

REDESCOBRINDO velhos clientes, 1978. Citrus, São Paulo, 1(4):11-3. jul./ago.

REUTHER, W., 1977. Citrus. In: Ecophysiology of tropical crops. New York, Academic Press, cap. 15, p. 409-39.

AS SURPRESAS do primeiro semestre. 1979. Citrus. São Paulo, 1(14/15): 10-8. jul./ago.

A P Ê N D I C E S

Apêndice 1

Tabela 1.1 - Área e quantidade colhidas de laranja, preços reais de laranja e fumo. Estado da Bahia, 1947/77.

ANO	Área colhida de laranja (ha)	Qde.colhida de laranja (1000 frutos)	Preço real de laranja (*)	Preço real do fumo (*)
1947	2.225	131.372	20,45	548,64
1948	2.325	133.776	23,66	473,21
1949	2.414	156.914	23,39	452,45
1950	2.493	168.025	24,03	591,07
1951	2.530	155.464	24,82	515,92
1952	2.534	161.135	21,86	609,47
1953	2.511	159.826	23,03	577,89
1954	2.574	157.115	23,07	648,39
1955	2.575	168.719	24,35	660,44
1956	2.749	181.001	24,86	648,37
1957	2.970	215.779	27,53	531,77
1958	2.936	217.597	31,54	655,83
1959	2.917	211.906	28,19	951,91
1960	3.027	211.712	26,75	948,71
1961	3.111	203.080	26,35	957,45
1962	2.736	209.538	26,10	1.046,58
1963	2.816	213.879	24,73	650,13
1964	2.995	235.362	21,87	522,93
1965	3.303	359.315	21,59	694,32
1966	3.846	289.406	23,83	417,08
1967	4.377	317.218	21,95	452,97
1968	4.724	335.635	19,48	580,03
1969	5.066	372.345	21,03	612,88
1970	5.425	388.857	22,22	534,92
1971	5.692	392.319	22,15	514,02
1972	6.111	415.792	21,89	671,22
1973	6.397	398.589	27,77	620,37
1974	7.000	488.628	25,71	449,19
1975	8.215	591.480	20,99	527,60
1976	8.550	589.950	24,77	695,50
1977	9.000	552.000	17,97	993,45

Fonte: BRASIL. Ministério da Agricultura (1976)
ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL (diversos números)

(*) Preços corrigidos pelo Índice Geral de Preços disponibilidade interna (média 1965/1976 * 100)

Apêndice 2

Tabela 2.1. - Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA/BAHIA - 1975.

Mês	Quantidades comercializadas (em toneladas)		Preços correntes a nível de atacado				
	Laranja 'Bahia'	Laranja 'Pera'	Laranja 'Bahia' Cr$/cento	Laranja 'Pera' Cr$/cento	Tangerina Cr$/cento	Banana Cr$/kg	Abacaxi Cr$/kg
JUN	3.794,2	208,7	13,58	13,63	13,25	0,88	1,11
JUL	1.912,8	1.580,2	16,60	14,10	18,76	0,85	1,65
AGO	149,5	2.541,4	30,00	13,00	23,77	0,84	0,71
SET	92,0	2.034,3	19,50	16,50	26,27	0,74	0,75
OUT	63,3	1.396,1	22,50	22,70	37,50	0,67	0,66
NOV	45,9	1,378,3	23,30	21,90	37,50	0,82	0,73
DEZ	27,0	1,422,4	24,50	20,00	20,00	0,80	0,57

Fonte: Divisão Técnica da CEASA/BAHIA

Apêndice 2

Tabela 2.2. - Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA/BAHIA - 1976.

