

Março e Abril de 1982

VOL. XXIX**N.º 162**

Viçosa — Minas Gerais

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

**ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA DEMANDA DE
BANANA NO MERCADO ATACADISTA
DE FORTALEZA, CEARÁ^{1/}**Ahmad Saeed Khan^{2/}
Ruben Dario Mayorga^{2/}**1. INTRODUÇÃO**

O Brasil é o maior produtor e um importante exportador de banana. A banana é uma das principais frutas cultivadas no Brasil, em termos de valor da produção (7). Além da região Centro-Sul do País, com condições edafoclimáticas propícias para a sua produção, essa cultura acha-se difundida em boa parte do território nordestino, principalmente nas serras e nos vales úmidos. Em 1977, o Estado do Ceará alcançou maior expressão nas Microrregiões de Uruburetama, Baturité e Fortaleza, liderando a produção nacional, com 16% do total (7).

Sabe-se que as frutas, em geral, constituem fonte importante de minerais e vitaminas para a alimentação humana. A banana, especificamente falando, é fonte expressiva das vitaminas A, B e C.

Dado seu preço relativamente baixo, em relação ao de quase todas as frutas e de outros produtos alimentares, a banana ocupa lugar de destaque na alimentação da população brasileira, sobretudo da população de menor poder aquisitivo.

No Estado do Ceará, principalmente na cidade de Fortaleza, vêm-se observando baixos níveis de ingestão de proteínas, vitaminas e sais minerais, que são de

^{1/} Os autores agradecem aos colegas Professores Francisco de Assis Soares, do CAEN-UFC, Paulo Roberto Silva, Mário Miguel Amin e Robério Telmo Campos, do DEA-UFC, pelas sugestões e críticas apresentadas à versão preliminar desse trabalho. A responsabilidade pela versão final é dos autores.

Recebido para publicação em 30.07.1980.

^{2/} Departamento de Economia Agrícola do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Ceará, Brasil.

importância vital para uma adequada dieta e para que o homem se volte, com toda sua potencialidade, para o trabalho produtivo (2).

Por outro lado, a concentração da produção, as flutuações de preços e as conseqüentes mudanças na demanda e na oferta de mercado podem causar sérios problemas aos produtores de banana, no que diz respeito à renda.

Presume-se que estudos mais específicos sobre os efeitos dos fatores que influenciam tanto a oferta como a demanda do produto possam ser de grande valor para orientar uma política de preço e planificação da produção.

Uma pesquisa bibliográfica revelou que nenhum esforço foi feito para identificar e estimar os efeitos de diversas variáveis econômicas que influem na demanda de banana no mercado atacadista de Fortaleza.

Os principais objetivos deste estudo foram:

- (a) identificar e estimar os efeitos das variáveis econômicas que influenciam a demanda de banana no mercado atacadista de Fortaleza;
- (b) calcular as elasticidades renda e preço da demanda de banana;
- (c) com base no conhecimento dessas estimativas, desenvolver inferências e sugestões para política de mercado.

