

## AUMENTO DA PRECISÃO EM EXPERIMENTO DE MANDIOCA, MANIHOT UTILISSIMA POHL (MANIHOT ESCULENTA, GRAN- TS), ATRAVÉS DO EMPREGO DE VARIÁVEL CONCOMITANTE.

RAIMUNDO DE PONTES NUNES \*  
FRANCISCO CÉLIO GUEDES ALMEIDA \*

A análise da covariância é uma técnica que combina a análise de variância com a análise da regressão. Entre os seus mais importantes usos, destaca-se aquele em que é empregada com o objetivo de aumentar a precisão experimental, pela remoção, através da regressão, de certos efeitos ambientais que não podem ser e/ou não foram eficientemente controlados pelo delineamento experimental. Esse emprego da covariância implica em reconhecer (ou admitir) que a variação observada na variável dependente é parcialmente atribuível a variações na variável independente. Conseqüentemente, as variações entre as médias dos tratamentos  $Y_s$  são afetadas por variações entre as médias dos tratamentos  $X_s$ . Dessa forma, para serem comparáveis, as médias dos tratamentos  $Y_s$  devem ser ajustadas de modo a se tornarem as melhores estimativas dos valores que elas teriam assumido, se todas as médias dos tratamentos  $X_s$  fossem iguais.

Esse parece ser o caso dos resultados discutidos por ALMEIDA *et al.*(3), em que os autores estudaram a produção de raízes e a produção de ramas de 10 cultivares de mandioca em regime de suplementação hídrica. Os autores encontraram valores altamente significativos para ambos os caracte-

res estudados. Os coeficientes de regressão e de correlação foram também significativos. Foi indicado que 42% da variação observada na produção de raízes poderia ser atribuída a variações na produção de ramas.

No presente trabalho, a análise da covariância foi aplicada aos dados obtidos por ALMEIDA *et al.*(3), com o objetivo de estudar a possibilidade de redução da variância residual relativa a raízes, usando-se, para isso, a produção de ramas como variável concomitante.

### MATERIAL E MÉTODO

O experimento foi instalado em áreas da Estação Experimental do Departamento Nacional de Obras Contra Secas (DNOCS), em Paracuru, Estado do Ceará, Brasil. Os tratamentos foram 10 cultivares de mandioca, plantados em blocos ao acaso com quatro repetições. Foram obtidos dados relativos à produção de raízes e ramas nas mesmas parcelas experimentais, conforme descrito por ALMEIDA *et al.*(3).

A variância residual efetiva foi calculada por fórmula apresentada por STEEL & TORRIE(5) e a eficiência relativa, ainda segundo o mesmo autor, foi obtida comparando-se a variância residual da análise da variância simples com a variância residual efetiva. O ganho em precisão experimental obtido através do uso da análise da co-

\* Professores do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, Ceará, Brasil. Bolsistas do CNPq.

variância, foi estimado pela eficiência relativa.

Para comparação entre médias ajustadas foram usados dois métodos, ambos baseados no teste-t. No primeiro, usou-se o valor  $s_{\bar{d}}$  como divisor e, no segundo valor,  $s'_{\bar{d}}$ , ambos discutidos por STEEL & TORRIE(5) e ALBUQUERQUE(1).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 contém os elementos necessários às análises de variância e covariância. As notações  $Sx^2$ ,  $Sy^2$  e  $Sxy$  indicam soma de quadrados dos tratamentos X (ramas), soma de quadrados dos tratamentos Y (raízes) e soma dos produtos XY, respectivamente. A letra minúscula  $b$ , como usual, refere-se ao coeficiente de regressão linear  $b_{yx}$ . Note-se que os valores das

somas de quadrados para o Total, Blocos, Tratamentos e Resíduos, relativos a ramas ( $Sx^2$ ) e raízes ( $Sy^2$ ), são os mesmos apresentados na Tabela 2 de ALMEIDA *et al.*(3). Na mesma tabela apresentamos as somas de quadrados ajustados, isto é, a soma de quadrados de Y (raízes) após a subtração da parte atribuída à regressão linear de Y/X.

Os efeitos significativos de ramas (X) e raízes não ajustados (Y) indicam a existência de diferenças reais entre os cultivares, no que respeita a esses caracteres. Por sua vez, o valor altamente significativo para Y ajustado, indica a existência entre os diversos cultivares, de diferenças reais quanto à produção de raízes, quando estas são ajustadas para um valor constante de produção de ramas. Tivessem os tratamentos Y não ajustados sido significativos e os ajustados não, diferenças significativas seriam observadas entre a produção média de raízes dos diversos cultivares, antes do ajustamento para um valor constante de produção de ramas, mas não após o ajustamento. Em outras palavras, a variação na produção de raízes teria sido devida

TABELA 1  
Análise da Variância para Ramas e Raízes e da Covariância entre Ramas e Raízes, Referentes a 10 cultivares de Mandioca ( $b_{yx} = 0,572$ ).

