26628

ANALISIS DE LA INTERACCION GENOTIPO POR AMBIENTE EN PAPA (*Solanum tuberosum* spp. *andigena*), A TRAVES DE UNA METODOLOGIA NO PARAMETRICA

Analysis of genotype by environment interaction in potato (*Solanum tuberosum* spp. *andigena*) by a non-parametric methodology

José M. Cotes[1], Carlos E. Ñustez[2], Ricardo Martínez[3] y Nelson Estrada[4]

RESUMEN

El Programa de Mejoramiento en Papa, liderado por la Universidad Nacional de Colombia, estableció nueve pruebas regionales durante los años 1998 y 1999, para la evaluación de 20 genotipos promisorios de *Solanum tuberosum* subsp. *andigena*. Para el análisis e interpretación de la interacción genotipo por ambiente, se utilizó la metodología no paramétrica propuesta por Nassar *et al.* (1994), en la cual se usa un estadístico que reúne la selección por rendimiento y estabilidad fenotípica. Para la obtención de los índices de rendimiento-estabilidad, se implementó una MACRO en el programa SAS, la cual permite trabajar con datos desbalanceados, tanto por repeticiones, como por genotipos. Además, se desarrolló una metodología que permitió el análisis multivariado, utilizando, como base el estadístico de rendimiento-estabilidad, lo cual facilita el análisis del rendimiento cuando éste se divida en varias categorías, como el es caso del cultivo de papa. Los resultados, aquí, presentados muestran cómo las ventajas del uso de metodologías no paramétricas, no son compensadas cuando la mayor importancia del análisis de la interacción genotipo por ambiente es la selección de genotipos promisorios próximos a ser entregados al agricultor.

Palabras clave: Pruebas regionales, rendimiento-estabilidad, análisis multivariado.

ABSTRACT

The Potato Breeding Program, which belongs to the National University of Colombia, carried out nine regional trials during 1998 and 1999 for the evaluation of 20 promissory genotypes of *Solanum tuberosum* ssp. *andigena*. The non-parametric methodology proposed by Nassar *et al.* (1994) which it is based on a statistic that link yield and phenotypic stability was used. In order to analyzer the data set, a MACRO program in the SAS System was developed which allowed working with unbalance data for both repetitions and genotypes. It was also developed a multivariate analysis methodology, based on the yield-stability index, which permitted to analyze the yield when it is partitioning in classes. The results showed that the advantages for the use of non-parametric methodologies, are not relevant for the selection of genotypes next to be released to the farmer.

Key words: Regional trials, yield-stability index, multivariate analysis.

INTRODUCCION

El análisis de la interacción genotipo por ambiente está, estrechamente, ligado con la estimación cuantitativa de la estabilidad fenotípica de los genotipos en el ambiente. Cuando la interacción genotipo por ambiente está presente, el efecto en los genotipos no es, estadísticamente, aditivo, lo cual significa que el comportamiento de los genotipos dependen del ambiente (Hühn, 1996). La interacción genotipo por ambiente es una de las principales preocupaciones de los mejoradores, por dos razones (Kang y Magari, 1996): primera, porque reduce el progreso de selección (Cooper y DeLacy, 1994; DeLacy *et al.*, 1996) y segunda, porque hace imposible interpretar los efectos principales (debidos exclusivamente a los genotipos o al ambiente). Esta interacción ocurre tanto en el corto plazo (tres o cuatro años de pruebas en una localidad), como en el largo plazo (varios años y varias localidades). Usualmente, no se implementa el análisis de la interacción genotipo por ambiente en pruebas realizadas en el corto plazo; sin embargo, en los últimos años, esta tendencia ha cambiado (Kang y Pham, 1991), ya que se persiguen objetivos distintos y más acordes con las limitaciones prácticas de las pruebas regionales en un programa de mejoramiento. Así, se busca mejorar los sistemas de selección de los genotipos, con el fin de obtener costos aceptables en la realización de dichas pruebas y poder efectuar una adecuada selección en un tiempo razonable.

