

APLICAÇÃO DE ANÁLISE DE REGRESSÃO NO ESTUDO DO COMPORTAMENTO DO CUSTO DE PRODUÇÃO NA AGROINDÚSTRIA AÇUCAREIRA

Antônio Fernando O. Andrade Pereira*

A aplicação da análise de Regressão no comportamento do custo de produção na indústria açucareira. A inferência de algumas variáveis possibilitou mostrar a correlação entre custo de produção e rendimento industrial neste setor da economia.

1 INTRODUÇÃO

O setor da agroindústria vem registrando nos últimos anos baixo rendimento industrial (Kg/t), em decorrência do declínio do teor de sacarose por tonelada de cana moída pela usina. Tal efeito pode ser explicado pelos diferentes níveis de tecnologia agrícola, capacidade gerencial e sobretudo, a distribuição irregular dos índices pluviométricos por mi-

croregião no país. Naturalmente, o baixo teor de sacarose eleva substancialmente os custos de produção, forçando a empresa a operar nas faixas de rendimentos decrescentes.

A tabela abaixo expressa a performance do setor por tamanho de usinas e rendimento industrial observado no País.

Em função dos dados, das 208 usinas em funcionamento observam-se:

a) 95%, ou seja, 198 usinas registram rendimento industrial inferior a 95 Kg/t;

b) 28% têm rendimento inferior a 80 Kg/t;

c) Apenas 5% das usinas obtêm rendimento industrial acima de 95 Kg/t, que é a média calculada pelo IAA para o País.

Ademais, a maior concentração de usinas, ou seja, 139 encontram-se com rendimento industrial entre 80 e 90 Kg/t.

Neste artigo, trataremos de estimar a equação de custo de produção de açúcar, utilizando métodos econométricos que sejam capazes de identificar a importância da produção e rendimentos industriais (Kg/t) na determinação dos custos de açúcar a nível da empresa agroaçucareira no País.

TABELA 1
Distribuição das Usinas de Açúcar no Brasil,
Segundo a Quantidade e o Rendimento Industrial Observado

Quantidade produzida 1000 sacos (usinas)	Rendimento Industrial (Kg/t)			
	Inferior a 80	Entre 80 e 90	Acima de 96	Total
Inferior a 600	48	86	4	138
Entre 600 e 1.200	11	38	5	54
Acima de 1.200	-	15	1	60

Fonte: Encontro Nacional dos Produtores de Açúcar.

2 DETERMINAÇÃO DO MODELO DE REGRESSÃO MÚLTIPLA

2.1 Equação Estimada do Custo de Produção em Função das Variações de Rendimentos Industriais e Produção

Objetivando demonstrar que existe uma relação funcional entre os custos, produção e rendimento, propo-

* Professor da Universidade Federal de Pernambuco.

mos ajustar uma regressão múltipla que explique estas variações. A estimativa da equação de custo de produção, induz que estas variáveis "rendimento industrial (Kg/t)" e "produção" estejam relacionadas com o custo, isto é, qualquer acréscimo no rendimento e na produção implica na redução dos custos médios do produto.

O modelo que melhor identifica as variações de rendimento, produção e custos, assume a equação de: (5)

$$Y = B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + U_i$$

onde:

Y é o custo médio de produção de açúcar;

X_{1i} é o rendimento industrial (kg/t);

X_{2i} é a produção mensal de açúcar;

B_i são os coeficientes a serem determinados, sendo esperado B₁ e B₂, P < 0, D = 1 ... 14 e

U é o termo estocástico.

E os termos s, t, F, S e R representam, respectivamente, os desvios padrões e os testes dos parâmetros, o teste da F regressão, S a variância e R o coeficiente de determinação do modelo. (2)

2.2 Heterocedasticidade

Quando do ajustamento da função-custo, partimos das premissas que a variância para a amostra fosse constante, denominada de homocedasticidade.

Entretanto, à medida que se aumentam os custos, com a elevação dos diferentes níveis de produção, a variância não permanece a mesma, e nesse caso, chama-se de heterocedasticidade. (2)

Na determinação da equação de custos de produção de açúcar, evitou-se tal fenômeno econométrico ao se efetuarem os vários modelos de função de custos, levando-se em conta também o teste de Goldfeld-Quandt na identificação do problema em questão.

2.3 Autocorrelação

O problema de autocorrelação na estimativa das funções de custos, é verificado quando as alterações ocorridas na variável aleatória em um período, depende do período passado e do período posterior. (6)

Tal problema de autocorrelação dos erros são frequentes nas séries temporais, e em particular, quando ajustamos uma função de custo linear que expresse a relação custo-volume. A autocorrelação pode ser evitada com uma regressão múltipla, ao invés de uma função linear, aplicando-se, simultaneamente, o teste de Durbin-Watson descrito a seguir como: (3)

$$DW = \sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2$$

DW expressa a autocorrelação dos resíduos;

e_{i-1} o erro do período anterior e

e_i erro do período posterior,

tendo i valores de 2 até n.

O teste de Durbin-Watson (DW), apresenta as seguintes características: (2)

i) Inexistência de autocorrelação serial, quando o teste DW estiver próximo de 2;

ii) Existência de correlação serial positivo, quando DW for DW < 2.

iii) Existência de correlação serial negativo, quando DW for DW > 2.

Conforme esboçamos anteriormente, o modelo é ajustado pelo método de mínimos quadrados simples, tomando-se como base a evolução da produção, rendimentos e custos mensais de duas safras consecutivas, sendo os custos deflacionados a preços de dezembro de 1978.