CAUSA DE VARIÇÃO	Graus de liberdade (g.l.)	(Sxy) <sup>2</sup>		Y ajustados para $\bar{X}$ . .		F
		Sx <sup>2</sup>	Sy <sup>2</sup>	Sy <sup>2</sup>	S <sup>2</sup> <sub>yx</sub>	
Total	39	4470,83	3027,25			
Blocos	3	659,01	80,12			
Tratamentos	9	2722,83**	1859,39**			
Resíduo	27	1088,99	1087,74	26	731,39	28,13
Trat. + Res.	36	3811,82	2947,13	35	1838,44	
Tratamentos Ajustados	—	—	—	9	1107,05	4,37**

TABELA 2  
Ajustamento da Produção Média de Tubérculos (Y) em Função de Ramas Média de Ramas ( $\bar{X}$ ) Relativos a 10 Cultivares de Mandioca, Expressos em ton/ha.

Treatment (i)	Prod. Ramas Observada ( $\bar{X}_i$ )	Desvios ( $\bar{X}_i - \bar{X} \dots$ )	Valor de ajustamento $-b(\bar{X}_i - \bar{X} \dots)$	Prod. Raízes Observada ( $\bar{Y}_i$ )	Prod. Raízes Ajustadas $\hat{Y}_i = \bar{Y} + b(\bar{X}_i - \bar{X} \dots)$
A	22,15	2,754	+ 1,575	46,04	47,615
B	8,68	16,224	+ 9,280	26,43	35,710
C	29,42	4,516	- 2,583	41,08	38,497
D	27,20	2,296	- 1,313	32,58	31,267
E	25,85	0,946	- 0,541	39,17	38,629
F	19,10	5,804	+ 3,320	36,83	40,150
G	41,70	16,796	+ 9,607	48,17	38,563
H	27,98	3,076	- 1,759	49,33	47,571
I	18,28	6,624	+ 3,789	43,75	47,539
J	28,69	3,786	- 2,166	43,80	41,664
Médias	$\bar{X} \dots = 24,904$	—	—	$\bar{Y} \dots = 40,721$	40,721

de massa verde dos cultivares e não, propriamente, a diferenças reais entre os cultivares quanto à aptidão de produzir raízes. No caso presente observou-se significância antes e depois do ajustamento, o que nos leva a optar pela existência de diferenças reais na capacidade de produção de raízes dos cultivares.

O teste de significância para o coeficiente de regressão foi significativo ao nível de 1%, rejeitando-se, portanto, a hipótese  $H_0: b = 0$ . No caso presente, o teste apropriado foi  $F = \frac{356,35/28,13}{12,67} > F_{(0,01; 1 \text{ e } 26)} = 7,72$ . Esse valor altamente significativo implica na conclusão de que as produções reais médias dos cultivares, no que respeita a raízes, são diferentes dos correspondentes valores observados, havendo, portanto, conveniência de se proceder ao ajustamento das médias observadas.

O ajustamento apropriado está indicado na Tabela 2, em cuja última coluna estão as produções de raízes ajustadas expressas em ton/ha. Vale ressaltar que essas médias ajustadas são as melhores estimativas das médias dos cultivares se todos eles produzissem a mesma quantidade de ramas. Como consequência do ajustamento, a classificação dos cultivares no que respeita à produção de raízes sofreu as alterações indicadas na Tabela 3. O cultivar "Mucambo" (tratamento G), por exemplo, passou do segundo para o sétimo lugar em produção, enquanto o cultivar "Aciolina" (tratamento A) subiu da terceira colocação para a primeira. Esses resultados, são, aliás, coincidentes com outros obtidos por ALMEIDA & PAIVA(2) e mais consentâneos com as observações mais correntes.

O ganho em precisão experimental obtido através do uso de análise da covariância foi estimado pela eficiência relativa, ou seja, comparando-se a variância residual da análise da variância simples com a variância residual efetiva, isto é, a variância residual calculada após descontado o efeito da regressão linear. O resultado obtido foi

$$\text{Eficiência Relativa} = \frac{\text{Variância Residual} \times 100}{s'^2_{y.x}} = \frac{(1087,74)/27}{35,94} \times 100 = 112\%$$

O ganho em precisão experimental foi, pois, da ordem de 112%.

As comparações entre médias ajustadas, feitas pelo teste-t através de

$$t = \frac{47,615 - 40,150}{(28,13) \frac{2}{4} + \frac{(22,15 - 19,10)^2}{1088,99}} = 1,975 < t_{(0,05, v=26)} = 2,056,$$

não existindo, portanto, diferença significativa entre as médias ajustadas dos tratamentos A e B.