El análisis de la interacción genotipo por ambiente se puede dividir en tres clases (Kang y Magari, 1996): a) análisis por líneas altamente rendidoras; b) análisis de estabilidad fenotípica, y; c) análisis simultáneo por rendimiento y estabilidad. El primer tipo es denominado el método convencional, propuesto por Yates y Cochran (1938). Para el segundo tipo de análisis, se han desarrollado numerosas técnicas y, aunque son trabajo obligado de los programas de mejoramiento, no tienen gran aceptación, por la creencia que seleccionar por estabilidad es perjudicial para la obtención de altos rendimientos (Kang y Magari, 1996). Los últimos métodos de análisis combinan ambos enfoques (Kang y Magari, 1996; Nassar *et al.*, 1994; Hühn, 1996), los cuales tienden a tener una mayor aceptación entre los mejoradores. Según Kang y Pham (1991) la integración de la estabilidad de los rendimientos con los rendimientos en sí es

[1] Instructor Asociado. Facultad de Agronomía. Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. E-mail: jmcotes@usa.net.
[2] Profesor Asociado. Facultad de Agronomía.. Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. E-mail: cnustez@bacata.usc.unal.edu.co
[3] Profesor Titular. Facultad de Agronomía. Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. E-mail: dnmartine@veterinaria.unal.edu.co
[4] Profesor Especial. Facultad de Agronomía.. Universidad Nacional de Colombia, Bogotá. E-mail: nerbee@col-online.com

esencial en el análisis de las pruebas regionales.

Las medidas no paramétricas definen la estabilidad en el sentido de homeostasis o la habilidad de un genotipo (planta o animal) para él mismo se estabilice en diferentes ambientes (Hühn, 1979). En los métodos de regresión, la estabilidad es definida como la manera en que un genotipo es estable dentro de un ambiente en particular. Así, un genotipo estable tiene un bajo rendimiento en un ambiente pobre y un alto rendimiento en un buen ambiente (Nassar y Hühn, 1987).

Según Hühn (1996), la interacción genotipo por ambiente se puede dividir en interacción con cruzamiento y sin cruzamiento (Figura 1). Así, para la interacción sin cruzamiento, las diferencias entre tratamientos varían en magnitud, pero no en dirección (interacción sin cambio de rango), mientras que en la interacción con cruzamiento la dirección de los tratamientos varía (interacción con cambio de rango). Desde el punto de vista de los mejoradores, la interacción es aceptable mientras ésta no afecte el orden de

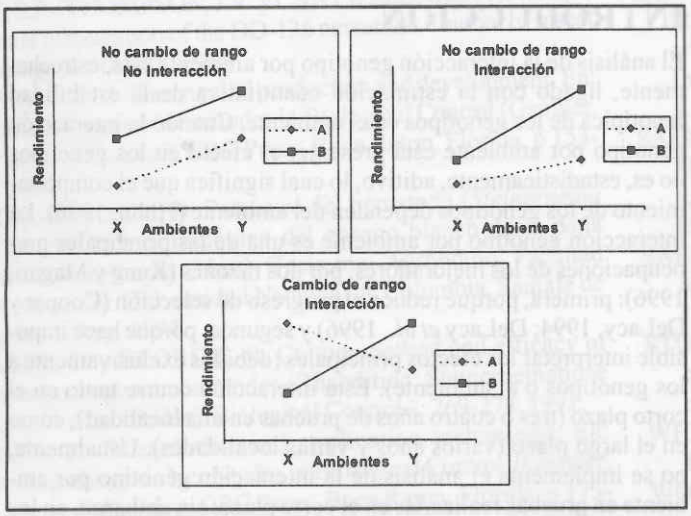

Figura 1. Interacción genotipo por ambiente y cambio de orden de rangos. Diferentes tipos de relaciones (para dos ambientes X y Y y dos genotipos A y B). Adaptado de Hühn (1996).

ranqueo. Así, el problema radica en que, bajo cuáles circunstancias, la interacción se transforma en una interacción de cambio de rango (Bake, 1990).