Mês	Quantidades comercializadas (em toneladas)		Preços correntes a nível de atacado				
	Laranja'Bahia'	Laranja'Pera'	Laranja'Bahia' Cr$/cento	Laranja'Pera' Cr$/cento	Tangerina Cr$/cento	Banana Cr$/kg	Abacaxi Cr$/kg
JAN	127,6	1.338,3	21,70	21,00	49,70	0,95	0,47
FEV	170,8	1.225,7	22,50	23,50	21,30	0,92	0,50
MAR	1.016,2	773,2	23,90	24,90	16,60	0,79	0,54
ABR	1.882,8	717,9	23,00	23,70	16,60	0,55	1,44
MAI	2.123,8	559,5	22,10	21,40	16,90	1,07	1,95
JUN	3.341,1	625,2	26,00	22,60	25,00	1,16	1,15
JUL	1.601,6	1.356,9	28,50	22,00	32,90	1,10	1,48
AGO	468,5	2.071,3	25,10	20,00	21,70	1,12	1,17
SET	189,9	2.154,9	24,90	20,40	16,00	1,06	0,90
OUT	355,8	1.839,4	21,60	21,00	25,20	0,94	1,09
NOV	166,1	2.021,5	24,10	25,80	25,20	1,02	1,19
DEZ	51,7	1.918,9	22,00	25,30	35,00	1,24	1,14

Fonte: Divisão Técnica da CEASA/BAHIA

Apêndice 2

Tabela 2.3. - Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA/BAHIA - 1977.

Mês	Quantidades Comercializadas (em toneladas)		Preços correntes a nível de atacado				
	Laranja'Bahia'	Laranja'Pera'	Laranja'Bahia' Cr$/cento	Laranja'Pera' Cr$/cento	Tangerina Cr$/cento	Banana Cr%/kg	Abacaxi Cr$/kg
JAN	100,3	1.763,8	35,90	33,10	35,00	1,50	1,09
FEV	464,0	1.172,8	32,30	33,90	27,00	1,28	1,62
MAR	1.627,6	1.089,2	25,40	27,60	20,00	1,28	3,64
ABR	1.855,9	616,5	23,00	24,70	17,00	1,28	2,41
MAI	2.234,7	719,6	22,50	22,75	17,50	1,54	1,31
JUN	2.840,0	786,6	24,70	22,60	22,00	1,52	1,57
JUL	1.605,5	1.637,3	22,30	20,00	22,70	1,64	1,47
AGO	238,7	2.907,1	25,00	19,70	17,50	1,83	1,26
SET	12,4	2.429,8	29,00	21,00	43,30	1,73	1,35
OUT	13,8	2.003,2	32,00	31,00	30,00	1,76	1,14
NOV	24,8	1.516,8	49,90	48,40	45,00	1,97	1,28
DEZ	73,1	835,4	65,50	72,90	55,00	1,95	1,41

Fonte: Divisão Técnica da CEASA/BAHIA.

Apêndice 2

Tabela 2.4. - Quantidades de laranjas comercializadas e preços correntes de laranjas, tangerina, banana e abacaxi, na CEASA/BAHIA - 1978.

Mês	Quantidades comercializadas (em toneladas)		Preços correntes a nível de atacado				
	Laranja'Bahia'	Laranja'Pera'	Laranja'Bahia' Cr$/cento	Laranja'Pera' Cr$/cento	Tangerina Cr$/cento	Banana Cr$/kg	Abacaxi Cr$/kg
JAN	209,5	1.132,6	58,00	62,80	58,00	2,24	1,38
FEV	443,7	1.005,4	59,00	62,00	59,00	2,23	1,73
MAR	797,0	953,0	46,00	58,00	46,00	2,31	2,72
ABR	1.106,1	616,9	35,00	37,00	35,00	2,29	2,65
MAI	1.961,2	713,7	37,00	33,00	37,00	2,24	2,01
JUN	1.810,4	1.124,2	43,42	35,20	43,42	2,48	1,81
JUL	497,3	1.713,5	42,90	32,60	42,90	2,91	1,90
AGO	168,4	2.154,3	44,00	32,00	44,00	3,06	1,92
SET	144,8	1.855,0	31,72	69,20	37,72	2,67	2,00
OUT	83,3	1.706,5	40,00	41,00	40,00	2,96	1,80
NOV	55,1	1.402,4	50,00	61,00	50,00	2,95	1,94
DEZ	33,9	1.237,5	63,18	54,60	63,18	2,98	1,48

Fonte: Divisão Técnica da CEASA/BAHIA.

Apêndice 3

Tabela 3.1. Equações alternativas estimadas de resposta de área colhida de laranja. Estado da Bahia. 1947/77.