2. METODOLOGIA

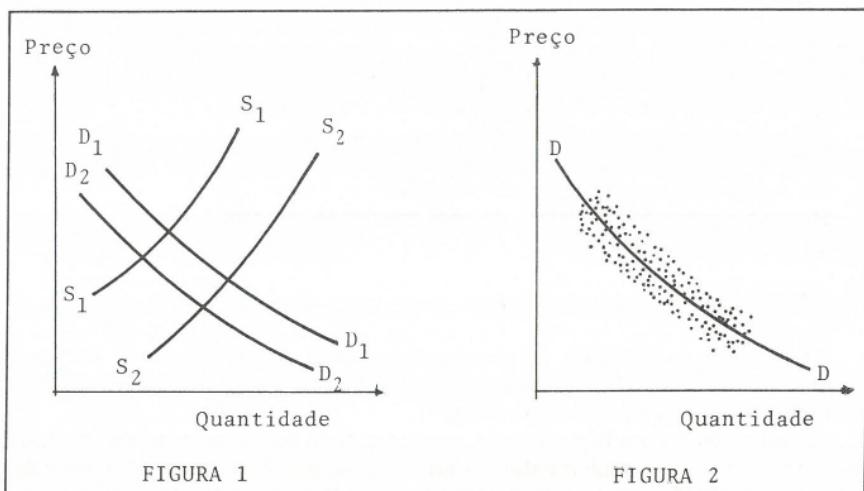
2.1. *Modelo Conceptual*

O conhecimento do mercado atacadista sugere que as variações sazonais na oferta de banana foram proporcionalmente maiores que as variações sazonais na demanda, no período de 1971 a 1978. Isso é particularmente verdade para os produtos perecíveis, de difícil armazenamento e dos quais os agricultores não têm condições de usar mais que pequena quantidade como autoconsumo. Essa condição resulta numa mudança da curva de oferta dentro de um limite muito amplo, em contraposição a uma mudança dentro de um limite relativamente pequeno da curva de demanda^(*). Tal situação pode ser ilustrada, esquematicamente, como aparece nas Figuras 1 e 2.

A situação apresentada na Figura 1 gera a curva de demanda apresentada na Figura 2, cuja inclinação aproximar-se-á da posição central sobre a qual se deslocou a curva de procura. Pode-se considerar essa curva de demanda uma espécie de curva de demanda típica e com base nela estimar as elasticidades de procura (14).

A análise econômica utilizada neste estudo baseia-se na teoria convencional da demanda. A lei da demanda aplica-se a todos os bens normais e superiores. A menos que a banana seja um bem de «Giffen», um incremento no seu preço unitário provocaria um decréscimo na quantidade demandada. Um incremento no preço de uma mercadoria complementar em consumo à banana produziria um decréscimo no consumo desta. Um incremento no preço de um produto substituto conduz à expectativa de provocar um incremento na demanda de banana, *ceteris paribus* (8, 9).

(*) As quantidades consumidas podem depender totalmente do preço. Assim, para aumentar a quantidade consumida no mercado, deve reduzir-se o preço, e vice-versa. Qualquer redução considerável na oferta certamente resultará em preços mais altos.



A teoria da demanda também indica que um incremento na renda monetária, os preços das mercadorias permanecendo constantes, provocaria um incremento na demanda de banana, pelo deslocamento de sua curva de demanda para a direita.

2.2. Modelo Matemático

Uma representação formal da função de demanda de banana no mercado atacadista de Fortaleza é dada pela seguinte equação:

$$Y_{ij}/P_{ij} = Q_{ij} = f(P_{bij}, P_{cij}, P_{sij}, R_j) \quad (I)$$

em que

- Y_{ij} é a quantidade demandada de banana no mês i do ano j ;
- P_{ij} é a população (consumidores) de Fortaleza no mês i do ano j ;
- Q_{ij} é o consumo *per capita* de banana no mês i do ano j ;
- P_{bij} é o preço unitário da banana no mês i do ano j , no atacado;
- P_{cij} representa o preço unitário de um produto complementar no mês i do ano j , no atacado;
- P_{sij} representa o preço unitário de um produto substituto no mês i do ano j , no atacado;
- R_j representa a renda real *per capita* do consumidor no ano j .

2.3. Modelo Econométrico

Considerado o modelo conceptual, o modelo econométrico é assim especificado:

$$Q_{ij} = B_0 + B_1 P_{bij} + B_2 P_{cij} + B_3 R_j + B_4 P_{sij} + E_{ij} \quad (II)$$

em que

- $j = 1971, 72, \dots, 78$ e
- $i = 1, 2, \dots, 12$ representam os meses do ano;
- Q = é o consumo *per capita* de banana, em milheiros;
- P_b = é o preço real unitário da banana, em Cr\$;
- P_c = é o preço unitário do bem complementar, em Cr\$;
- R = é a renda real *per capita*, em Cr\$;
- P_s = é o preço real unitário do bem substituto, em Cr\$
- E = é o erro aleatório.