Según DeLacy *et al.* (1996), la partición de la interacción genotipo por ambiente se puede dividir en dos componentes: a) efecto de escala, b) falta de correlación (Muir *et al.*, 1992). El primero es debido a la heterogeneidad de varianzas y el segundo es debido a la correlación imperfecta (Muir *et al.*, 1992). La falta de correlación es el componente que afecta, directamente la eficiencia de la selección (DeLacy *et al.*, 1996). A favor de este método de partición, se han desarrollado métodos que realizan esta partición en componentes de varianza (Itoh y Yamada, 1990; Cooper y DeLacy, 1994; Windig, 1997) o por ajuste del modelo (Muir *et al.*, 1992).

Según DeLacy *et al.* (1996), la falta de correlación de los genotipos podría tener substancial impacto sobre la selección, si ésta lleva a cambios de rango en los diferentes ambientes, así, estos autores proponen una tercera partición de la interacción genotipo por ambiente, específicamente, subdividen la falta de correlación en: a) debida a cambios en el rango de genotipos en los ambientes y b) en no debida a esos cambios. Esto va acorde con el análisis no paramétrico, propuesto por Hühn (1996) y Bake (1990).

Las medidas no paramétricas de estabilidad basadas en rangos son una alternativa viable a las medidas paramétricas existentes. Estas medidas se basan en la distribución libre de los rangos. Además, no se necesita realizar supuestos acerca de la distribución de los genotipos para las medidas bajo consideración. Así, este tipo de medidas de estabilidad no requieren transformación para lograr una distribución normal y pueden ser tan sensibles como las técnicas paramétricas tradicionales (Hühn, 1987).

MATERIALES Y METODOS

Los datos del presente trabajo se obtuvieron de nueve pruebas regionales del Programa de Mejoramiento en Papa del Convenio UNIPAPA, liderado por la Facultad de Agronomía de la Universidad Nacional de Colombia, sede Bogotá, realizadas en los años 1998 y 1999 en diferentes localidades seleccionadas, por encontrarse en sitios estratégicos del la producción de papa en Colombia.

Se utilizó un diseño de bloques completos al azar con tres repeticiones en cada localidad. Se usaron como testigos, las cuatro variedades comerciales Diacol Capiro, Parda Pastusa, ICA Morita e ICA Unica. Se evaluaron dos ciclos de selección (1997 y 1998). El primero con 11 genotipos promisorios y el segundo con, nueve, por lo tanto, en cada localidad existieron dos pruebas regionales, obteniendo un total de 20 genotipos promisorios para evaluar. Las pruebas regionales realizadas no tuvieron el mismo número de genotipos, debido a la falta de disponibilidad de semilla.

La variable evaluada fue rendimiento de papa comercial (RENDPC), dividida en rendimiento de primera (RENDP1) y rendimiento de segunda (RENDP2). Se utilizó el método propuesto por Nassar *et al.* (1994). El parámetro de rendimiento estabilidad obtenido tiene una distribución normal asintótica, por lo cual, para probar las diferencias entre genotipos puede ser usado el análisis de varianza estándar y el estadístico F. Para este caso, se realizó un análisis de varianza ponderado por el recíproco del número de datos observado, debido al desbalanceo de los genotipos en los ambientes. Las comparaciones múltiples entre las medias se realizaron mediante la prueba de Student-Newman-Keuls, recomendada por Nassar *et al.* (1994), si el estadístico F es significativo (Hühn, 1996). El parámetro propuesto es:

$$S_i = \sum_{j<j'} \frac{r_{ij} - r_{ij'}}{r_{i.}}$$

donde r_{ij}, es el rango del genotipo i en la localidad j y r_i es el rango promedio del genotipo i. El rango obtenido en el numerador es calculado con los valores fenotípicos transformados por la expresión: $x'_{ij} = x_{ij} - x_i - x_{..}$, donde, x'_{ij} es el valor fenotípico ajustado del genotipo i en el ambiente j, es el valor fenotípico observado del genotipo i en el ambiente j, es el promedio del genotipo i y es la media general. La transformación es realizada para obtener una medida de estabilidad, mientras que el rango del denominador se obtiene con los datos sin transformar, siendo éste una medida de rendimiento. Se seleccionan los genotipos con menor índice S_i.

