

ELASTICIDADES DE DEMANDA DE PRODUTOS DA LAVOURA BRASILEIRA¹

AMAIRTE BENEVENUTO² e GERALDO S. SOUZA³

RESUMO – A carência de informações sobre parâmetros da demanda tem, em passado recente, reduzido a eficácia de políticas públicas de produção e abastecimento de produtos agrícolas no Brasil. Utilizando séries históricas de consumo aparente, renda interna bruta e preços, foram selecionadas e ajustadas funções de demanda para arroz, feijão, milho, trigo e soja (óleo e farelo). As elasticidades-renda daí obtidas para os primeiros quatro produtos, em média, apresentam-se compatíveis com os resultados alcançados em outros estudos. As de soja apresentam-se coerentes com o “boom” de seu complexo agroindustrial das duas últimas décadas. Essas elasticidades e seus respectivos desvios padrões (entre parênteses) para a renda média do período 1988-1992 são respectivamente 0,24 (0,07), -0,53 (0,20), 0,65 (0,09), 0,44 (0,14) e 1,33 (0,60). Neste estudo, apenas o milho apresentou elasticidade-preço estatisticamente significativa: -0,12 (0,05).

Termos para indexação: demanda, consumo, elasticidade-renda, elasticidade-preço.

DEMAND ELASTICITIES OF AGRICULTURAL PRODUCTS IN BRAZIL

ABSTRACT - the scarce information on demand parameters has, in the recent past, reduced the efficacy of the public sector's production and supply policies for agricultural products in Brazil. Using time series data for apparent consumption, income, and prices, we choose and fit statistical models to the demand curves of rice, bean, corn, and soybean (oil and flour). On the average, the income elasticities we obtain from these models for the first four products are consistent with results reported in other studies. The income elasticities we found for soybean are consistent with the boom observed in its agro-industrial complex in the last two decades. These elasticities and their respective standard errors (in parenthesis) evaluated in the average income for the period 1988-1992 are respectively 0.24 (0.07), -0.50 (0.20), 0.65 (0.09), 0.44 (0.14), and 1.33 (0.60). In this study only the demand curve for corn led to a significant price elasticity: -0,12 (0,05).

Index terms: demand, consumption, income elasticity, price elasticity.

INTRODUÇÃO

É inquestionável a importância do setor agrícola como produtor de alimentos para o consumo doméstico e como gerador de divisas externas, sendo esta última função especialmente relevante no contexto da economia nacional após a crise da dívida externa de 1982. A isso se acrescenta a sua função de fornecedor de recursos energéticos renováveis, materializada com a organização do Proálcool, em resposta aos desequilíbrios nas contas externas do país decorrentes dos choques na oferta mundial de petróleo.

Apesar do crescente papel da tecnologia na expansão da produção agrícola via aumento da produtividade, a partir da virada da década de 70, a escolha entre aqueles

¹ Recebido em 10/08/93.

Aceito para publicação em 09/05/94.

² Faculdade Católica de Brasília e Embrapa.

³ Universidade de Brasília e Embrapa.

três objetivos encerra conflitos na alocação de recursos produtivos da sociedade.

O descuido das autoridades econômicas em sua observância da capacidade de absorção interna de produtos agrícolas levou-as a manter política de estímulo à produção de grãos no final dos anos 80, culminando com a super-safra de 71,5 milhões de toneladas de 1989.

O resultado foi o aumento dos estoques de produtos, especialmente os mantidos pelo governo, com reflexos negativos sobre os cofres públicos, e o desestímulo aos produtores, em decorrência do comportamento dos preços por eles recebidos.

Isso contribuiu, junto com mudanças na condução da política econômica, para a grande queda na safra de grãos nos dois anos que se seguiram. A recuperação da produção ao nível da evolução histórica só ocorreu em 1992.

Essas oscilações da oferta interna acima e abaixo da capacidade aquisitiva da população, obviamente compensada pelos preços, têm contribuído para a aceleração inflacionária, seja aumentando os gastos governamentais, seja aumentando os preços finais dos produtos agrícolas.

Este trabalho pretende contribuir para o conhecimento da estrutura da demanda de produtos agrícolas, especialmente no que concerne ao comportamento da renda agregada, haja vista que o comportamento desta, a partir da década de 80, tem-se distanciado de sua tendência histórica, merecendo, daí, um estudo mais cuidadoso de sua relação com a demanda.

