ARXIUS de l'Esc. Sup. d'Agricultura de Barcelona. Any 1989. Núm. 12. Pàg. 29 -pàg. 39

ANÀLISI DE LA VARIÀNCIA D'UN DISSENY JERÀRQUIC NO EQUILIBRAT D'ENCREUAMENTS EN BLAT DE MORO, EMPRANT DIVERSOS MÈTODES D'ESTIMACIÓ

F. Casañas, L. Bosch
Dept. Agronomia. E.S.A. de Barcelona
F. Nuez
Dpto. de Genética. E.S. de Ingenieros Agrónomos de Valencia
Camino de Vera, 14 - 46022 València

Data de recepció: febrer de 1990

Mots clau: anàlisi genètica; blat de moro.

ABSTRACT

Variance Analysis of a nested unbalanced design of crosses in maize, using different methods of estimation.

Several methods are used to solve the variance analysis of an unbalanced design of crosses, in an open pollinated variety of maize. Either approximative ways without modifying the data matrix, or its balancement by discarding at randon part of the information, were used. The results suggest that the discard of information leads to the highest errors, giving approximative ways very similar final results. So, available informatic hardware will be a very important factor to consider in choosing one or other method.

RESUM

Es resol, mitjançant diversos mètodes, l'anàlisi de la variància d'un disseny no equilibrat d'encreuaments, en una varietat de blat de moro de polinització oberta. Aquests mètodes inclouen, tant vies aproximatives sense modificar la matriu de dades com l'equilibrament de la mateixa matriu havent descartat a l'atzar part de la informació. Els resultats obtinguts suggereixen que l'error més gran es comet descartant informació, i que les vies aproximatives emprades no difereixen molt pel que fa als resultats que proporcionen. Serà en darrer cas el suport informàtic de què es disposa el que ens farà decidir per una opció o altra.

INTRODUCCIÓ

L'estudi genètic de caràcters quantitatius en poblacions en equilibri es basa principalment en la realització d'una partició de la variància fenotípica en diversos components genotípics i ambientals, juntament amb les seves interaccions més o menys complexes. L'estimació d'aquests components de la variància no és però directa, i es fa servir la semblança entre individus que mantenen diversos graus de parentiu per relacionar-la amb les causes genètiques i ambientals.

Habitualment, el grau de semblança entre parents es quantifica numèricament com covariància, i hi ha una relació teòrica entre aquestes covariàncies i les diverses variàncies genètiques (KEMPTHORNE, 1955).

Des del punt de vista pràctic, el mètode emprat per a l'estimació de la covariància difereix en funció del tipus de parents que estudiem, i és molt freqüent inferir les variàncies genètiques a partir de grups de mitjos germans i de germans complets (COMSTOCK I ROBINSON, 1948). En aquest cas, en tractar-se d'un disseny d'aparellament jeràrquic, l'estimació de les covariàncies dins de grups es fa a través de l'estimació de les variàncies entre grups, la qual cosa resulta més senzilla. El problema es limita llavors a l'anàlisi de la variància d'un model aniuat, on existeixen almenys dos factors aleatoris (pare i mare dins de pare), tot i que es poden considerar altres factors addicionals (bloc, localitat, etc.). Però la resolució de l'anàlisi de la variància només és senzilla quan es tracta de dissenys equilibrats (igual nombre de mares dins de pare, igual nombre de fills dins de mare i pare).

Sovint, en dissenys que l'experimentador projecta inicialment com a equilibrats, es perden individus durant les proves, per causes no controlables. Això converteix el disseny en desequilibrat i condueix a situacions que des d'un punt de vista estrictament matemàtic només es poden resoldre mitjançant mètodes no convencionals. (SCHEFÉE, 1959).

Existeixen solucions alternatives matemàticament menys estrictes, però que des del punt de vista de la genètica quantitativa poden proporcionar aproximacions suficients. Per exemple, FALCONER (1960) proposa utilitzar una mitjana per al valor dels coeficients que acompanyen les components de la variància en les equacions de l'algoritme de Benett i Franklin. Un altre mètode consisteix a estimar de manera aproximada els esmentats coeficients mitjançant un algoritme (ANDERSON I BANCROFT, 1952). Finalment, també es pot balancejar el disseny mitjançant l'eliminació de dades o la utilització de mitjanes per a omplir les caselles buides.