Variáveis Explicativas	Modelos A	B	C
Intercepto	3,651 (0,82)	3,651*** (0,82)	2,1894*** (1,12)
P^L_{t-3}/P^F_{t-3}	0,1822** (1,98)	0,0244 (0,39)	0,0069 (0,06)
Z	0,0225*** (3,47)	0,0234*** (5,78)	0,0056 (0,82)
D			-0,1079 (-0,21)
DP^L_{t-3}			0,0482 (0,33)
DT		-0,0164*** (-6,22)	
A_{t-3}	0,6814*** (4,42)	0,5454*** (5,54)	0,7592*** (6,45)
F	177,55***	352,21***	206,77***
R^2	0,957	0,983	0,979
d	0,6681	1,3027	1,1563
h	5,90	2,14	2,79
T^2	0,69	0,39	0,47

OBS: Os números entre parênteses referem-se aos valores de t Student. Os asteriscos indicam o nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). d e h e T^2 referem-se aos valores dos testes de Durbin-Watson, de Durbin, e de Theil-Nagar para autocorrelação, respectivamente.

Apêndice 4

Tabela 4.1. Equações alternativas do modelo dinâmico de demanda de laranja, a nível de atacado, Estado da Bahia, 1975/78.

Variáveis Explicativas	Modelos			
	A	B	C	D
Intercepto	5,8394*** (4,76)	5,0135*** (5,07)	8,0258*** (5,77)	6,5053*** (5,76)
P^T	-0,2020 (-2,24)	-0,1359 (1,70)	-0,2588 (-3,02)	-0,1823** (-2,34)
P^B	0,0346 (0,22)	0,0672 (0,51)	0,3757** (1,99)	0,3179** (1,93)
P^A	0,2636*** (2,98)	0,1057 (1,19)	0,2485*** (03,04)	0,1108* (1,32)
P^L	-0,3313** (-2,17)	-0,3091** (-2,38)	-0,3988*** (-2,79)	-0,3752*** (-2,99)
D_o	-0,0308 (-0,38)		-0,7747 (-1,01)	
D_1		0,2235*** (3,53)		0,2020*** (3,34)
Q_{t-1}	0,3883*** (2,91)	0,4385*** (4,30)	0,2294* (1,68)	0,3438*** (3,29)
T			-0,0075** (-2,70)	-0,0056** (-2,33)
F	22,19***	31,80***	23,39***	31,40***
R^2	0,787	0,84	0,82	0,86
d	2,0479	2,4032	2,2628	2,5774
h	-0,3227	-1,7752	-1,91	-2,58

OBS.: Os números entre parênteses referem-se aos valores de t de Student. Os asteriscos indicam o nível de significância a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). d e h são os valores dos testes de Durbin-Watson e Durbim para autocorrelação, respectivamente.

Apêndice 5

Tabela 5.1. Matriz de correlações simples entre as variavêis componentes dos modelos de resposta de área colhida, 1947/1977.

	A_t	P^L_{t-3}	P^F_{t-3}	Z	D_0	$D_0P^L_{t-3}$	A_{t-3}
A_t	1,00	-0,28	-0,25	0,94	-0,90	-0,89	0,96
P^L_{t-3}		1,00	0,39	-0,11	0,44	0,48	-0,18
P^F_{t-3}			1,00	-0,01	0,35	0,37	-0,19
Z				1,00	-0,86	-0,84	0,92
D_0					1,00	0,99	-0,80
$D_0P^L_{t-3}$						1,00	-0,79
A_{t-3}							1,00

Apêndice 6

Tabela 6.1. Matriz de correlações simples entre as variáveis componentes dos modelos de demanda.

	Q_t	P^T	P^B	P^A	P^L	D_0	D_1	W	Q_{t-3}
Q_t	1,00	-0,60	-0,08	0,51	-0,72	-0,58	0,59	-0,22	0,76
P^T		1,00	0,25	-0,36	0,53	0,26	-0,45	-0,03	0,33
P^B			1,00	-0,12	0,04	0,02	-0,19	0,59	0,00
P^A				1,00	-0,13	-0,21	0,59	-0,16	0,32
P^L					1,00	0,58	-0,22	-0,37	-0,70
D_0						1,00	-0,24	0,01	-0,70
D_1							1,00	-0,17	0,22
W								1,00	-0,20
Q_{t-3}									1,00