

## Efectos génicos que controlan la precocidad en maíces duros

M.B. AULICINO<sup>1,2\*</sup>, M.J. ARTURI<sup>3</sup> & C.A. NARANJO<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Instituto Fitotécnico de Santa Catalina, Fac. Cs. Agr. y Ftale., UNLP, CC 4, Llavallol, (1836) Buenos Aires

<sup>2</sup> Centro de Investigaciones Genéticas (CIGEN), UNLP-CONICET-CIC. CC4, Llavallol. E-mail: mba@cigen.edu.ar

<sup>3</sup> Cátedra de Genética y Mejoramiento Animal y Vegetal, Fac. Cs. Agr. y Ftale., UNLP

AULICINO M.B., M.J. ARTURI & C.A. NARANJO. 1997. Efectos génicos que controlan la precocidad en maíces duros. Rev. Fac. Agron., La Plata 102 (2): 137-145.

El objetivo de este trabajo fue determinar la herencia de la precocidad presente en cruzamientos entre una variedad precoz de maíz (*Zea mays* sp. *mays*) llamada Gaspé y líneas coloradas, de grano tipo flint, argentinas. La información obtenida será utilizada en programas de mejoramiento para seleccionar materiales precoces. Se emplearon líneas endocriadas, de ciclo largo y buena aptitud combinatoria general, como progenitores femeninos, y a Gaspé como polinizador. La prueba de escala permitió analizar las medias generacionales de los progenitores, F1's, F2's y las dos retrocruzas para cada una de las cinco posibles combinaciones. Se utilizaron las unidades de calor acumuladas desde la siembra hasta el panojamiento como índice de precocidad. Sólo dos cruzamientos se ajustaron al modelo de aditividad-dominancia. Para las otras tres cruza los efectos génicos simples y de interacción fueron mejor explicados por el modelo de 6 parámetros. Se estimó un número de 4 a 10 factores efectivos controlando el carácter. Dado que los efectos aditivos superaron ampliamente a los dominantes, se puede predecir un progreso consistente empleando métodos convencionales de selección.

**Palabras clave:** maíz, precocidad, panojamiento, efecto génico, método de selección, *Zea mays* sp. *mays*.

AULICINO M.B. & M.J. ARTURI, C.A. NARANJO. 1997. Gene effects controlling the earliness in Flint-Maize. Rev. Fac. Agron., La Plata 102 (2): 137-145.

The objective of this investigation was to determine the inheritance of earliness in crosses between an early variety of maize called Gaspé and orange flint inbred lines from Argentina. The information obtained will be applied in breeding programs to select early materials. Inbreds, with a long cycle and a good general combining ability, were used as female parents and Gaspé as the pollinator. The joint scaling test allowed to analyze the means of the parents, F1's, F2's and the two backcross generations for each one of the five possible combinations. Cumulative heat units from planting to tasseling were used as an earliness index. Only two crosses fitted to the additive-dominance model. For the other three crosses, the single gene effects and interactions were better explained by the six parameter model. The number of effective factors controlling the trait was estimated between 4 to 10. As the additive effects widely overcome the dominance effects, a consistent progress can be predicted using conventional selection methods.

**Key words:** maize, earliness, tasseling, gene effect, selection method, *Zea mays* sp. *mays*.

\* Correspondencia autor

Recibido: 05/06/97. Aceptado: 01/09/97.

## INTRODUCCIÓN

En Argentina, en los últimos años se ha incrementado el cultivo de maíces de ciclo corto. Su difusión y adopción se debió no sólo al acortamiento del ciclo nacimiento-floración sino también a la facilidad de secado natural como consecuencia de una rápida pérdida de humedad del grano a partir de la madurez fisiológica. Por sus características, los maíces precoces han permitido ampliar la zona de cultivo hacia regiones consideradas como marginales, mientras que los maíces semiprecoces han demostrado tener ventajas operativas con respecto a los híbridos de ciclo normal en zonas tradicionales típicas del cinturón maicero argentino (Vernengo *et al.*, 1988). Actualmente, los híbridos comerciales sembrados son mayoritariamente del tipo dentado o semidentados mejorados en Europa o Estados Unidos. Sin embargo, la característica flint, típica de maíces argentinos, ha sido reconocida por presentar una mejor aptitud relacionada con el ataque de plagas y el manejo mecánico durante el proceso de comercialización e industrialización del grano (Voss, 1971; Stamp, 1980).