El nostre propòsit aquí és presentar els resultats d'un cas concret referent a l'estudi de grups de mitjos germans i de germans complets, en una població de pol·linització oberta de blat de moro. El disseny d'aparellaments inicialment equilibrat va esdevenir desequilibrat durant el procés experimental. La resolució de l'anàlisi de la variància que permet d'estimar les components de cada un dels factors es realitza seguint diverses vies, per comparar posteriorment els resultats i valorar, des d'un punt de vista pràctic l'error que es comet en utilitzar-ne una de concreta.

MATERIAL I MÈTODES

El material emprat va ser una varietat de pol·linització oberta de blat de moro, procedent d'Astúries. Després de realitzats els encreuaments controlats per generar les famílies, es van estudiar els representants d'aquestes pel que fa als caràcters: dies des de la sembra fins a la floració masculina; nombre de nusos fins a la primera espiga; nombre total de nusos, i pes sec de la panotxa.

Malgrat que el disseny original era equilibrat, diverses pèrdues de plantes el van transformar en desequilibrat, tal com s'indica a la Taula 1.

TAULA 1

DISTRIBUCIÓ DE LES PLANTES ESTUDIADES, EN ELS DIVERSOS GRUPS FAMILIARS.
DISTRIBUTION OF THE STUDIED PLANTS I THE DIFFERENT FAMILLY GROUPS

- 73 famílies de mitjos germans, constituïdes, cada una, per 3 famílies de germans complets, amb la distribució següent:

22 famílies de germans complets amb		19 individus
36	"	18 "
61	"	17 "
38	"	16 "
30	"	15 "
16	"	14 "
9	"	13 "
2	"	12 "
3	"	11 "
2	"	10 "

- 8 famílies de mitjos germans, constituïdes cada una per 2 famílies de germans complets amb la distribució següent:

1 família de germans complets amb		20 individus
1	"	19 "
1	"	18 "
1	"	17 "
7	"	16 "
5	"	15 "

L'anàlisi de la variància de cada un dels caràcters seguia el model:

$$X_{ijk} = \mu + p_i + m_{j(i)} + pl_{k(ij)}$$

essent μ = mitjana general
p_i = efecte del pare
$m_{j(i)}$ = efecte de la mare dins de pare
$pl_{k(ij)}$ = efecte planta que inclou l'error experimental.

Seguint l'algoritme de Benett i Franklin i suposant el disseny equilibrat, la partició de la variància i les esperances dels quadrats mitjans serien les indicades a la Taula 2, en ser els tres factors aleatoris. Però pel fet de tractar-se d'un disseny desequilibrat, el nombre de subnivells dels diferents factors no roman constant, i per tant es modifiquen els coeficients a, b i c de la Taula 2, que es transformen en A, B i C (Taula 3).

TAULA 2

PARTICIÓ DE LA VARIÀNCIA I ESPERANCES DE QUADRATS MITJANS DEL DISSENY JERÀRQUIC D'ENCREUAMENTS SUPOSANT QUE FOS EQULIBRAT

COMPONENTS OF VARIATION AND EXPECTED MEAN SQUARES IN THE NESTED DESIGN SUPPOSED TO BE BALANCED

Efecte	**Pare**	**Mare**	**Planta**	**Esperances de quadrats mitjans**
Tipus d'efecte	Aleatori	Aleatori	Aleatori	
Subíndex	i	j	k	
Nivells	a	b	c	
$pl_{k(ij)}$	1	1	1	σ_{pl}^2
$m_{j(i)}$	1	1	c	$\sigma_{pl}^2 + c\sigma_m^2$
p_i	1	b	c	$\sigma_{pl}^2 + c\sigma_m^2 + bc\sigma_p^2$

TAULA 3

PARTICIÓ DE LA VARIÀNCIA I ESPERANCES DE QUADRATS MITJANS DEL DISSENY JERÀRQUIC D'ENCREUAMENTS CONSIDERANT-LO NO BALANCEJAT

COMPONENTS OF VARIATION AND EXPECTED MEAN SQUARES IN THE NESTED DESIGN SUPPOSED TO BE UNBALANCED

Efecte	**Pare**	**Mare**	**Planta**	**Esperances de quadrats mitjans**
Tipus d'efecte	Aleatori	Aleatori	Aleatori	
Subíndex	i	j	k	
Nivells	a	variable	variable	
$pl_{k(ij)}$	1	1	1	σ_{pl}^2
$m_{j(i)}$	1	1	&	$\sigma_{pl}^2 + A\sigma_m^2$
p_i	1	&	&	$\sigma_{pl}^2 + B\sigma_m^2 + C\sigma_p^2$

Els paràmetres A, B i C es van estimar:

1) Mitjançant el mètode descrit per ANDERSON i BANCROFT (1952), que pondera el grau de desequilibri, que en el nostre cas resulta A = 16.27; B = 16.48, i C = 47.40.