Al ser S_i una razón entre dos rangos, se le puede implementar la utilización del método multivariado de la suma de rangos (Sen y Puri, 1971). Este método permite controlar, directamente, la importancia de una variable, logrando direccionar el proceso de selección, lo cual es deseable, ya que, dentro del proceso de selección de los genotipos, se espera encontrar una variedad nueva la cual tenga una distribución de los rendimientos determinada, acorde con las necesidades del mercado.

De esta manera, se le asigna un coeficiente por el cual se multiplica cada parámetro (*S*), dependiendo de la importancia que se le pretenda dar a cada una de las dos variables. Por ejemplo 3 para S-P1 del rendimiento de primera (RENDP1) y 1 para S-P2 del rendimiento de segunda (RENDP2), así, se le otorgará una importancia del 75% de la decisión de selección al rendimiento de primera y un 25% al rendimiento de segunda. Para evaluar las ventajas del método se realizaron dos índices de rendimiento-estabilidad combinados (SC). La primera opción (S-C1) es como la ilustrada en el ejemplo anotado, la cual busca seleccionar genotipos aptos para consumo industrial y la segunda (S-C2) otorgándole igual importancia a las dos variables, es decir, asignándoles coeficientes de 1:1 para S-P1 y S-P2, respectivamente, la cual pretende seleccionar clones para el consumo en fresco. Aunque el tamaño de tubérculo no es la única característica para determinar estas dos categorías, esta característica sí es una de las más importantes. Además, con la valoración de estos dos índices, se pretende evaluar la viabilidad estadística de la técnica propuesta.

Estos estadísticos al estar conformados por la suma de estadísticos que se distribuyen como una normal asintótica (Nassar *et al.*, 1994), conserva esta misma distribución y es aplicable la prueba de comparación múltiple mencionada anteriormente.

Para el procesamiento de los datos se desarrolló una MACRO en el programa SAS, denominada NASS, la cual permite realizar un rápido procesamiento de los datos. La cual está disponible, a través de comunicación vía e-mail con los autores del presente artículo.

La macro arroja los siguientes resultados:

1. ANOVA ponderado para el índice de rendimiento-estabilidad.
2. Prueba de comparación múltiple SNK.

La macro trabaja con la opción LSMEANS de PROC GLM para generar la tabla de dos vías clon*amb, con el fin de controlar el posible desbalance del número de repeticiones, sea planeado o no planeado (pérdida de unidades experimentales en una localidad).

RESULTADOS Y DISCUSION

Análisis de rendimiento-estabilidad para los genotipos seleccionados en 1997

Indice de rendimiento-estabilidad

El análisis de varianza muestra diferencias altamente significativas (P<0,01) para los índices obtenidos para cada clon (Cuadro 1). Además, se observa un buen R2 de los modelos (mayores del 80%) y bajos coeficientes de variación (Menores del 10%).

Los índices de rendimiento-estabilidad de Nassar *et al.* (1994) para las variables RENDP1 (S-P1) y RENDP2 (S-P2), muestran al genotipo 382150-6 como el más estable y rendidor (con el índice de rendimiento-estabilidad más bajo) (Cuadro 3). Sin embargo, este genotipo no es diferente significativamente (P>0,05), según la prueba de comparación múltiple SNK, de los 11 y 8 genotipos subsiguientes. Teniendo en cuenta que se evalúan 15 genotipos, éste es un agrupamiento bastante amplio, para poder tomar, con certeza, una decisión de selección, siendo éste un factor muy desfavorable.