Especificamente, o objetivo é estimar, em nível nacional, as funções de demanda de arroz, feijão, milho, trigo e soja e, a partir delas, as elasticidades-renda e preço, parâmetros importantes para a projeção das necessidades de disponibilidades de produtos agrícolas.

METODOLOGIA

Na especificação das variáveis componentes da demanda, procurou-se seguir a abordagem dada por Friedman (1971) e Deaton e Muellbauer (1988) à demanda marshalliana, que inclui preço do produto, renda, hábitos e preferências, preços de produtos estreitamente relacionados ao bem estudado e preços das demais comodidades.

Nesse contexto faz-se mister observar desde já que a presença da maioria dessas variáveis em diferentes formas funcionais de demanda, a partir dos dados utilizados neste estudo, não conduz a coeficientes significativamente distintos de zero. Isso é particularmente verdade para preços de produtos estreitamente relacionados e preços das demais comodidades. Como "proxi" para esta variável, utilizou-se o índice de preços ao consumidor.

O sistema de preços utilizado, seguindo as linhas de análise sugeridas em Theil (1971, pág. 107-108), foi definido por índices relativos tendo como base o índice de preços ao consumidor.

A escolha da melhor forma funcional empírica da curva de demanda, para cada

produto abordado, se deu na família seguinte, ao longo das linhas definidas em Johnston (1984), Seção 3.3, i.e,

$$\phi_0(c) = \alpha + \beta\phi_1(\gamma) + \gamma_1\phi_2(p) + \gamma_2\phi_3(t) + \delta D + \varepsilon \quad (1)$$

como $\phi_0(x) = x$ ou $\ln(x)$ e $\phi_i(x) = x, \ln(x)$ e $1/x$ para $i = 1, 2, 3$. Nessa expressão têm-se também

- c : Índice de consumo “per capita” (kg/hab/ano).
- γ : Índice de renda interna bruta “per capita” (Cr\$ 1000 de 1980/hab/ano).
- p : Quociente entre o índice de preço do bem e o índice de preços ao consumidor.
- t : Ano (milho, feijão, trigo e soja: $t = 1$ para 1970; arroz: $t = 1$ para 1979).
- D : Variável indicadora (“dummy”).
- $\alpha, \beta, \gamma_i, \delta$: Parâmetros.
- ε : Componente residual estocástico.

Para o complexo soja (farelo e óleo) considerou-se adicionalmente o modelo

$$\ln(c_t^s) = \alpha + \beta \ln(\gamma_t) + \gamma_1 \ln(p_{1t}) + \gamma_2 \ln(p_{2t}) + \delta \ln(c_{t-1}^s) + \varepsilon \quad (2)$$

Aqui tem-se:

- c^s : Índice de “quantum” do consumo de soja.
- p_1 : Relativo de preço de farelo de soja.
- p_2 : Relativo de preço do óleo de soja.

A inclusão da variável tempo teve por objetivo captar a influência de fatores diferentes da renda e dos preços, tais como preferências e hábitos alimentares, sobre o consumo.

A variável “dummy” (na Equação 1) reveste-se de objetivos distintos, dependendo da natureza das séries estatísticas de consumo. Assim, para o arroz, essa variável binária prestou-se à categorização do consumo conforme o comportamento crescente ($D = 0$) ou decrescente ($D = 1$) da renda, procurando-se, com isso, identificar possível “efeito catraca” sobre o consumo quando a renda cai.

Para o feijão, o trigo e o milho, o emprego da “dummy” prestou-se à separação dos anos de ocorrência de choque de oferta (queda superior a 20% na produção) dos demais anos, quando essas quedas não foram compensadas por importações (anos de choque: $D = 1$; demais anos: $D = 0$).

Os critérios adotados para a escolha da melhor função ajustante foram: significância estatística das estimativas dos parâmetros, magnitude do coeficiente de determinação e ausência de correlação serial significativa nos resíduos.

A Base de Dados

As séries de consumo interno usadas no ajuste estatístico foram montadas a partir de dados fornecidos pela Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB e retratam o consumo anual aparente verificado no período 1970-1992. No geral, o consumo foi obtido somando ao estoque inicial a produção e a importação e subtraindo a exportação e o estoque remanescente, para cada produto, em cada ano (Tabela 1).