2.4. Fonte e Natureza dos Dados

Para testar as relações, as observações anuais da população de Fortaleza, obtidas da Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)*, foram transformadas em dados mensais(**).

O valor real da renda *per capita*, o preço real da banana e os preços reais dos bens substitutos e complementares (laranja-pêra, maçã, abacaxi, abacate e mamão) foram obtidos na Secretaria Estadual de Planejamento (13) e no Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS) (6), respectivamente, e deflacionados pelos índices de Preços no Atacado. Os índices deflatores foram obtidos das publicações da Fundação Getúlio Vargas (***)

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Usando observações mensais de consumo *per capita* de banana (Q), preço real unitário da banana (P_b), preço real unitário da laranja-pêra (P_L) e renda real *per capita* (R), a equação estimada foi a seguinte (****):

$$\hat{Q} = 0,0238 - 0,9446 P_b + 0,0777 P_L - 0,9029 (10)^{-9} R \quad (\text{III})$$

(-9,4438) (2,5656) (-0,001399)

$$R^2 = 0,5256 \quad R^{-2} = 0,5101 \quad F = 33,9762$$

Estatística d , de Durbin-Watson = 0,638

Os números entre parêntesis são as estatísticas de «t».

(*) Anuário Estatístico do Brasil (4).

(**) Por exemplo:

População no ano $t = Y_t$

População no ano $t + 1 = Y_{t+1}$

Incremento da população do ano $t = Y_{t+1} - Y_t = Y$

População no mês de janeiro do ano $t+1 = Y_t + Y/12 = Y'$

A de fevereiro seria $Y'' = Y' + Y/12$

A população dos outros meses foram calculadas do mesmo modo.

(***) Conjuntura Econômica (3).

(****) O preço unitário de outras frutas, como maçã, abacaxi, abacate e mamão, foi excluído do modelo, dado que o desvio-padrão foi maior que os respectivos coeficientes de regressão.

O coeficiente de regressão parcial do preço de banana da equação de demanda apresentou o sinal esperado. O sinal positivo do coeficiente da variável preço de laranja indica que a laranja é um substituto da banana. Os coeficientes dessas duas variáveis foram significativamente diferentes de zero, ao nível de 0,01 de probabilidade. O coeficiente da variável renda teve sinal negativo, indicando que a banana é um bem inferior para o consumidor da cidade de Fortaleza, mas o pequeno valor de «t» indica que o coeficiente da variável renda não difere estatisticamente de zero.

O valor de «F» indica que as variáveis explicativas, como um todo, contribuíram significativamente para explicar a variação total no consumo *per capita* de banana, no mercado atacadista. O diagrama de dispersão dos resíduos, em virtude da natureza da variável dependente e das variáveis independentes, individualmente, sugere a ausência de heterocedasticidade. As correlações simples ($r_{2,3} = 0,489$, $r_{2,4} = 0,2931$, $r_{3,4} = 0,00574$) revelam um grau de pares de multicolinearidade muito baixo. O baixo valor da estatística de Durbin-Watson ($d = 0,638$) sugere a violação de um dos pressupostos cruciais, de que as disturbâncias sucessivas sejam independentes dos valores prévios. Esta é uma importante propriedade do procedimento dos Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.). Com a violação dos pressupostos supracitados, os Mínimos Quadrados Ordinários não são totalmente apropriados (10). As estimativas dos coeficientes de regressão de Mínimos Quadrados são tendenciosas e consistentes, mas ineficientes (11) MURPHY (12) aponta que, na presença de autocorrelação positiva, a variância estimada do coeficiente de regressão é tendenciosa, para baixo, e, consequentemente, os valores e os testes de «t» e F não são válidos. Segundo JOHNSTON (10), geralmente, os M.Q.O. subestimam a variância dos resíduos e superestimam o coeficiente de determinação (R^2), quando a autocorrelação está presente.