A mediados de este siglo se efectuaron estudios genéticos que permitieron dilucidar la herencia de los caracteres de precocidad, especialmente a través de la evaluación del ciclo de vida. El método propuesto por Wright (1968) ha sido ampliamente usado por otros autores para estudiar el número efectivo de factores independientes que controlan los caracteres de ciclo, tal como el número de días hasta floración (panojamiento, polinación y aparición de estigmas). Se ha determinado un amplitud de variación que va desde 1 a 19 genes, dependiendo del carácter considerado y de los materiales involucrados (Yang, 1949; Bianchi & Maliani, 1954; Giesbrecht, 1960; Hallauer, 1965; Rood & Major, 1981).

Dada la relevancia que tiene el carácter precocidad, es sumamente importante encontrar nuevas fuentes de germoplasma que pue-

dan utilizarse en planes de mejoramiento. El maíz Gaspé de origen canadiense, si bien presenta escaso valor agronómico, se destaca por su extrema precocidad.

La obtención de materiales precoces de tipo flint sería de interés para nuestro país, debido a su mayor adaptación a ciertas áreas de cultivo y a consabidas ventajas derivadas de su grano tipo comercial duro.

Los objetivos de esta investigación fueron: a) determinar los efectos génicos presentes en cruzamientos de Gaspé con líneas endocriadas argentinas (de grano colorado y duro) a fin de aplicar la información obtenida en la orientación de planes de crianza y selección; y b) evaluar la utilización de nuevas fuentes de germoplasma precoz, como la variedad canadiense Gaspé, de ciclo de vida extremadamente corto.

## MATERIALES Y MÉTODOS

Los materiales utilizados en este trabajo fueron desarrollados a partir del cruzamiento de 5 líneas flint argentinas de ciclo largo con la variedad precoz Gaspé. Las líneas fueron: P465, P1338, H38, P21 y CFE, originadas las 4 primeras en EEA INTA Pergamino y la última en el Instituto Fitotécnico de Santa Catalina (IFSC). Las semillas de Gaspé fueron cedidas por la Universidad de Illinois, Urbana-Champaign de EEUU. Las líneas endocriadas utilizadas poseen una probada aptitud combinatoria general. Las F1's se obtuvieron utilizando a las líneas como progenitor femenino y a Gaspé como masculino. A partir de la F1 se originó la F2, por autofecundación, y las retrocruzas R1 y R2, utilizando a la F1 como progenitor femenino y a las líneas y a Gaspé como masculinos, respectivamente. Estas poblaciones formaron parte de un ensayo de bloques al azar con 3 repeticiones, implantado en el campo experimental del IFSC durante la campaña 1991-92. Para evitar el efecto de competencia que provocaría el crecimien-

to diferencial de las distintas poblaciones, cada bloque fue dividido en 5 sub-bloques (progenitores, F1, F2, R1 y R2) dentro de los cuales se distribuyeron al azar los tratamientos. Cada sub-bloque fue separado de otro por dos surcos de bordura, correspondiente al material con el que lindaban. Los sub-bloques se aleatorizaron dentro de los bloques. Cada tratamiento se asignó al azar a unidades experimentales consistentes en un surco de 22 plantas, distanciadas a 25 cm. Los surcos se separaron entre sí a 70 cm. Se registró la fecha de aparición de la panoja para cada una de las plantas, desechando la primera y la última de cada surco. El número de días desde la siembra hasta panojamiento, conjuntamente con las temperaturas medias diarias ocurridas durante ese lapso, permitieron calcular las unidades de calor necesarias para panojar.