Los índices de rendimiento-estabilidad S-P1 y S-P2 excluyen del primer nivel de agrupamiento a las variedades testigos Parda Pastusa, ICA Morita y Diacol Capiro. Así, en este caso, el índice de rendimiento-estabilidad de Nassar *et al.* (1994), aunque no clarifica los genotipos para elegir, si discrimina los genotipos para descartar. Como los genotipos no seleccionados corresponden a

Cuadro 1. Análisis de varianza para el índice de estabilidad-rendimiento de Nassar *et al.* (1994).

SELECCION	VARIABLE[1]	FUENTE DE VARIACION	GRADOS DE. LIBERTAD	CUADRADO MEDIO	VALOR DE F	PR>F	R^2	C.V.
1997	S-PC	Genotipos	14	40,23544	9,19	0,0001	0,8109	7,1534
		Error	30	4,3779				
	S-P1	Genotipos	14	64,8074	10,04	0,0001	0,8241	8,4285
		Error	30	6,4534				
	S-P2	Genotipos	14	11,8262	6,38	0,0001	0,7485	4,8035
		Error	30	1,8543				
	S-C1	Genotipos	14	658,4108	9,47	0,0001	0,8154	7,0216
		Error	30	69,5487				
	S-C2	Genotipos	14	97,7395	8,49	0,0001	0,7985	5,8010
		Error	30	11,5121				
1998	S-PC	Genotipos	12	10,0455	2,94	0,0104	0,5757	13,2729
		Error	26	3,4173				
	S-P1	Genotipos	12	10,4977	3,78	0,0022	0,6358	12,0218
		Error	26	2,7754				
	S-P2	Genotipos	12	9,26674	4,39	0,0008	0,6697	10,2858
		Error	26	2,1096				
	S-C1	Genotipos	12	109,9720	3,73	0,0024	0,6326	9,7495
		Error	26	29,4840				
	S-C2	Genotipos	12	21,8396	3,84	0,002	0,6394	8,5208
		Error	26	5,6836				

[1] Ponderado por el recíproco del número de localidades.

las variedades testigo, cualquiera de los genotipos promisorios cumplirá con las expectativas en rendimiento-estabilidad.

La variedad ICA Unica presenta un comportamiento diferente a las otras variedades testigo, descartándose en la producción de tubérculos de segunda (S-P2, Cuadro 3). Esto es explicable por la naturaleza genética del material, que es la alta producción de tubérculos gruesos.

Indice de rendimiento-estabilidad combinado

El índice de rendimiento-estabilidad para la variable RENDPC (Cuadro 3) selecciona los mismos genotipos que el índice de rendimiento-estabilidad combinado S-C1 (destinados a uso industrial) y son diferentes a los que selecciona el índice de rendimiento-estabilidad combinado S-C2 (destinados a consumo fresco), el cual excluye, además, a los genotipos 87-502-17 y a la variedad ICA Unica.

De esta manera, aunque no se gana eficiencia en la toma de decisiones de selección para uso industrial, se observa, claramente, un cambio en la selección para consumo fresco, evidenciando, así, la sensibilidad de los propuestos índices de rendimiento-estabilidad combinados.

Al igual que el análisis realizado por S-P1 y S-P2, los estadísticos de rendimiento-estabilidad combinados (S-C1 y S-C2) muestran claridad en los genotipos para descartar. En los genotipos para seleccionar, se observa la misma amplitud que los índices de rendimiento-estabilidad de las variables simples.

Al observar el coeficiente de correlación de Spearman (Cuadro 2), encontramos que existe una mayor correlación del S-C1 con S-P1 (0,9750) que con S-P2 (0,5321). De igual manera, ocurre entre el S-C2 con S-P1 (0,9178) y con S-P2 (0,7071). Sin embargo, en el primer caso, se presenta una mayor diferencia entre el grado de asociación de S-P1 y S-P2 que en el segundo caso, donde se observa que, al cambiarle el peso a las variables en la obtención de los parámetros de rendimiento-estabilidad combinados, estos varían, sustancialmente, su tipo de ranqueo.