2) Mitjançant el mètode més senzill proposat per FALCONER (1960) per al càlcul de coeficients en dissenys no molt desequilibrats, consistent a calcular la mitjana de nivells dins d'un niu determinat i utilitzar-lo considerant aleshores el disseny com si fos equilibrat. Aquesta solució va donar en el nostre cas valors no gaire diferents als anteriors, ja que A = B = 16.34, i C = 47.39.

Les estimacions dels quadrats mitjans es van calcular seguint dues vies diferents:

a) A partir de la suma de quadrats.
b) A partir de la matriu de disseny, mitjançant el programa 4V del BMDP (DIXON, 1985).

Ambdós tipus de quadrats mitjans s'han igualat a les seves esperances per a calcular les components de la variància atribuïbles a cada efecte. De fet, el mètode d'anàlisi utilitzat és aproximatiu, ja que com assenyala SCHEFÉE (1959), l'expressió polinòmica dels components de la variància només és igualable als quadrats mitjans de cada efecte en els dissenys equilibrats. El mateix s'hauria de dir en relació al càlcul dels coeficients de les components.

Per tal de tenir un altre punt de referència sobre el qual discutir els resultats, es van processar les dades després d'equilibrar-les. Per això, es va agafar com a nombre màxim d'individus, dins de cada família de germans complets, el de 15. L'excés es va eliminar mitjançant una subrutina de descartament a l'atzar. Totes les famílies que tenien 13 o menys germans van ser eliminades, i les poques famílies de 14 germans es van completar amb la duplicació dels valors d'un d'ells escollit a l'atzar. També es van eliminar les famílies de mitjos germans que únicament constaven de dues famílies de germans complets. En aquest cas, la partició de la variància i les esperances de quadrats mitjans coincideix exactament amb el model descrit en la Taula 2, essent a = 67, b = 3, i c = 15. El disseny equilibrat va permetre una anàlisi senzilla de les dades mitjançant el programa BMDP8V (DIXON, 1985).

A la Taula 4 hi ha resumides les equacions de les esperances dels quadrats mitjans segons els tres mètodes emprats. Com que en els dos primers mètodes es van fer servir cada vegada dues vies alternatives per a l'estimació dels quadrats mitjans resulten finalment 5 estimacions diferents de cada component de la variància.

Per estudiar la significació dels factors es van fer les proves corresponents de F. En el mètode 1, i per al factor mare, el quocient QM_m / QM_{pl} dóna directamnt la significació, però en el cas del factor pare, s'ha de fer una prova de F aproximada, construint un quocient amb un numerador i un denominador que siguin combinacions lineals dels quadrats mitjans de què disposem a través de l'anàlisi:

$$F = QM_p / (v_1 QM_{pl} + v_2 QM_m)$$

En els mètodes 2 i 3, les F es van calcular de la mateixa manera, essent la F de l'efecte mare igual a QM_m / QM_{pl}, i la de l'efecte pare igual a QM_p / QM_m, tal com es resumeix en la Taula 5.

TAULA 4

PARTICIÓ DE LA VARIÀNCIA, QUADRATS MITJANS I ESPERANCES DE QUADRATS MITJANS SEGONS ELS TRES MÈTODES.

Per als mètodes 1 i 2, els quadrats mitjans es van estimar emprant el BMDP4V i la suma de quadrats

COMPONENTS OF VARIATION, MEAN SQUARES AND EXPECTED MEAN SQUARES ACCORDING THE THREE USED METHODS.

In methods 1 and 2 the mean squares were estimated using BMDP4V and the sum of squares

Efecte	**Q.M.**	**Esperances de Quadrats Mitjans**		
		Mètode 1	**Mètode 2**	**Mètode 3**
$pl_{k(ij)}$	pl	σ_{pl}^2	σ_{pl}^2	σ_{pl}^2
$m_{j(i)}$	m	$\sigma_{pl}^2 + 16.27\sigma_m^2$	$\sigma_{pl}^2 + 16.34\sigma_m^2$	$\sigma_{pl}^2 + 15\ \sigma_m^2$
p_i	p	$\sigma_{pl}^2 + 16.48\sigma_m^2 + 47.40\ \sigma_p^2$	$\sigma_{pl}^2 + 16.34\sigma_m^2 + 47.39\sigma_p^2$	$\sigma_{pl}^2 + 15\sigma_m^2 + 45\sigma_p^2$

Mètode 1: Coeficients segons mètode descrit per Anderson i Bancroft (1952)
Mètode 2: Mitjana de coeficients segons Falconer (1960)
Mètode 3: Balancejament de les dades. Resolució clàssica.