Os dados econômicos foram calculados através da estrutura de custos de produção mensal de uma usina padrão com capacidade de moagem de 5.000 TCD (tonelada de cana moída por dia), na hipótese de que toda cana se destina à fabricação de açúcar.

3 OS RESULTADOS ENCONTRADOS NO AJUSTAMENTO DA FUNÇÃO DE CUSTO

Os coeficientes especificados no modelo acima proposto, foram estimados pelo método dos mínimos quadrados simples, através dos dados encontrados na Contabilidade de Custos da usina de açúcar no Estado do Rio de Janeiro.

A estimação dos parâmetros do modelo fornecem os seguintes valores (1)

$$Y = 736,3226 - 1,6016X_1 + 1,2975X_2$$

$$s = (82,3090)(1,0546)(0,1631)$$

$$t = (8,9458)(1,5186)(7,9554)$$

$$S = 549,3455$$

$$R = 92,94\%$$

$$F(3,11) = 51,561$$

$$n = 14$$

O coeficiente de explicação R igual a 0,9294 é bastante significativo, podendo dizer que o modelo adotado explica satisfatoriamente o comportamento das variáveis dependentes e o ajustamento parece razoável.

O valor de F é significativo ao nível de 0,05 o que equivale dizer que,

deve rejeitar-se a hipótese conjunta de que:

$$B_0 = B_1 = B_2 = 0$$

As observações foram ordenadas em função da série temporal de 14 meses, em função das variáveis independentes e desta forma, o teste de Durbin-Watson (DW) e respectivo P são:

$$DW = 2,1878 \quad K = 3 \quad P = r = 0,1435$$

Não é significativo ao nível de 5% o que indica que, adotada esta ordenação dos dados, não há evidências para suportar a idéia de que existe correlações serial de primeira ordem no termo estocástico. Portanto, por este teste, parece não se ter omitido nenhuma variável importante.

OS COEFICIENTES DAS VARIÁVEIS B_1 E B_2 SÃO NEGATIVOS, INDICANDO QUE ACRÉSCIMOS DE (R%) NO RENDIMENTO E (X%) NA PRODUÇÃO, REDUZEM OS CUSTOS DE (-1,6016; -1,2975), SENDO, PORÉM A PRODUTIVIDADE (RENDIMENTO KG/T), A VARIÁVEL MAIS EXPLICATIVA.

Por outro lado, os coeficientes das variáveis B_0 , B_1 e B_2 tiveram como teste (t), ao nível de 95% de intervalo de confiança, valores que nos

volume de produção mensal e rendimentos industriais observados na minimização de custos de produção de 1 saco de açúcar de 60 Kg, o que se pode ver na tabela e gráfico a seguir.

Observa-se que uma usina de açúcar com capacidade de moagem de 5.000 toneladas de cana p/dia, produzindo 150 mil sacas por mês ao rendimento industrial de 80 Kg/t, seus custos médios situam-se em torno de Cr\$ 413,57, porém, elevando a produção de açúcar, com o mesmo rendimento, os custos médios decrescem em 16%, aproximadamente, o que reafirma o efeito da economia de escala

na redução dos custos, o gráfico nº 1 visualiza estes fenômenos econômicos.

Ainda, se a usina elevar a sua produção mensal de 150 mil para 200 mil, e incrementar o rendimento de 80 Kg/t para 100 Kg/t, simultaneamente, os custos médios declinam de Cr\$ 413,57 para Cr\$ 316,66, ou sejam, 24%, aproximadamente, o que enfatiza o efeito conjugado entre o rendimento industrial e a escala de produção.

4 CONCLUSÃO

Os resultados encontrados na estimativa dos parâmetros na equação de regressão múltipla e sua simulação na determinação do custo de produção do saco de açúcar de 60 Kg, evidencia a existência de uma relação funcional entre os custos de produção, e rendimento industrial e que as variáveis "Rendimento Industrial (Kg/t)" e "produção" são negativamente correlacionadas com o custo, isto é, qualquer acréscimo no rendimento industrial e na produção, implica na redução dos custos de produção do açúcar.

Apesar dos dados se reportarem ao período de 1978/80, os diferenciais de rendimentos industriais (Kg/t) e custos a nível de ociosidade do setor, ainda, representam a realidade constatada atualmente nas macroregiões do País.

Por conseguinte, a política de fixação de preços pelos produtores e/ou governo, deve levar em consideração as gradações de rendimentos e ociosidade no setor sucroalcooleiro, privilegiando, deste modo, os empresários mais eficientes, eliminando, gradativamente, os subsídios ao setor.

Ademais, a publicação do presente artigo, parece-me oportuna, em virtude das mudanças dos preços relativos provocados pelas intervenções dos planos de estabilização do tipo (Cruzado, Bresser, Verão e Collor), dificultando, desta maneira, a real performance da agroindústria açucareira como instrumento de política de complementação da matriz energética do país.

TABELA 2
Produção Mensal - Safra 1977/78 e 1978/79
Capacidade de Moagem 5.000 TCG
Safra 1978/79

(A preços dez/78 Cr\$ 1,00)

Produção em 1.000 sacos de 60 Kg.	Rendimento Kg/t				
	80	85	90	95	100
150	413,57	405,56	397,55	389,55	381,53
180	374,64	366,64	358,63	350,62	342,61
200	348,69	340,69	332,68	324,67	316,66

levam a concluir que devemos rejeitar as hipóteses nulas:

$$B_0 = 0, B_1 = 0, B_2 = 0$$

A função de custo de produção mensal estimada, parte do princípio que toda cana moída se destina à fabricação de açúcar. Desta função de custo, simulou-se a interrelação do