À exceção do óleo e farelo de soja, esse procedimento resulta na obtenção de um montante de consumo para todos os fins, inclusive perdas e reservas para semente. Esse consumo bruto constitui-se num indicador do esforço produtivo para atender a demanda

Tabela 1 – Brasil. Consumo Interno Aparente dos Principais Grãos (1.000t). Período 1970-1992.

Ano	Arroz	Feijão	Milho	Trigo	Soja Óleo	Soja Farelo
1970		2.212,5	12.751,9	3.704,2	162	105
1971		2.689,9	12.853,7	3.749,1	291	190
1972		2.671,9	14.721,4	2.490,3	339	64
1973		2.245,9	14.147,1	4.879,9	435	653
1974		2.237,8	15.164,7	5.247,2	675	915
1975		2.238,8	15.184,5	3.680,5	702	810
1976		1.891,8	16.663,7	4.466,0	800	847
1977		2.325,7	17.500,0	4.636,9	1.044	1.358
1978		2.397,8	15.028,5	7.044,8	1.069	1.567
1979	8.385,0	2.276,9	17.696,3	6.535,9	1.300	1.993
1980	8.700,0	2.217,0	20.177,0	7.457,7	1.450	2.538
1981	9.000,0	2.414,1	21.994,8	6.588,6	1.400	2.003
1982	9.100,0	2.459,5	20.609,2	6.069,8	1.525	2.176
1983	9.150,0	2.076,6	19.461,2	6.256,0	1.553	2.224
1984	9.200,0	2.723,5	19.955,4	6.695,0	1.583	1.949
1985	9.660,0	2.378,2	22.957,0	6.478,0	1.671	2.120
1986	10.240,0	2.400,0	21.687,6	7.905,0	2.001	2.789
1987	10.000,0	2.300,0	26.350,2	6.742,0	1.832	2.782
1988	10.500,0	2.600,0	25.320,0	7.284,0	1.933	2.293
1989	10.800,0	2.600,0	26.140,0	7.435,0	2.147	2.779
1990	11.000,0	2.370,8	24.800,0	7.635,0	2.021	2.968
1991	11.220,0	2.638,1	25.288,0	7.200,0	2.104	3.273
1992	11.332,2	2.687,0	28.500,0	6.850,0	2.100	3.400

Fontes: CFP/MA (1988), CFP/MA (1989), CFP/MA (1989-1991) e CONAB/MARA (1993).

total interna.

Os dados anuais da população residente foram construídos a partir dos resultados dos censos demográficos de 1970 e 1980, da sinopse preliminar do censo de 1991 e por interpolação geométrica para os anos intercensitários, inclusive 1992 (Tabela 2).

A série de renda interna bruta é a do Departamento de Contas Nacionais do IBGE e da Fundação Getúlio Vargas, encontrando-se expressa em milhões de cruzeiros a preços de 1980.

Os dados de preços foram organizados pelo sistema de informações da CONAB, fornecidos já deflacionados pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade In-

Tabela 2 – Brasil. População Residente e Renda Interna Bruta. Período 1970-1992.

Ano	População (1.000 hab)	Renda Interna bruta (Cr\$ 1.000.000 de 1980)
1970	93.139	5.575
1971	95.450	6.154
1972	97.818	6.945
1973	100.244	8.002
1974	102.731	8.459
1975	105.280	8.876
1976	107.891	9.880
1977	110.568	10.523
1978	113.311	10.900
1979	116.122	11.542
1980	119.003	12.450
1981	121.305	11.687
1982	123.651	11.740
1983	126.042	11.295
1984	128.480	11.952
1985	130.965	12.903
1986	133.498	14.185
1987	136.080	14.485
1988	138.712	14.589
1989	141.395	14.804
1990	144.129	13.996
1991	146.917	14.223
1992	149.759	14.095

Fontes: EMBRAPA (1990), FGV (1993) e IBGE (1992).

terna) da FGV e transformados, aqui, em índice real de preços (Tabela 3). Eles foram selecionados em função da representatividade do produto, da importância da praça onde

Tabela 3 – Índices de Preços Reais de Produtos Agrícolas em Capitais Brasileiras e Índice de “Quantum” de Soja. Período 1970-1992.