La formula utilizada fue (Gilmore & Rogers, 1958):

$$T = \frac{\sum_{\text{Siembra}}^{\text{Panojamiento}} [(tmx + tmi) / 2] - to}{\text{Siembra}}$$

donde

tmx = Temperatura máxima diaria  
 tmi = Temperatura mínima diaria  
 to = Temperatura base, 6 °C

Se realizó un análisis de la varianza basado en las medias de los bloques, para cada generación separadamente, con el objeto de probar las diferencias entre los bloques y entre los tratamientos. La prueba de no-aditividad de Tukey se usó para probar si los efectos ambientales fueron aditivos (Steel & Torrie, 1988). Para el análisis genético de los datos se aplicó la prueba de escala propuesta por Cavalli y citada por Mather & Jinks (1977), que permitió estimar los parámetros de aditividad-dominancia [m] (efecto medio), [a] (efecto aditivo), [d] (efecto de dominancia) y verificar si la información experimental se ajusta al

modelo genético de tres parámetros, mediante una prueba de  $\chi^2$ . Se utilizaron 3 grados de libertad resultantes de sustraer el número de parámetros estimados al número de generaciones disponibles. Se aplicó la transformación logarítmica en aquellos casos que fue necesaria, con el fin de remover o reducir el efecto multiplicativo de los genes que controlan el carácter en estudio (Mather & Jinks, 1977). Para aquellas cruza que no se ajustaron al modelo de 3 parámetros se calcularon los efectos simples y de interacción mediante la prueba propuesta por Gamble (1962). La misma utiliza las medias de las 6 generaciones (P1, P2, F1, F2, R1 y R2) para obtener los parámetros de efectos simples ([m], [a] y [d]) y los de las interacciones digénicas de efectos aditivos entre sí [aa], de aditividad x dominancia [ad] y de dominancia entre sí [dd]. La ecuaciones utilizadas fueron:

$$\begin{aligned} [m] &= F2 \\ [a] &= R1 - R2 \\ [d] &= -1/2 P1 - 1/2 P2 + F1 - 4 F2 + 2 R1 + 2 R2 \\ [aa] &= -4 F2 + 2 R1 + 2 R2 \\ [ad] &= -1/2 P1 + 1/2 P2 + R1 - R2 \\ [dd] &= P1 + P2 + 2 F1 + 4 F2 - 4 R1 - 4 R2 \end{aligned}$$

siendo [aa], [ad] y [dd] las 3 interacciones posibles entre [a] y [d].

Las varianzas, calculadas siguiendo la forma propuesta por Gamble (1962), fueron utilizadas para estimar desvíos estándar y permitieron probar la significancia de los 6 parámetros estimados. En ambos análisis genéticos las medias poblacionales fueron calculadas a partir de datos de 20 plantas individuales por bloque (n= 60).

Se calculó el número de pares de alelos (n) que segregan en forma independiente, según lo establecido por Wright (1968).

Las distribuciones de frecuencias de las F2's para las distintas cruza se construyeron calculando los intervalos de clase según lo propone Strickberger (1976).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

La Tabla 1 muestra el resultado del análisis de la varianza. No se encontraron diferencias significativas para bloques, pero sí

**Tabla 1.** Análisis de la varianza y prueba de no-aditividad de Tukey para cada generación: progenitores, F1's, F2's, R1's y R2's.

*Analysis of variance and Tukey's test of non-additivity for each population: parents, F1's, F2's, R1's and R2's.*

Fuente de Variación	Bloques	Tratamiento	No-aditividad
Progenitores	1,54 ns	297,36 **	4,01 ns
F1's	4,30 ns	7,45 **	0,07 ns
F2's	0,34 ns	13,51 **	0,10 ns
R1's	1,80 ns	5,08 *	0,72 ns
R2's	1,62 ns	1,01 ns	0,59 ns

\*, \*\*: Significativo al 0,01 y 0,05, respectivamente; ns: No significativo.

para progenitores. En esta fuente de variación se incluyeron conjuntamente a las líneas y a Gaspé. También existieron diferencias signifi-

cativas entre las F1's, F2's y R1's de las distintas cruza; sin embargo, no hubo diferencias entre las R2's. La prueba de no-aditividad de Tukey indicó ausencia de interacción bloques x tratamientos y efectos ambientales nulos (Tabla 1). Ello permitió realizar el análisis genético utilizando las medias calculadas sobre los datos individuales por planta de los tres bloques en forma conjunta.