Análisis de rendimiento-estabilidad para los genotipos seleccionados en 1998

Indice de rendimiento-estabilidad

El análisis de varianza (Cuadro 1) muestra diferencias altamente significativas (P<0,01) para los índices obtenidos para cada clon. Además, se observa unos moderados R2 de los modelos (mayores al 50%) y unos bajos coeficientes de variación (menores del 15%), pero más altos que los encontrados para los índices de rendimiento-estabilidad obtenidos para los genotipos seleccionados en 1997.

Este método permite ver que son elegibles por el Programa de Mejoramiento 12 genotipos, para la variable S-P1 y 11 genotipos, para la variable S-P2 (Cuadro 4). Teniendo en cuenta que se evalúan 13 genotipos, se puede observar que este método no presenta claridad en la selección de genotipos, como, tampoco, presenta claridad en el (los) genotipo(s) para descartar, siendo éstos diferentes en ambas variables.

En los genotipos seleccionados en 1997, se observa, también, la misma tendencia de este método en *no clarificar los genotipos para seleccionar*, sin embargo, en ese caso, sí fue posible determinar los genotipos para descartar.

Esta diferencia presentada para las dos selecciones (1997 y 1998), en cuanto a la interpretación mediante el estadístico de rendimiento-estabilidad de Nassar *et al.* (1994), en parte, puede deberse a que los genotipos provenientes de la selección de 1998 presentan un mayor coeficiente de variación para el índice de rendimiento-estabilidad y, además, dichos índices son más bajos y cercanos entre sí (Cuadro 4) que los obtenidos por los genotipos provenientes de la selección de 1997 (Cuadro 3). Por lo tanto, la selección de los genotipos para evaluar en las pruebas regionales realizada en 1997 fue mejor que la realizada en 1998.

Por otra parte, la falta de certidumbre de este método para evaluar los genotipos seleccionados en 1998, puede deberse a la cantidad de ambientes (menos de 10) y genotipos (menos de 15), lo cual hace que el índice de rendimiento-estabilidad, propuesto por Nassar *et al.* (1994), disminuya, substancialmente, su poder de inferencia (Nassar *et al.*, 1994).

Indice de rendimiento-estabilidad combinado

Al igual que los índices de rendimiento-estabilidad para variables simples, los índices de rendimiento-estabilidad combinados S-C1 y S-C2 no muestran claridad en los genotipos para seleccionar. Sin embargo, ambos índices presentan a la variedad Parda Pastusa como el genotipo para descartar en la producción de papa, tanto para uso industrial, como consumo fresco (Cuadro 4).

El estadístico de rendimiento-estabilidad combinado S-C1 no permitió seleccionar ni descartar genotipos diferentes a los elegidos por el índice de rendimiento estabilidad para la variable producción de tubérculos comercial (S-PC) (Cuadro 4). Con ello, se confirma la tendencia mostrada por el método en el análisis de los genotipos provenientes de la selección de 1997, mostrando que S-C1 es menos sensible a las decisiones de selección de variedades de papa para uso industrial.

El coeficiente de correlación de Spearman (Cuadro 2) muestra que se presenta una mayor correlación del S-C1 con S-P1 (0,7802) que con S-P2 (0,5054). La situación contraria ocurre entre el S-C2 con S-P1 (0,5549) y con S-P2 (0,7252), que, nuevamente, muestra la eficiencia en utilizar los índices combinados sobre las variables individuales. Es de notar que, en este análisis (genotipos seleccionados en 1998), los resultados presentan un menor grado de asociación entre las variables evaluadas y con más amplios rangos de selección que los obtenidos por los genotipos seleccionados en 1997.

Finalmente, los resultados, aquí presentados, muestran que las ventajas del uso de metodologías no paramétricas no son compensadas cuando la mayor importancia del análisis de la interacción genotipo por ambiente en la selección de genotipos promisorios próximos a ser entregados al agricultor.