Um procedimento alternativo para estimar a equação de regressão na presença de autocorrelação é o Método Iterativo (5). Utilizando esse método, a equação estimada foi a seguinte:

$$\hat{Q} = 0,0117^{(*)} - 0,3437 P_b^+ + 0,0964 P_L^+ + 0,2548 (10)^{-6} R^+ \quad (IV)$$

(-0,661) (0,9135) (0,1504)

$$R^2 = 0,0144, \quad R^{-2} = - 0,0181 \quad F = 0,4424$$

Estatística de Durbin-Watson: $d = 1,891$

Os números entre parêntesis são as estatísticas de «t».

A comparação das equações (III) e (IV) revela que houve uma mudança substancial no coeficiente de regressão, associada com as variáveis preço de banana e renda. O coeficiente da variável renda, que foi negativo na equação estimada pelos M.Q.O., tornou-se positivo na equação estimada pelo Método Iterativo. Os coeficientes estimados dos preços de banana e laranja, que foram significantes na equação (III), tornaram-se insignificantes na equação (IV).

O valor de «d» da equação IV confirmou a hipótese de ausência de autocorrelação, ao nível de 0,05 de probabilidade. Os valores de F e de «t» sugerem que as

(*) $\alpha^* = (1 - \hat{p}) \hat{\alpha}$, $\hat{\alpha} = \frac{\alpha^*}{1 - \hat{p}}$

variáveis independentes, individualmente ou coletivamente, não explicam as variações na procura *per capita* de banana, no atacado.

Para reduzir o problema de autocorrelação serial (equação III e, portanto, a não significância dos coeficientes de regressão (equação IV), os dados mensais foram transformados em observações trimestrais. Geralmente, uma redução no intervalo de tempo conduz a uma redução na autocorrelação, assim como a agregação das observações (isto é, de observações mensais em observações trimestrais) aumenta o valor do coeficiente de determinação múltipla (11). A equação estimada foi (*):

$$\hat{Q} = 0,1184 - 0,1847 P_b + 0,03596 P_L - 0,2442 (10)^{-4} R \quad (V)$$

$$(-3,8384) \quad * \quad (2,7973) \quad (1,6488)$$

$$R^2 = 0,6214 \quad F = 15,3168 \quad N = 32$$

A estrutura auto-gressiva do termo de erro foi $\hat{\epsilon} = 0,0054$, e o teste de Durbin-Watson foi igual a 1,985. Os números dos parênteses são as estatísticas de «t».

Na equação V os sinais dos coeficientes dos preços foram os esperados. Os dois coeficientes de preços foram também significativamente diferentes de zero, ao nível de 0,05 de probabilidade. O coeficiente de regressão da variável renda foi significativo ao nível de 0,10 de probabilidade. O sinal negativo da variável renda indica que um incremento na renda real conduziria a uma redução no consumo *per capita* de banana. O coeficiente de elasticidade-renda da demanda sugere que um incremento de 10% na renda real *per capita* acarretaria um decréscimo no consumo de banana de 13,17(**). A equação também permitiu concluir que a demanda *per capita* de banana é inelástica em relação ao preço e que 10% de incremento no preço real da banana provocariam um decréscimo em seu consumo *per capita* de 6,27%(***). Esse resultado é similar ao obtido no mercado de São Paulo, por BRANDT (1). O coeficiente de elasticidade-preço da demanda sugere também que uma tentativa dos produtores de banana para incrementar a produção resultaria numa redução em sua receita total, *ceteris paribus*. A elasticidade cruzada

(*) Cada ano foi dividido em 4 trimestres, i.e.: 1.^º trimestre = janeiro + fevereiro + março; 2.^º trimestre = abril + maio + junho; 3.^º trimestre = julho + agosto + setembro; e 4.^º trimestre = outubro + novembro + dezembro.

Os preço médios ponderados de banana e laranja foram calculados para cada trimestre do ano.

(**) Da equação (V). $\frac{\partial Q}{\partial R} \cdot \frac{\bar{R}}{\bar{Q}} = -1,317$. Essa elasticidade foi calculada para os valores médios das variáveis relevantes.