Los valores medios de los efectos simples ([m], [a] y [d]) obtenidos mediante la prueba de escala, se volcaron en la Tabla 2. Los valores estimados para [d] fueron en todos los casos negativos, lo cual definió al maíz Gaspé como el progenitor dominante. La cruza con P1338 se ajustó al modelo de aditividad-dominancia; por lo tanto, es posible concluir que los genes que controlan el carácter se heredan en forma simple. Para el resto de las cruza se utilizó una escala transformada con el fin de remover o reducir la no independencia del efecto de los genes. Dicha transformación permitió ajustar los datos de la cruza P465 x Gaspé al modelo de 3 parámetros. Sin embargo, no ocurrió lo mismo para los demás cruzamientos (Tabla 2). La prueba de escala

**Tabla 2.** Medias fenotípicas generacionales. Efectos aditivos: [m], [a] y [d] y desvíos. Prueba de  $\chi^2$ . Número efectivo de genes (n).

*Population phenotypic means. Additive effects: [m], [a] y [d] and standard deviations.  $\chi^2$  test. Number of effective factors (n)*

	CFE	P1338	H38	P465	P21
Línea	993,86	974,92	1030,41	975,74	1134,13
Gaspé	544,98	544,98	544,98	544,98	544,98
F1	760,37	729,42	736,55	718,65	706,42
F2	765,78	757,07	786,0	699,64	692,11
R1	870,52	854,62	836,15	839,25	839,61
R2	620,29	640,88	622,37	632,46	613,96
[m]	767,1 ± 3,5	761,2 ± 3,5	780,2 ± 5,0	757,8 ± 3,9	791,2 ± 6,9
[a]	226,4 ± 3,5 **	215,1 ± 3,5 **	235,7 ± 5,0 **	213,4 ± 3,8 **	249,6 ± 6,9 **
[d]	-14,8 ± 6,9 *	-52,6 ± 9,0 **	-29,1 ± 6,4 **	-45,5 ± 7,8 **	-99,9 ± 9,8 **
$\chi^2$	11,84 **	1,89 ns	31,36 **	12,26 **	67,94 **
$\chi^2$ log	11,43 **	nc	31,41 **	7,25 ns	45,89 **
n	5	7	5	7	10

\*, \*\*: Significativo al 0,01 y 0,05, respectivamente; ns: No significativo; nc: No calculado.

utiliza la totalidad de la información disponible en las generaciones experimentales (medias y varianzas) a partir de las cuales se obtienen los estimadores: [m], [a] y [d] y sus desvíos estándar. El no ajuste al modelo de aditividad dominancia indica la presencia de interacciones génicas ó el incumplimiento de algún supuesto. Tal incumplimiento puede deberse a que los efectos génicos que determinan la expresión del carácter en estudio no sean independientes o bien que existan efectos maternos. Estos últimos no fueron estimados, pero sí se comprobó el primer supuesto con la transformación logarítmica ya explicada (Tabla 2).

Se trató de determinar el grado de complejidad de la herencia que gobierna el carácter en estudio, probando la significancia de los efectos simples y de interacción mediante la prueba de 6 parámetros, propuesta por Gamble (1962), Tabla 3. Esta prueba discriminó la importancia relativa de los efectos génicos que afectan la precocidad para aquellos cruzamientos que no se ajustaron al modelo de tres parámetros. El signo de [a] depende de cual sea el progenitor (Gaspé o líneas) que se designe en el modelo como P1 ó P2 (Gamble, 1962); dado que se seleccionó como P1 a las líneas endocriadas, portadoras de mayor número de alelos que aumentan el carácter en