Ano	Arroz atacado	Feijão atacado (média)	Feijão varejo (média)	Milho atacado	Soja farelo atacado	Soja óleo atacado	Trigo farinha varejo	IPC	“Quantum”
1970	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1971	171,4	104,0	122,6	98,6	116,7	121,3	96,3	100,0	175,3
1972	129,8	76,8	92,7	109,1	108,3	81,2	92,2	101,6	169,6
1973	147,1	186,4	219,8	133,0	178,6	87,0	96,0	101,3	317,8
1974	206,8	127,8	146,1	130,1	119,5	132,9	96,2	97,2	463,5
1975	254,9	128,6	187,8	143,1	113,2	139,8	80,2	99,4	445,4
1976	136,1	235,6	318,8	127,5	139,0	111,7	58,1	98,1	482,0
1977	133,8	176,5	251,1	101,6	132,3	120,6	63,0	98,4	656,3
1978	157,7	136,1	154,2	112,2	108,6	109,5	54,8	100,5	684,6
1979	167,1	142,8	170,4	96,2	117,0	106,8	43,1	98,5	826,7
1980	149,0	233,4	269,1	128,8	105,4	86,4	37,4	91,4	948,5
1981	120,2	232,2	273,8	111,7	102,2	79,9	57,1	88,3	830,1
1982	144,8	152,6	144,5	85,9	99,7	74,0	71,2	89,0	886,2
1983	139,9	160,6	186,4	119,2	144,2	87,8	72,4	84,2	886,5
1984	118,0	192,1	239,5	111,9	116,7	113,3	69,6	77,6	840,7
1985	132,2	132,9	138,0	102,8	97,9	93,5	68,1	76,3	879,5
1986	121,4	141,4	120,2	103,8	113,8	59,4	47,0	74,6	1.067,9
1987	75,8	129,1	123,2	71,3	115,1	52,4	52,8	74,7	990,1
1988	78,3	106,4	135,7	82,7	124,5	60,6	76,7	70,2	939,5
1989	68,7	132,2	301,9	71,0	90,7	52,7	65,0	72,5	1.053,6
1990	59,6	88,4	103,9	61,5	52,6	45,6	48,5	75,8	1.018,4
1991	73,5	77,4	141,3	52,8	60,1	45,1	49,2	77,9	1.063,3
1992	56,5	66,3	121,0	49,4	69,0	48,8	60,9	77,2	1.057,5

Fonte: Dados fornecidos pela CONAB. IPC deflacionado pelo IGP-DI.

ele é comercializado, da extensão das séries estatísticas disponíveis e da reputação da fonte coletora primária da informação, quando possível.

Desse modo foram usadas as informações da Bolsa de Cereais de São Paulo para preços no atacado de milho, arroz amarelo e farelo de soja. Para trigo, construiu-se série de preço da farinha, no varejo, a partir da série do IBGE de 1970-1975, em nível do Brasil, da série de 1975-1981, em nível da cidade de São Paulo, e da série da SUNAB de 1981-1992, também em nível de São Paulo.

Os dados disponíveis sobre preço do óleo de soja, no atacado, só permitiram construir a série de preço correspondente ao período aqui analisado, mediante justaposição das informações da CFP para Porto Alegre, no período 1970-1976, com as informações

do SIMA, para São Paulo, no período 1977-1992, expressas na mesma unidade do produto e deflacionadas pelo mesmo índice de preços.

Para feijão, foram testados dois níveis de preços: no atacado, dados do SIMA, tomou-se a média ponderada pelo consumo por variedade, do tipo jalo em Belo Horizonte, mulatinho no Recife, preto no Rio de Janeiro e preto em Belo Horizonte; no varejo, tomou-se a média aritmética simples do tipo mulatinho praticado no Rio de Janeiro (SUNAB) com o feijão a granel na cidade de São Paulo (FIPE).

A construção do índice de preços ao consumidor, para o período da análise, deu-se via junção das séries do Índice Geral de Preços ao Consumidor (IBGE: 1970-1979) e do Índice Nacional de Preços ao Consumidor, restrito (IBGE: 1979-1992), e posterior divisão pelo IGP-DI.

Para a obtenção do índice de “quantum” de consumo da soja considerou-se a evolução das quantidades de óleo e farelo consumidas internamente, ponderadas pelos preços médios de exportação do período 1980-1989, respectivamente US\$ 0,49/kg e US\$ 0,20/kg.