TAULA 5

CÀLCUL DE F EN CADA UN DELS MÈTODES

F TEST IN EACH METHOD

Factor	**Mètode 1**	**Mètode 2**	**Mètode 3**
Mare	$Q.M._m / Q.M._{pl}$	$Q.M._m / Q.M._{pl}$	$Q.M._m / Q.M._{pl}$
Pare	$Q.M._p / (v1\ Q.M._{pl} + v2\ Q.M._m)$	$Q.M._p / Q.M._m$	$Q.M._p / Q.M._m$

Mètode 1: Coeficients segons mètode descrit per Anderson i Bancroft (1952)
Mètode 2: Coeficients segons mètode descrit per Falconer (1960)
Mètode 3: Resolució convencional després de balancejar les dades.

Finalment, les dades es van analitzar mitjançant el mètode de la màxima versemblança, en ser aquesta la resolució matemàtica més correcta per a dissenys desequilibrats i amb factors aleatoris. És va fer servir el programa BMDP3V (DIXON, 1985), que proporciona estimacions de les components de la variància de cada factor i residual, utilitzant per avaluar la significació de cada factor una prova de X^2.

Sigui quin sigui el mètode matemàtic emprat, el nostre propòsit és relacionar les components de la variància amb les covariàncies entre parents, i aquestes amb les

variàncies genètiques de la població. La relació en el tipus de parentiu que hem utilitzat és segons COMSTOCK i ROBINSON (1948):

V_A (variància genètica additiva) = $4\sigma_{p^2}$
V_D (variància genètica dominant) = $4(\sigma_{m^2} - \sigma_{p^2})$, suposant absència d'epistàsia.

Amb els valors de la variància genètica additiva i els valors de la variància fenotípica ($\sigma_{F^2} = \sigma_{p^2} + \sigma_{m^2} + \sigma_{pl^2}$), s'han calculat les heretabilitats:

$$h^2 = V_A/(\sigma_{p^2} + \sigma_{m^2} + \sigma_{pl^2})$$

RESULTATS I DISCUSSIÓ

A la Taula 6, s'hi troben els valors dels diversos paràmetres estimats per a cada caràcter, seguint les diferents vies indicades en l'apartat anterior.

TAULA 6
RESULTATS DE L'ANÀLISI DE LA VARIÀNCIA, PER A CADA CARÀCTER SEGONS ELS DIFERENTS MÈTODES DE RESOLUCIÓ UTILITZATS

RESULTS OF THE *ANOVA* FOR EACH TRAIT, ACCORDING TO THE DIFFERENT METHODS OF ESTIMATION USED

Dies a floració masculina

	Mètode de resolució	1		2		3	4
Paràmetre	Factor	A	B	A	B	A	
G.LL.	Pare	80	80	80	80	66	80
	Mare	154	154	154	154	134	154
	Error	3605	3605	3605	3605	2814	3605
Q.M.	Pare	41.84	41.78	41.84	41.78	37.87	---
	Mare	21.57	21.29	21.57	21.29	19.92	---
	Error	7.31	7.33	7.31	7.33	7.19	---
F	Pare	1.92***	1.94***	1.94***	1.96***	1.90***	***
	Mare	2.95***	2.90***	2.95***	2.90***	2.77***	***
	Error	---	---	---	---	---	---
Comp. de la var.	Pare	0.4238	0.4286	0.4277	0.4323	0.3987	0.4231
	Mare	0.8765	0.8577	0.8727	0.8543	0.8486	0.8853
	Error	7.3129	7.3367	7.3129	7.3367	7.1991	7.3204
Heretabilitat		0.1968	0.1988	0.1986	0.2005	0.1888	0.1961