estudio, los valores de [a] fueron en todos los casos, positivos, Tabla 3 (Jinks, 1983). Los cruzamientos derivados de P21 x Gaspé y CFE x Gaspé presentaron efectos dominantes simples [d] no significativos y al menos dos de los efectos epistáticos significativos. La cruce H38 x Gaspé presentó tanto los efectos génicos simples como los de interacción significativos. Esta cruce fue la que produjo resultados más sesgados, con efectos de interacción importantes en cuanto a sus magnitudes relativas. La suma del valor absoluto de las 3 interacciones superó el valor medio [m], incluso los efectos de interacción [aa] y [dd] y el efecto simple [d] fueron mayores que el valor obtenido para el efecto aditivo simple (Tabla 3). Según Mather & Jinks (1977), la existencia de sobre-dominancia ( $F1 > P1$ ) requiere que  $[d] > [a]$ , en ausencia de interacción. En presencia de interacción digénica tiene en cuenta las relación  $[d] + [dd] > [a] + [aa]$ . Los resultados obtenidos para la cruce con H38 demostraron que esta relación se cumple, no ocurriendo lo mismo para los cruzamientos CFE x Gaspé y P21 x Gaspé. Sin embargo, cualquiera sea la cruce considerada, el efecto aditivo simple fue altamente significativo, determinando F1's con requerimientos térmicos intermedios al de los progenitores e impidiendo la existencia de herencia transgresiva. Resultados coincidentes

**Tabla 3. Medias estimadas y desvíos de los seis efectos génicos: [m], [a], [d], [aa], [ad] y [dd].**

*Estimated means and their standard deviations for the six gene effects: [m], [a], [d], [aa], [ad] and [dd].*

Efectos génicos	CFE	H38	P21
[m]	765.78 ± 10.10	786.00 ± 10.15	692.11 ± 9.31
[a]	250.23 ± 10.35 **	213.78 ± 12.19 **	225.65 ± 12.20 **
[d]	-90.52 ± 45.97 ns	-278.12 ± 48.67 **	5.57 ± 45.91 ns
[aa]	-81.47 ± 45.40 ns	-226.97 ± 47.34 **	138.71 ± 44.53 **
[ad]	25.79 ± 11.02 *	-28.93 ± 13.45 *	-68.92 ± 15.45 **
[dd]	159.42 ± 42.21 **	358.43 ± 43.25 **	46.09 ± 39.07 ns

\*, \*\* : Sig. <sup>+</sup>cativo al 0,01 y 0,05, respectivamente; ns: No significativo.