Cuadro 2. Coeficiente de correlación de Spearman para los índices de rendimiento-estabilidad obtenidos.

	SELECCION 1997				SELECCION 1997			
	S-P1	S-P2	S-C1	S-C2	S-P1	S-P2	S-C1	S-C2
S-PC	0,9071[1]	0,6143	0,9464	0,9357	0,7308	0,2692	0,8462	0,7363
	0,0001[2]	0,0148	0,001	0,0001	0,0045	0,3737	0,0003	0,0041
S-P2		0,4143	0,9750	0,9179		-0,1099	0,7802	0,5550
		0.1247	0,0001	0,0001		0,7208	0,0017	0,0490
S-P2			0,5321	0,7071			0,5055	0,7253
			0,0412	0,0032			0,0780	0,0050
S-C1				0,9607				0,9176
				0,0001				0,0001

[1] Coeficiente de correlación (R) [2] Prob > |R| bajo Ho: R=0

Cuadro 3. Prueba de comparación múltiple SNK, para los índices de rendimiento-estabilidad combinados

S-PC			S-P1			S-P2			S-C1			S-C2		
CLON	MEDIA[1]		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA	
Capiro	56,597	A	Capiro	61,287	A	87-502-17	38,526	A	Capiro	213,56	A	Capiro	90,982	A
Pastusa	44,342	B	Pastusa	56,405	BA	Morita	36,505	BA	Pastusa	203	BA	Pastusa	90,194	A
88-691-93	39,733	CB	88-691-93	45,201	BC	Unica	34,664	BAC	88-691-93	164,69	BAC	Morita	74,817	BA
Morita	39,714	CB	Morita	38,313	DC	Pastusa	33,789	BDAC	Morita	151,44	BDC	88-691-93	74,283	BA
88-35-5	30,152	CBD	88-35-5	32,876	DCE	91-22-5	32,529	EBDAC	88-35-5	121,06	EDC	87-502-17	63,125	BC
Unica	29,429	CBD	38119-20	27,989	DCE	83-209-2	30,21	EBDAC	Unica	113,59	EDC	Unica	60,973	BC
87-502-17	25,291	CD	Unica	26,309	DCE	Capiro	29,695	EBDAC	87-502-17	112,32	EDC	83-209-2	55,879	BCD
83-209-2	25,283	CD	83-209-2	25,669	DCE	88-691-93	29,081	EBDACF	38119-20	107,81	EDC	88-35-5	55,313	BCD
91-22-5	25,195	CD	87-502-17	24,599	DE	91-53-4	27,704	EBDACF	83-209-2	107,22	EDC	38119-20	51,837	BCD
38119-20	24,358	CD	87-602-4	24,067	DE	87-602-4	26,452	EBDCF	91-53-4	98,85	EDC	91-53-4	51,419	BCD
87-602-4	23,522	CD	91-53-4	23,715	DE	38119-20	23,849	EDCF	87-602-4	98,65	EDC	87-602-4	50,519	BCD
391679-56	22,6	CD	391679-56	22,633	DE	391679-56	23,685	EDCF	391679-56	91,58	ED	91-22-5	49,161	BCD
91-53-4	22,327	CD	88-35-7	19,849	DE	88-35-5	22,437	EDF	91-22-5	82,42	ED	391679-56	46,317	BCD
88-35-7	20,6	D	91-22-5	16,632	DE	88-35-7	21,766	EF	88-35-7	81,31	ED	88-35-7	41,615	CD
382150-6	14,353	D	382150-6	12,444	E	382150-6	18,163	F	382150-6	55,5	E	382150-6	30,607	D

[1] Medias con la misma letra no son, significativamente, diferentes (α=0,05)

Cuadro 4. Prueba de comparación múltiple SNK, para los índices de rendimiento-estabilidad combinados