*** significatiu $p \leq 0.01$

Nombre d'espigues

	Mètode de resolució	1		2		3	4
Paràmetre	Factor	A	B	A	B	A	
G.LL.	Pare	80	80	80	80	66	80
	Mare	154	154	154	154	134	154
	Error	3605	3605	3605	3605	2814	3605
Q.M.	Pare	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	---
	Mare	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	---
	Error	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	---
F	Pare	1.10	1.16	1.25	1.25	1	---
	Mare	1.57***	1.56***	1.36***	1.36***	1.36***	***
	Error	---	---	---	---	---	---
Comp. de la var.	Pare	0.0000	0.0002	0.0002	0.0002	0.0000	0.0002
	Mare	0.0011	0.0011	0.0006	0.0006	0.0012	0.0011
	Error	0.0312	0.0312	0.0312	0.0312	0.0308	0.0312
Heretabilitat		---	---	---	---	---	---

Producció de panotxa

	Mètode de resolució	1		2		3	4
Paràmetre	Factor	A	B	A	B	A	
G.LL.	Pare	80	80	80	80	66	80
	Mare	154	154	154	154	134	154
	Error	3605	3605	3605	3605	2814	3605
Q.M.	Pare	3515	3484	3515	3484	2927	---
	Mare	20.19	20.16	20.19	20.16	18.76	---
	Error	731	729	731	729	741	---
F	Pare	1.72***	1.71***	1.74***	1.73***	1.56***	***
	Mare	2.76***	2.76***	2.76***	2.77***	2.53***	***
	Error	---	---	---	---	---	---
Comp. de la var.	Pare	31.21	30.62	31.56	30.98	23.33	31.33
	Mare	79.13	79.11	78.82	78.76	75.69	79.47
	Error	729.58	729.43	731.58	729.43	741.39	731.29
Heretabilitat		0.1483	0.1460	0.1499	0.1476	0.1111	0.1488

Nusos fins a la 1a. espiga

	Mètode de resolució	1		2		3	4
Paràmetre	Factor	A	B	A	B	A	
G.LL.	Pare	80	80	80	80	66	80
	Mare	154	154	154	154	134	154
	Error	3605	3605	3605	3605	2814	3605
Q.M.	Pare	2.47	2.52	2.47	2.52	2.50	---
	Mare	1.44	1.43	1.44	1.43	1.35	---
	Error	0.48	0.48	0.48	0.48	0.50	---
F	Pare	1.70***	1.74***	1.72***	1.72***	1.85***	***
	Mare	2.95***	2.94***	3.00***	2.98***	2.68***	***
	Error	---	---	---	---	---	---
Comp. de la var.	Pare	0.0215	0.0227	0.0217	0.0230	0.0255	0.0209
	Mare	0.0586	0.0583	0.0587	0.0581	0.0565	0.0592
	Error	0.4889	0.4890	0.4889	0.4890	0.5043	0.4887
Heretabilitat		0.1511	0.1591	0.1524	0.1613	0.1741	0.1469

Nusos totals

	Mètode de resolució	1		2		3	4
Paràmetre	Factor	A	B	A	B	A	
G.LL.	Pare	80	80	80	80	66	80
	Mare	154	154	154	154	134	154
	Error	3605	3605	3605	3605	2814	3605
Q.M.	Pare	5.44	5.45	5.44	5.45	5.39	---
	Mare	2.99	2.97	2.99	2.97	2.77	---
	Error	0.73	0.74	0.73	0.74	0.74	---
F	Pare	1.80***	1.81***	1.82***	1.84***	1.94***	***
	Mare	4.05***	4.02***	4.10***	4.01***	3.72***	***
	Error	---	---	---	---	---	---
Comp. de la var.	Pare	0.0512	0.0515	0.0519	0.0521	0.0582	0.0506
	Mare	0.1385	0.1376	0.1383	0.1364	0.1352	0.1386
	Error	0.7389	0.7403	0.7389	0.7403	0.7469	0.7393
Heretabilitat		0.2205	0.2216	0.2234	0.2243	0.2477	0.2179

Mètode 1
Disseny no balancejat amb estimació dels paràmetres que acompanyen les comopnents de la variància segons el mètode de Anderson i Bancroft. Variant A: Quadrats mitjans segons el BMDP4V - Variant B: Quadrats mitjans segons suma de quadrats.

Mètode 2
Disseny no balancejat amb estimació dels paràmetres que acompanyen les components de les variàncies per les mitjanes, segons Falconer. Variant A: quadrats mitjans segons BMDP4V - Variant B: Quadrats mitjans segons suma de quadrats.

Mètode 3
Disseny balancejat. Resolució amb BMDP8V.