(***) A elasticidade-preço da demanda de banana foi estimada usando os valores médios de preço e quantidade: $Ed = \frac{\partial Q}{\partial P_b} \cdot \frac{\bar{P}_b}{\bar{Q}} = -0,627$.

da demanda de banana, com respeito ao preço de laranja, foi igual a 0,436(*), mostrando que um incremento de 10% no preço de laranja acarretaria um acréscimo no consumo de banana igual a 4,36%. O valor de «F» indica que os fatores explicativos, como um todo, contribufram significativamente para explicar a variação total na demanda *per capita* trimestral de banana. Os valores de «t» das estimativas individuais também revelam que as variáveis correspondentes também foram importantes para explicar a variação no consumo de banana. Os valores de correlação simples ($r_{23} = 0,0623$, $r_{24} = 0,5105$, $r_{34} = 0,2506$) sugerem que não há grande correlação entre as variáveis independentes. Os valores das estatísticas de «d» levam a rejeitar a presença de correlação serial na equação de regressão.

A pressuposição do modelo de regressão linear, a qual implica que a variância do termo de erro seja constante para todas as observações, não é, geralmente, violada, quando são usados dados de séries temporais para estimar relações estruturais. Noutras palavras, o pressuposto de homocedasticidade é aceitável para modelos que descrevem o comportamento dos agregados no tempo, mas sua plausibilidade é questionável quando microrrelações econômicas são estimadas a partir de dados de corte seccional. Os diagramas de dispersão dos resíduos para a variável dependente estimada (\hat{Q}) e para cada uma das variáveis independentes indica ausência de tendenciosidade na especificação e heterocedasticidade na equação.

Este estudo permite concluir que a demanda de banana, no atacado, em Fortaleza, é inelástica. Qualquer tipo de programa governamental que vise a aumentar a produção na propriedade deve ser associado a um subsídio que permita cobrir a perda de preço ocasionada pelo deslocamento da curva de oferta para a direita. De outra forma, os produtores não se sentiriam motivados a aumentar a produção.

Qualquer programa governamental que pretenda aumentar o consumo de banana por meio de incrementos de renda, não teria efeito, dada a relação inversa existente entre quantidade demandada de banana e renda.

4. RESUMO

O principal objetivo deste trabalho foi determinar as causas da variação na demanda de banana, no atacado, no mercado de Fortaleza. O modelo de demanda apresentado tem como suporte a teoria do consumidor, existente na literatura.

A partir das estimativas dos coeficientes do modelo com observações mensais, concluiu-se que a quantidade demandada de banana varia inversamente a seu preço. Concluiu-se também que a renda não é fator importante que leve o consumidor a aumentar a compra de banana.

Na estimativa da função de demanda, os economistas utilizam, geralmente, o procedimento dos Mínimos Quadrados Ordinários (M.Q.O.), segundo o qual as distorâncias de regressão são independentes. No modelo de observações mensais, o baixo valor da estatística de Durbin-Watson sugere a violação de uma das pressuposições básicas do método de regressão, a de que o valor do termo perturbação

(*) A elasticidade cruzada da demanda de banana, com respeito ao preço de laranja, foi estimada utilizando os respectivos valores médios:

$$E_C = \frac{\partial Q}{\partial P_L} \cdot \frac{\bar{P}_L}{\bar{Q}} = 0,436$$

em um período é independente de seu valor em qualquer outro período. O Método Iterativo, sugerido por COCHRANE e ORCUTT (5), foi o procedimento usado para eliminar o erro auto-regressivo de primeira ordem. Todos os coeficientes da equação estimados pelo método dos M.Q.O. tornaram-se não significativos quando estimados pelo Método Iterativo. O valor de «F» sugeriu que a equação estimada por esse método não teve sucesso na explicação da variação na demanda de banana, no atacado, no mercado de Fortaleza.