Resultados e Conclusões

O presente exercício estatístico foi levado a efeito com a utilização do pacote SAS. O modelo de demanda escolhido para arroz e trigo foi

$$\ln(C) = \alpha + \beta\gamma^{-1} + \gamma_1 p + \gamma_2 t + \delta D + \varepsilon,$$

para feijão e milho foi

$$\ln(C) = \alpha + \beta\gamma + \gamma_1 p + \gamma_2 t + \delta D + \varepsilon$$

e para o complexo da soja foi, como já citamos, o modelo definido pela Equação 2. A técnica utilizada no processo de estimação é a de mínimos quadrados ordinários. As estimativas dos parâmetros desses modelos encontram-se na Tabela 4 e as das elasticidades-renda e elasticidades-preço nas Tabelas 5 e 6, respectivamente. É importante observar que o uso de mínimos quadrados em dois estágios com instrumentos definidos como em Johnston (1984, pág. 431), exceção feita ao complexo de soja, não conduziu a resultados substancialmente distintos (dados não publicados). No caso do complexo de soja, os sinais dos coeficientes diferem do esperado, devido possivelmente à maior variabilidade do estimador em dois estágios, mas as direções gerais quanto à significância são coincidentes.

À exceção dos preços, as demais variáveis apresentam coeficientes estatisticamente significantes em níveis de probabilidade entre 1% e 5%. Estruturalmente, a melhor equação ajustante é a da demanda de milho e a pior, nesse aspecto, é a do complexo soja.

Tabela 4 – Estimativa dos Parâmetros das Curvas de Demanda Seleccionadas de Produtos Agrícolas para o Brasil.

Produto	α	β	γ_1	γ_2	δ	R^2 (%)	DW	n
Arroz	4,6369** (0,0733)	-39,3447** (11,3361)	0,0003 (0,0002)	0,0047** (0,0015)	0,0257** (0,0088)	83,1	1,8570	14
Feijão	5,0381** (0,1291)	-0,0032** (0,0012)	0,0001 (0,0003)	-0,0096** (0,0034)	-0,2001** (0,0482)	85,9	2,0650	23
Milho	4,3392** (0,1009)	0,0039** (0,0006)	-0,0014** (0,0005)	-	-0,2317** (0,0569)	78,8	2,2510	23
Trigo	5,4007** (0,1384)	-73,0948** (23,1618)	-0,0011 (0,0014)	-	-0,4190** (0,0811)	76,5	1,8770	23
Soja	-3,6254 (2,2737)	1,3276* (0,5967)	-0,0138 (0,1487)	-0,0136 (0,1265)	0,5583** (0,1128)	95,1	-1,4481+	22

Desvios padrões estimados entre parênteses.

(+): Estatística de Durbin modificada, Johnston (1984, pág. 318).

Quanto a esse produto, realizam-se, inicialmente, ajustamentos da curva de demanda para óleo e farelo. No ajustamento do óleo, o sinal do coeficiente do relativo de preços apresentou-se inconsistente com a teoria econômica e, para o farelo, o coeficiente não é significativo. Tais resultados sugerem problemas de identificação da demanda e, para contorná-los, ajustaram-se sistemas de equações simultâneas envolvendo o complexo soja e suas ligações com o exterior via preços. Esses ajustes tampouco foram satisfatórios. Optou-se, então, pelo modelo da Equação 2, onde toma-se o índice de “quantum” do consumo de soja como variável dependente no modelo de demanda do complexo.

O exame conjunto das equações ajustantes de demanda permite concluir que a renda é a variável que consistentemente melhor explica as quantidades transacionadas dos produtos analisados, no período considerado. Ademais, os resultados conduzem a magnitudes de elasticidade-renda, aqui obtidas via dados longitudinais, compatíveis com resultados encontrados em outros estudos, em que se usaram dados “cross section”, a exemplo de MA (1978) e Homem de Melo (1988). As estimativas dessas elasticidades constam da Tabela 5.

O arroz apresenta uma elasticidade positiva e decrescente com a renda e consistentemente menor do que 1. A implicação disso é que se trata de produto conhecido no jargão econômico como de primeira necessidade e aqui, com tendência a tornar-se inferior. A influência do tempo e da “dummy” referente ao sentido da variação da renda, num período de instabilidade desta, pode estar indicando uma resistência do consumo à

queda na renda, reforçando o caráter de essencialidade do produto.

O feijão, como conclui a maioria dos estudos recentes (MA, 1978; Homem de Melo, 1988; Embrapa, 1992) a respeito do comportamento do consumo como função da renda, apresenta elasticidade negativa, e aqui, em torno de -0,53, para o último quinquênio da análise. O modelo estatístico utilizado mostra o tempo influenciando negativamente na demanda do produto, indicando que outras variáveis, a exemplo de gostos e preferências, deslocam os gastos do consumidor para outros itens de consumo.