Mètode 4
Disseny no balancejat. Mètode de la màxima versemblança resolt amb BMDP3V. Prova de significació de les variables per una X^2.

Un primer aspecte destacable és el de la significació dels factors, ja que el nivell de significació és el mateix dins de cada caràcter fent servir qualsevol dels mètodes. Tal com s'observa a l'esmentada Taula 6, tots els factors són significatius ($p \leq 0.01$), excepte el factor pare en el caràcter nombre d'espigues ($p \geq 0.05$). (En no haver-hi significació no s'ha calculat l'heretabilitat per a aquest caràcter). La concordància en el grau de significació indica que no hi ha discrepàncies profundes en els resultats seguint els diferents mètodes, la qual cosa es confirma si es consideren els valors numèrics de la Taula 6.

En efecte, si comparem un paràmetre que, per calcular-lo, hi hagin intervingut tots els altres, tal com l'heretabilitat, s'observa que els resultats dins de cada caràcter són molt semblants, amb uns coeficients de variació baixos (Taules 6 i 7). El valor més allunyat de la mitjana el constitueix habitualment l'obtingut després d'eliminar informació i balancejar les dades (Taula 6)

TAULA 7
MITJANES, DESVIACIONS TÍPIQUES I COEFICIENTS DE VARIACIÓ DE LES HERETABILITATS DE CADA CARÀCTER

MEAN VALUES, TYPICAL DESVIATIONS AND VARIATION COEFFICIENTS FOR THE HERETABILITIES IN EACH TRAIT

	Mitjana de les heretabilitats	σ	**Coeficient de variació**
Dies a floració masculina	0.1966	0.0041	0.0209
Nusos fins a la 1a. espiga	0.1574	0.0097	0.0616
Nusos totals	0.2259	0.0109	0.0483
Producció de panotxa	0.1419	0.0151	0.1064

Dins els mètodes 1 i 2, les vies de resolució A i B no presenten pràcticament diferències pel que fa a resultats numèrics, la qual cosa es constata comparant les heretabilitats o els diversos quadrats mitjans (Taula 6). La variació entre mètodes, malgrat ser baixa, és superior a la deguda a les vies d'estimació dels quadrats mitjans.

A partir del que hem observat fins aquí, podríem afirmar que, en el nostre experiment, no gaire desequilibrat i amb una quantitat important de parents estudiada, la manera d'estimar els quadrats mitjans pràcticament no va influir en el resultat de cap dels caràcters. El mètode utilitzat per al càlcul dels coeficients dels polinomis tampoc no ha originat diferències que es puguin considerar substancials des del punt de vista de l'estructura genètica de la població. El mateix podem dir del mètode de la màxima versemblança, que fa servir vies d'estimació allunyades dels ANOVA convencionals. Molt probablement, l'error més gran s'indueix en eliminar informació per convertir el disseny en equilibrat i poder emprar aleshores una via de resolució senzilla.

Vistos els resultats, sembla que l'elecció d'una via o altra de resolució s'ha de basar fonamentalment en el tipus de suport informàtic que es tingui. Fem notar que l'ús del programa BMDP3V requereix un suport informàtic ampli quan el nombre de dades a tractar és elevat (situació força freqüent en treballar amb plantes). D'altra banda, els mètodes més senzills, com el proposat per Falconer (1960) han resultat, en el nostre cas, plenament satisfactoris i es poden seguir amb infraestructures informàtiques modestes. Però resta per veure fins a quin grau de desequilibri en el disseny són capaços de suportar aquests darrers mètodes sense induir a errors importants en la informació sobre l'estructura genètica de la població que volem conèixer per mitjà d'ells.

BIBLIOGRAFIA

Anderson, R.L. i T.A. Bancroft (1952). *Statistical theory in research*. New York, McGrow-Hill Book Co.

Compstock, R.E. i H.F. Robinson (1948). "The components of genetic variance in populations of biparental progenies and their use in estimating the average degree of dominance". Biometrics, 4: 254-266.

Dixon, W.J. (1985). *BMDP Statistical Software*, University of California Press. Berkeley-Los Angeles-London.

Falconer, D.S. (1960). *Introduction to Quantitative Genetics*. New York, The Ronald Press Co.

Kempthorne, O. (1955). "The theoretical values of correlations berween relatives in random mating populations", Genetics, 40: 153-167.

Scheffee, H. (1959). *The analysys of variance*. John Wiley & Sons, Canada.