Para superar os problemas de autocorrelação e a não significância da equação estimada pelo Método Iterativo, os dados mensais foram transformados em observações trimestrais. O coeficiente estimado da variável renda não foi significante no modelo com observações trimestrais. As estimativas dos coeficientes das variáveis preço de banana e preço de laranja, tanto no modelo com observações mensais como no modelo com observações trimestrais, foram significantes.

Da estimativa dos coeficientes do modelo com observações trimestrais, concluiu-se que a demanda de banana é preço-inelástica e que a laranja é substituto fraco de banana.

5. SUMMARY

The primary objective of this study has been to determine the reasons for variation in banana demand at wholesale market in Fortaleza. The demand model relies on the well developed consumption theory existing in the literature.

From the estimated coefficients of the monthly observations model, it was concluded that the demand for bananas varies directly with the price of oranges and inversely with its own price. It was also concluded that income is not an important factor influencing the decision to buy bananas.

When estimating a demand function economists usually use the least squares procedure that assumes the disturbances from regression to be independent. In the monthly observations model, the low value of the Durbin-Watson statistic suggested a violation of one of the crucial assumptions that successive disturbances are drawn independently of the previous values. The method used to correct for autocorrelated observations is the one suggested by COCHRANE and ORCUTT (5). All the estimated coefficient of the O.L.S. equation became nonsignificant in the iterative equation and also the F value suggested that the Iterative Method failed to explain the variation in demand for bananas on the Fortaleza wholesale market.

To overcome the problems of autocorrelation and nonsignificance of the iterative equation, the monthly data were transformed into quarterly observations. The estimated coefficient of the income variable which was nonsignificant in the monthly observations model became significant in the quarterly observations model. The estimated coefficients of the price of bananas and price of oranges variables in both of the equations were significant.

From the estimated coefficients of the quarterly observations model, it was concluded that the demand for bananas is price inelastic and that oranges is a weak substitute of bananas.

6. LITERATURA CITADA

1. BRANDT, S.A. Flutuações de Preço e Estrutura da Demanda de Banana no Mercado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, 11 (8-12): 1-40, 1964.

2. BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. *Perspectivas do Desenvolvimento do Nordeste até 1980*. 2.ª ed. Fortaleza, 1973, v. I. 105 p.
3. BRASIL. Fundação Getúlio Vargas. *Conjuntura Econômica*, 33 (11): 105-116. 1979.
4. BRASIL. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuário Estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro, v. 32-40, 1971/79.
5. COCHRANE, D. & G. H. ORCUTT. Application of Least Square Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. *Journal of the American Statistical Association* 44 (32-61): 28-36, 1949.
6. DEPARTAMENTO NACIONAL DE OBRA CONTRA AS SECAS. *Evolução dos Preços dos Produtos Agropecuários nas Capitais Nordestinas, 1971-1978*. Divisão de Comercialização e Industrialização, Diretoria de Irrigação. Fortaleza-Ceará, 1978. 222 p.
7. EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA DE MINAS GERAIS (EPAMIG). *Informe Agropecuário*, 6(63):1-5. 1980.
8. FERGUSON, C.E. *Microeconomic Theory*. Homewood, Richard D. Irwin, 1972. p. 35-94.
9. HENDERSON, J.M. & R.E. QUANDT. *Microeconomic Theory: A Mathematical Approach*. New York, McGraw-Hill Book Company, 1971. p. 14-34.
10. JOHNSTON, J. *Econometric Methods*. New York, McGraw-Hill Book, 1972. p. 243-259.
11. KMENTA, J. *Elementos of Econometric*. New York, The Macmillan, 1971. p. 269-282.
12. MURPHY, J. L. *Introductory Econometrics*. Homewood, Illinois, Richard D. Irwin, 1973. p. 324-325.
13. SECRETARIA ESTADUAL DE PLANEJAMENTO E COORDENAÇÃO. *Estimativa da Renda per capita*. Fortaleza, 1979. p. 2.
14. WORKING, E.J. What do statistical demand curves show. *Quarterly Journal of Economic*, 41: 212, 1927.