O milho, segundo os resultados obtidos, apresenta uma elasticidade-renda crescente e em torno de 0,65 para o período 1988-1992. Ao longo de sua evolução secular, apresenta tendência ao crescimento. Esse nível é compatível com a utilização de 75% das disponibilidades totais do grão na alimentação animal, “*in natura*” ou processado,

Tabela 5 – Elasticidade-Renda da Demanda de Produtos Agrícolas no Brasil. Período 1988-1992. Índice médio da renda no período: 166,36.

Produto	Fórmula	Elasticidade Pontual	Intervalo (95%)
Arroz	$39,3447/\gamma$	0,24	(0,08:0,39)
Feijão	$-0,0032\gamma$	-0,53	(-0,96 : -0,10)
Milho	$0,0039\gamma$	0,65	(0,46 : 0,84)
Trigo	$73,0948/\gamma$	0,44	(0,15 : 0,73)
Soja	1,33	1,33	(0,07 : 2,59)

já que os produtos animais apresentam, usualmente, taxas superiores de elasticidade-renda de demanda.

Dos produtos aqui analisados, a soja é o que apresenta evolução mais espetacular no consumo nas duas últimas décadas, tanto na forma de óleo como na de bem intermediário – o farelo. A elasticidade-renda para o conjunto desses dois derivados, no período abordado, é de 1,33, o que caracteriza o bem como superior, economicamente.

Apesar de o fator tempo não constar explicitamente do modelo de demanda selecionado para a soja, sua influência é sentida por intermédio da variável defasada. A significância do coeficiente correspondente parece indicar a preferência pelo produto em detrimento de outros, tanto no mercado de bens finais como no mercado de bens intermediários.

Tabela 6 – Elasticidade-Preço da Demanda de Produtos Agrícolas no Brasil. Elasticidade Pontual Referente às Médias de Preços do Período 1988-1992.

Produto	Fórmula	Elasticidade Pontual	Intervalo (95%)
Arroz	0,00027 p	0,02	(-0,01 : 0,06)
Feijão	0,00007 p	0,01	(-0,08 : 0,10)
Milho	-0,00145 p	-0,12	(-0,21 : -0,04)
Trigo	-0,00112 p	-0,09	(-0,33 : 0,14)
Soja (Farelo)	-0,01	-0,01	(-0,33 : 0,30)
Soja (óleo)	-0,01	-0,01	(-0,28 : 0,25)

A disponibilidade interna para consumo do trigo sempre foi, no Brasil, uma questão de decisão política (de abastecimento). A julgar pelo ajustamento obtido da curva de demanda, com o devido desconto da presença da “dummy” que, nesse caso, representa um conjunto de anomalias (“outliers”), as autoridades econômicas foram, de certa forma, eficazes na definição da magnitude das disponibilidades do produto como resposta ao comportamento da renda.

A elasticidade-renda do trigo decresce com a renda e no período 1988-1992 tem valor médio de 0,44.

Os resultados alcançados neste estudo, no que concerne a preços, não foram satisfatórios. À exceção do milho, a variável preço na função de demanda dos demais produtos não apresenta coeficiente estatisticamente significativo. A implicação disso são elasticidades-preço também não estatisticamente significantes, como se depreende da presença do zero nos intervalos de confiança constantes da Tabela 6. Neste contexto, ficam em aberto algumas questões quanto à natureza das funções de demanda e quanto à base de dados utilizada. A possibilidade de a qualidade insuficiente da base de dados estar afetando negativamente os resultados parece pouco provável. Erros nas observações de consumo e renda certamente levariam a atipicidades nas elasticidades-renda. Os preços, por sua vez, foram coletados e divulgados por instituições de reconhecida capacidade técnica no assunto e chegou-se a testar para um mesmo produto (feijão), preços de diferentes fontes, sem se lograrem resultados significantes. E assumir que a demanda desses