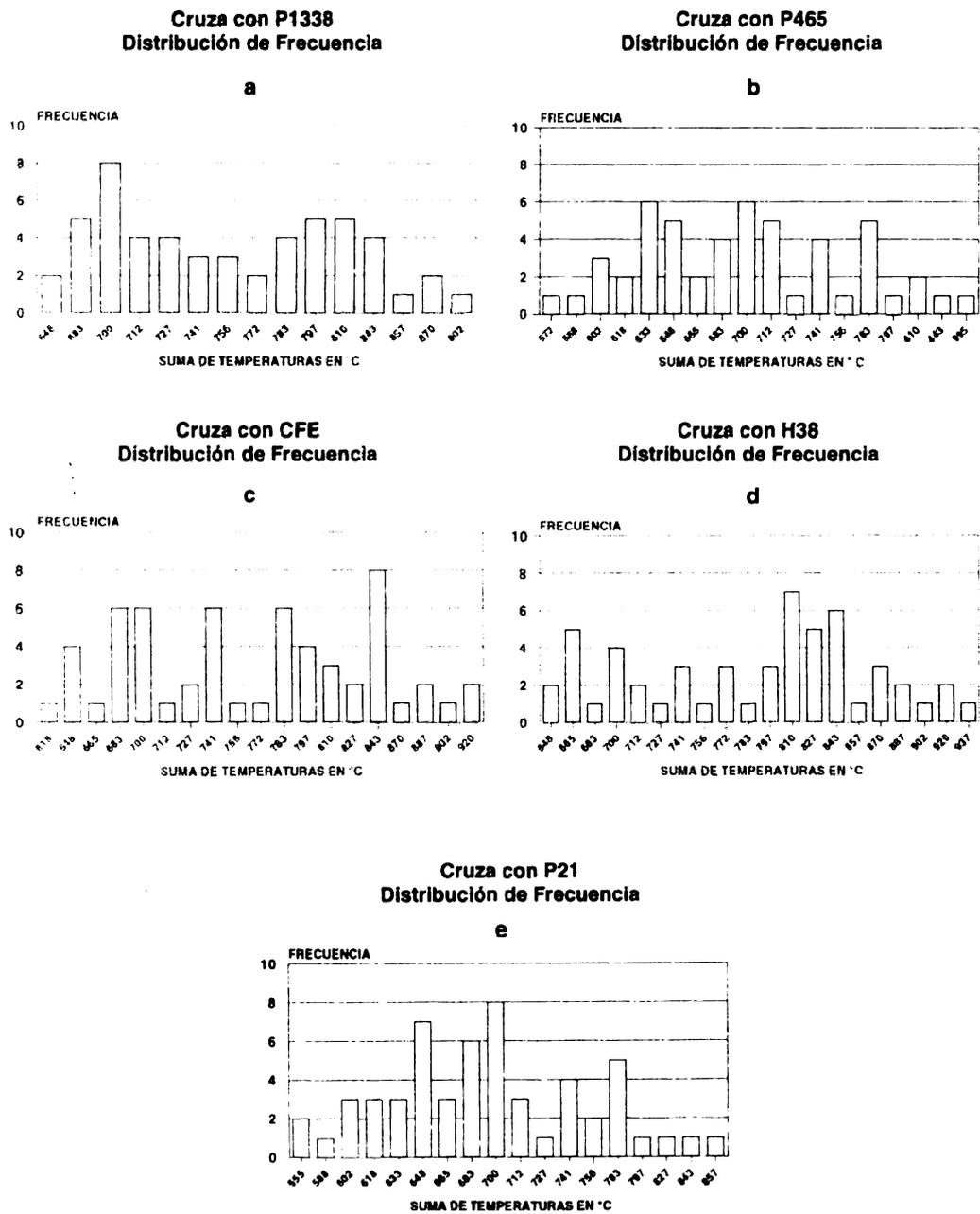
fueron obtenidos utilizando la metodología de descomposición de la varianza genética en efectos dominantes y aditivos, para híbridos entre líneas endocriadas y Gaspé (Aulicino *et al.*, 1992). También, Stuber *et al.* (1966) estimaron varianzas aditivas altas para días a panojamiento en cruzamientos entre dos poblaciones de maíz.

Dado que el progenitor masculino (Gaspé) es común a todos los cruzamientos, la variaciones en los resultados obtenidos para las distintas cruzas fueron determinadas por un comportamiento genético diferencial de las líneas. Por lo tanto, la importancia relativa de los efectos simples y/o efectos epistáticos puede variar según el cultivar participante y el carácter que se evalúe. En otros estudios se ha encontrado evidencia de dominancia e interacción no alélica en el número de días a aparición de estigmas, mediante la utilización de diferentes generaciones (F2, F3 y retrocruzas) para 4 cruzamientos con líneas endocriadas (Lindstrom, 1943). También Maryam & Jones (1985) probaron, al estudiar días a cosecha, que los efectos aditivos calculados podían ser iguales, superiores o menores que los dominantes, según la crua considerada.