No teste acima o valor de  $s^2_{\frac{d}{r}}$  é di-

$$s^2_{\frac{d}{r}} = \frac{2}{r} s'^2_{y.x}$$

como se vê, calculado a partir da variância residual efetiva, ou seja,

$$s^2_{\frac{d}{r}} = \left(\frac{2}{4}\right) (35,94) = 4,24.$$

Para a diferença entre os tratamentos A e F encontramos, por esse segundo método

$$t = \frac{\hat{Y}_A - \hat{Y}_F}{s^2_{\frac{d}{r}}} = \frac{47,615 - 40,150}{4,24} = 1,76 < t_{(0,05, v=26)} = 2,056,$$

resultado semelhante ao anterior. Com base nesse procedimento, é possível calcular uma diferença mínima signifi-

$$\text{d.m.s.} = s^2_{\frac{d}{r}} \times t_{(0,05, v=26)} = 4,24 \times 2,056 = 8,72$$

Esse teste leva à discriminação dos cultivares nos quatro grupos de produ-

dois métodos diferentes, levaram a resultados semelhantes.

Para a diferença entre as médias ajustadas dos tratamentos A e F, por exemplo, temos, pelo primeiro método,

ferente para cada par de tratamentos. Em certas condições (5) pode-se substituir  $s^2_{\frac{d}{r}}$  por um valor médio,

cativa (d.m.s.), para testar todos os pares possíveis de médias:

tividade mostrados na Tabela 3.

TABELA 3

Médias Observadas e Ajustadas Pela Análise de Covariância de 10 Cultivares de Mandioca, Ordenados Segundo Valores Decrescentes de Produção de Raízes Antes do Ajustamento e Reclasificado Após o Ajustamento.

Tratamento	MÉDIA OBSERVADA		MÉDIA AJUSTADA	
	ton/ha	Classificação	ton/ha	Reclassificação
H	49,33 a <sup>(1)</sup>	1	47,57 a <sup>(2)</sup>	2
G	48,16 a	2	38,56 bc	7
A	46,04 ab	3	47,62 a	1
J	43,80 ab	4	43,83 b	4
I	43,75 ab	5	47,50 a	3
C	41,08 abc	6	38,50 bc	6
E	39,16 abc	7	38,63 bc	5
F	36,83 bc	8	40,15 b	6
D	32,58 c	9	31,27 d	10
B	26,43 cd	10	35,71 c	9

(1) Discriminação com base no teste de Duncan para 0,05 de probabilidade

(2) Discriminação com base em d.m.s. para  $t(0,05 \text{ e g.l.} = 26)$

## CONCLUSÕES

Embora o experimento analisado tenha sido conduzido com propósitos diferentes dos discutidos no presente trabalho, foi possível demonstrar que a análise da covariância teve uma eficiência relativa da ordem de 112% com relação à análise de variância simples. Desse modo, parece justificável o uso dos valores referentes à produção de ramos (tomados nas mesmas parcelas experimentais em que se mediram as produções de raízes) como variável concomitante, para, através da análise da covariância, aumentar a precisão experimental e proceder-se ao ajustamento das médias, quando os resultados assim o recomendarem.

## SUMMARY

The analysis of covariance was applied to data from a field experiment in which ten cultivars of cassava, *Manihot utilissima* Pohl. were tested for root and green matter production. The experiment was carried out in the State of Ceará, Brazil, in a randomized complete block design with four replications with the purpose of studying the behavior of ten different cultivars under a complementary irrigation regime, in

respect to green matter and root production.

For the purpose of the covariance analysis, green matter was defined as the independent covariate and root production as the dependent variable. The study was concerned mainly with error variance control to increase experimental precision and adjustment of treatment means.

It was found that relative efficiency of the analysis of variance was 112 percent of that of simple analysis of variance. Thus it appears that green matter data, as a covariate, can successfully be used to reduce error variance and hence, to increase precision of cassava field experiments.

## LITERATURA CITADA

1. ALBUQUERQUE, J.J.L. 1976. Estatística Experimental. Univ. Fed. do Ceará. Departamento de Estatística e Matemática Aplicada. Mimeo. 102 p.
2. ALMEIDA, F.C. & J.B. PAIVA. 1971. Competição de variedades de Mandioca (*Manihot utilissima* Pohl). Ciên. Agron. 1 (1): 27-29. Fortaleza, Ceará.
3. ALMEIDA, F.C. et al. 1976. Produção de raízes de mandioca (*Manihot utilissima*

Pohl.) em regime de suplementação hídrica e suas relações com a produção de ramas. Ciên. Agron., 6 (1-2): 31-34. Fortaleza, Ceará.

4. COCHRAN, W.G. & GERTRUDE M. COX. 1964. Experimental Design. 2nd edition.

John Wiley & Sons, Inc., New York. 611+xiii p.

5. STEEL, R.G.D. & J.H. TORRIE. 1960. Principles and Procedures of Statistics. McGraw-Hill Book Company, New York, N.Y., 481 p.