produtos é totalmente inelástica a preços que não é razoável, em razão da natureza econômica deles. É possível que os preços aqui utilizados não correspondam ao tempo correto da demanda e que os agentes econômicos tomem suas decisões usando expectativas dos relativos. Corrobora essa possibilidade o critério de cálculo do consumo aparente aqui utilizado, que corresponde ao volume transacionado do produto internamente, no período de 12 meses, e parte desse volume se encontra em poder dos atacadistas, segmento do mercado com maiores chances de operar com expectativas de preços. Como bem apontou um revisor, tais considerações nos levam a pensar na viabilidade do uso de modelos de ajustamento parcial ou com defasagem distribuída. Sem dúvida a abordagem que adotamos para a soja pode ser enquadrada em um desses tipos. No contexto dos modelos econométricos com hipóteses de expectativas racionais, a defasagem distribuída é gerada em termos de um modelo de equilíbrio simultâneo para a oferta e a demanda. O processo de expectativas racionais aplicado à renda exige o ajuste de um modelo de previsão usualmente envolvendo a classe ARIMA. A alternativa de defasagem geométrica gera um modelo de equilíbrio simultâneo com erro MA(1) para a equação de oferta. Veja Kmenta (1986). As observações que dispomos não definem séries temporais suficientemente longas para a análise de modelos de equilíbrio simultâneo na presença de resíduos autocorrelacionados. A situação é particularmente delicada no caso do arroz. Apesar disto, a título exploratório, ajustamos para o feijão e o milho o modelo de expectativas racionais descrito em Maddala (1992) pág. 436. Duas foram as razões para a escolha desses produtos: a forma funcional da demanda obtida via a Equação 1 e o fato de que os modelos univariados indicam instâncias distintas quanto à significância dos preços. Como a renda entra linearmente no modelo de demanda, a análise estatística pode ser levada a efeito sem maiores problemas, usando como modelo de previsão para as expectativas de renda um processo auto-regressivo de primeira ordem. A evolução da renda apresentou nível de ajuste adequado com a abordagem do AR(1), mas as estimativas dos coeficientes de preço e renda, via mínimos quadrados não lineares em três estádios apresentaram problemas. Para ambos os produtos, os coeficientes de renda e preço não são significativos. Deste modo, eliminada a possibilidade de ajuste via expectativas racionais, nos sobra a conjectura de que o estado de inflação aguda que caracteriza três quartos do período aqui analisado acarreta desestruturação dos relativos de preços e desnorteia o processo decisório dos agentes econômicos. Nesse caso, pelo menos para os consumidores, a restrição imposta pela renda acaba sendo um melhor elemento de decisão de o quê e quanto consumir de cada bem. E isso, este estudo detectou.

REFERÊNCIAS

CPF/MA (1988): A indústria de soja no Brasil: estrutura econômica e políticas de intervenção do governo no mercado. *Coleção Análise e Pesquisa*, vol. 34. Brasília.

R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, v. 32, n° 1, p. 47-58. Jan./Mar. 1994

- CFP/MA (1989): *Informe Estatístico*, vol. 4,3. Brasília.
- CFP/MA (1989-1991): *Mês Agrícola*. Brasília.
- CONAB/MARA (1993): *Indicadores da Agropecuária*. Ano 2, 1, p. 5-8. Brasília.
- DEATON A. e J. Muellbauer (1988): *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press. New York.
- EMBRAPA (1990): *Informações e Índices Básicos da Economia Brasileira*. Mimeo, p. 28. Brasília.
- EMBRAPA (1992): Projeto Grãos: Projeção da Demanda de Grãos no Brasil - 1992/95. Relatório da Secretaria de Administração Estratégica. Sede, Brasília.
- FGV (1993): *Conjuntura Econômica*, v. 47, 1-3. Rio de Janeiro.
- FRIEDMAN, M. (1971): *The Marshallian Demand Curve*. Reradings in Microeconomics, 2nd edition. Dryden Press. Illinois.
- HOMEM de Melo, F. (1988): Um diagnóstico sobre produção e abastecimento alimentar no Brasil. Relatório para o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Brasília.
- IBGE (1992): *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro.
- JOHNSTON, J. (1984): *Econometric methods*. McGraw-Hill. New York.
- KMENTA, J. (1986): *Elements of econometrics*. Macmillan. New York.
- MA (1978): Estudos básicos para o planejamento - projeção do consumo de alimentos, 1975/85. Relatório preliminar. Secretaria Nacional de Planejamento Agrícola. Brasília.
- MADDALA, G.S. (1992): *Introduction to Econometrics*. Macmillan. New York.
- THEIL, H. (1971): *Principles of Econometrics*. John Wiley. New York.