Se midió el número efectivo de loci independientes ( $n$ ) involucrados en la genética del carácter en estudio, tabla 2. La validez de éste depende de una serie de supuestos tales como padres en extremos opuestos (alelos positivos en un progenitor y negativos en el otro), todos los loci con igual contribución a la manifestación del carácter y dominancia parcial (Wright, 1968). Si bien se probaron sólo algunas restricciones, su uso provee de una valiosa información para un mejor entendimiento de la herencia de la precocidad. La amplitud de variación obtenida se ubicó entre 4 y 10 pares de factores efectivos. Estos resultados coincidieron con los encontrados para otros caracteres de ciclo. Giesbrecht (1960), estudiando los días hasta la aparición de estigmas y el comienzo de la polinación, determinó un número de 4 factores efectivos para ambos

caracteres. Yang (1949) sugirió de 2 a 3 pares de genes responsables de la aparición de estigmas. Bianchi & Maliani (1954) estimaron un rango de 3 a 5 afectando la fecha de floración. Jones (1955) evaluó 6 progenies obtenidas al cruzar líneas tempranas con tardías y calculó de 5 a 19 genes controlando la fecha de aparición de estigmas, variando el número según la crua individual considerada. Al estudiar el mismo carácter, Hallauer (1965) encontró de 2 a 4 factores efectivos pero, al medir las distorsiones en el cálculo provocadas por el efecto de ligamiento entre genes, sugirió un máximo de 3.

El estudio de las poblaciones segregantes permitió efectuar un análisis más profundo de la herencia de la precocidad. Con este fin, se obtuvo la distribución de frecuencia de los datos individuales de las F2, para cada una de las cruzas (Strickberger, 1976). Por lo menos en dos ellas (P1338 x Gaspé y CFE x Gaspé) la distribución de valores en la F2 respondió a curvas con características modales que sugieren la segregación de oligogenes (Fig. 1 b, c, d y e). Sin embargo, para la crua P1338 x Gaspé (Fig 1 a) la distribución observada sería el resultado de la segregación de dos genes mayores en la proporción fenotípica 9:6:1 más el efecto de modificadores ( $\chi^2 = 0,0190$ ,  $p = 0,990-0,995$ ). Puede señalarse que esta postulación no se contradice con el análisis previo sino que se ajusta al modelo de 3 parámetros adjudicado a esta crua. Tampoco se opone al número de factores efectivos calculados, ya que la distribución observada puede ser el resultado de genes con diverso efecto fenotípico, en número no definido, dentro del rango esperado. Rood & Major (1981) evaluando las unidades de calor requeridas para florecer, determinaron una distribución de frecuencia bimodal para la F2 obtenida a partir de una crua particular de dos líneas endocriadas, e indicaron que ellas diferían en un gen simple; mientras que otras cruas presentaron diferentes distribuciones evidenciando la presencia de un mayor número



**Figura 1.** Distribución de frecuencias de la F2 para las distintas cruzas. a. P1338 x Gaspé. b. P465 x Gaspé. c. CFE x Gaspé. d. H38 x Gaspé. e. P21 x Gaspé.

*F2's frequency distribution for the different crosses: a. P1338 x Gaspé. b. P465 x Gaspé. c. CFE x Gaspé. d. H38 x Gaspé. e. P21 x Gaspé.*

de genes controlando el carácter.

## CONCLUSIONES

Para todos los cruzamientos analizados la magnitud de los efectos aditivos fue altamente significativa, condición que haría factible un progreso consistente empleando métodos convencionales de selección. Las poblaciones segregantes estuvieron constituidas por materiales con una variación amplia en sus requerimientos térmicos para florecer, pero sin evidencias de segregación transgresiva que excediera el rango abarcado por los progenitores de cada cruce.

Debido a la extrema precocidad de Gaspé, una elevada proporción de individuos de las poblaciones derivadas fueron clasificados como precoces o semiprecoces. Para el mejorador, ésta es una situación que facilitaría la búsqueda de materiales que combinen los caracteres deseables de las líneas tardías con la floración temprana que aporta Gaspé.

En la cruce P 1338 x Gaspé, la identificación de genes mayores ofrecería la ventaja de clasificar en forma precisa los genotipos segregantes. Este comportamiento, aseguraría un avance rápido en los planes de mejoramiento, pudiéndose emplear los métodos de la genética mendeliana aplicables a caracteres cualitativos. En el resto de las cruces, si bien el número calculado de genes o factores no es muy elevado, las distribuciones en F2 sugieren tipos de herencia poligénica.

La información obtenida, podrá ser utilizada en planes fitotécnicos orientados a la obtención de materiales superiores precoces y duros.

## AGRADECIMIENTOS

Al Banco de Germoplasma del EEA INTA Pergamino, que cedió las semillas de las li-

neas progenitoras H38, P1338, P465 y P21, utilizadas para la creación de poblaciones derivadas.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aulicino M.B., M.J. Arturi, L.M. Bertoia & J.L. Magoja. 1992. Herencia de la precocidad en maíz tipo flint. *Revista de la Facultad de Agronomía de La Plata* 68: 5-13.
- Bianchi A. & I. Mallani. 1954. Fattori genetici nel tempo di irortura in un incrocio di *Zea mays* L. *Genetica Agraria* 4: 68-90.
- Gamble E.E. 1962. Gene effects in corn (*Zea mays* L.). I. Separation and relative importance of gene effects for yield. *Canadian Journal of Plant Science* 42: 339-348.
- Giesbrecht J. 1960. The inheritance of maturity in maize. *Canadian Journal of Plant Science* 40: 490-499.
- Hallauer A.R. 1965. Inheritance of flowering in Maize. *Genetics* 52: 129-137.
- Jinks J.L. 1983. Biometrical genetics of heterosis. En: *Heterosis. Reappraisal of theory and practice. Monographs on Theoretical and Applied Genetics* N° 6. Ed R Frankel, New York. pp. 11-21.
- Jones C.M. 1955. An inheritance study of corn maturity. *Plant Breeding Abstract* 25: 176.
- Lindstrom E.W. 1943. Experimental data on the problem of dominance in quantitative of maize (*Zea mays* L.) growing at low temperatures. II. Harvesting time, number of kernels and plant height at maturity. *Euphytica* 34: 475-482.
- Mather K. & J.L. Jinks. 1977. *Introduction to biometrical genetics*. Cornell University Press. Ithaca, New York. 232 p.
- Maryam B. & D.A. Jones. 1985. The genetics of maize (*Zea mays* L.) growing at low temperatures. II. Harvesting time, number of kernels and plant height at maturity. *Euphytica* 34: 475-482.
- Rood S.B. & D.J. Major. 1981. Inheritance of tillering and flowering-time in early maturing maize. *Euphytica* 30: 327-334.
- Stamp P. 1980. Variation in the shoot and root characters of young maize plants in relation to genotype and temperature. *Zeitschrift Fur Pflanzenzuchtung* 84 (3): 226-239.
- Steel R.G.D. & J.H. Torrie. 1988. *Bioestadística: Principios y procedimientos*. Ed. McGraw-Hill, Interamericana de México. 622 pp.
- Strickberger M.W. 1976. Análisis de los caracteres cuantitativos. En: *Genética*. Ed. Omega. Barcelona. Cap 15: 294-314.
- Stuber C.W., R.H. Moll & W.D. Hanson. 1966.

- Genetic variances and interrelationship of six traits in a hybrid population of *Zea mays* L. *Crop Science* 6: 455-458.
- Vernengo E.A., F. Pantuso, G.A. Leita & S.G. Gómez Arenas.** 1988. Comportamiento de maíces de ciclo precoz y semiprecoz en la producción de grano. Boletín Técnico del Ministerio Asuntos Agrarios de la Pcia. de Bs. As., Estación Experimental de Mercedes 9 (3): 129-134.
- Voss R.D.** 1971. Revisión de las investigaciones realizadas en la Argentina sobre prácticas de producción maicera y triguera y comentarios sobre futuras necesidades de investigación. *IDIA* 283: 25-55.
- Wright S.** 1968. The genetics of quantitative variability. En: *Evolution and the genetics of Population*. The University of Chicago Press, London, Vol. I, Chap 15: 385-386.
- Yang Y.K.** 1949. A study on the nature of genes controlling hybrid vigor, as it affects silking time and plant height in maize. *Agronomy Journal* 41: 309-312.