S-PC			S-P1			S-P2			S-C1			S-C2		
CLON	MEDIA[1]		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA		CLON	MEDIA	
Capiro	26,75	A	Pastusa	26,778	A	Única	22,001	A	Pastusa	94,68	A	Pastusa	41,122	A
Pastusa	20,246	BA	Capiro	21,602	BA	386694-1	19,216	BA	Capiro	82,03	BA	Capiro	38,823	BA
90-60-2	14,876	B	90-82-6	13,807	B	84-75-16	18,542	BAC	Única	60,26	B	Única	34,754	BAC
91-68-2	14,042	B	Morita	13,792	B	Morita	17,742	BAC	Morita	59,12	B	Morita	31,533	BAC
Única	13,916	B	90-60-2	13,761	B	Capiro	17,221	BAC	90-60-2	57,78	B	90-60-2	30,26	BAC
90-82-6	12,945	B	91-68-2	12,995	B	90-60-2	16,499	BAC	90-82-6	50,8	B	386694-1	29,024	BAC
90-19-2	12,642	B	Única	12,754	B	Pastusa	14,344	BAC	91-68-2	48,79	B	84-75-16	28,351	BAC
386694-1	12,493	B	82-300-1	12,226	B	90-19-2	12,183	BAC	386694-1	48,64	B	90-19-2	23,924	BC
Morita	11,726	B	90-19-2	11,741	B	91-24-3	10,431	BC	84-75-16	47,97	B	90-82-6	23,182	BC
84-75-16	11,609	B	91-64-1	10,997	B	91-68-2	9,809	BC	90-19-2	47,41	B	91-68-2	22,803	BC
82-300-1	10,37	B	91-24-3	10,398	B	82-300-1	9,577	BC	82-300-1	46,25	B	82-300-1	21,802	BC
91-64-1	10,329	B	84-75-16	9,809	B	90-82-6	9,375	BC	91-24-3	41,62	B	91-24-3	20,829	C
91-24-3	8,956	B	386694-1	9,808	B	91-64-1	8,107	C	91-64-1	41,1	B	91-64-1	19,105	C

[1] Medias con la misma letra no son, significativamente, diferentes (α=0,05)

LITERATURA CITADA

BAKER, R.J. Crossover genotype-environment interaction in spring wheat. En: Genotype-by-Environment Interaction and Plant Breeding. M.S. Kang. ed. Lousiana State University, Baton Rouge, Lousiana 70803. E.U.A. p. 42-51. 1990.

COOPER, M. y E I. H. DELACY. Relationships among analytical methods used to study genotypic variation and genotype-by-environment interaction in plant breeding multi-environment experiments. Theoretical and Applied Genetics 88: 561-572. 1994.

DELACY, I. H., R. L. EISEMANN y M. COOPER. The importance of genotype by environment interaction in regional variety trials. En: Genotype-by-Environment Interaction and Plant Breeding. M.S. Kang. ed. Lousiana State University, Baton Rouge, Lousiana 70803. E.U.A. p. 287-300.1990.

DELACY, I. H., M. COOPER y K. E. BASFORD. Relationships among analytical methods used to study genotype-by-environment interactions and evaluation of their impact on response to selection. En Genotype-by-Environmet Interaction. Kang M.S. y Gauch H.G. eds. CRC press, New York. E.U.A. p. 51-84. 1996.

HÜHN, M. Beiträge zur Erfassung der phänotypishen Stabilität I. Vorschlag einiger auf Ranginformationen beruhenden Stabilitätsparameter. EDP in Medicine and Biology 10: 112-117. 1979.

HÜHN, M. Nonparametric analysis of genotype X environment interactions by ranks. En Genotype-by-Environmet Interaction. Kang M.S. y Gauch H.G.eds. CRC press, New York. E.U.A. p. 235-271. 1996.

ITOH, Y. y Y. YAMADA. Relationships between genotype x environment interaction and genetic correlation of the same trait measured in different environments. Theoretical and Applied Genetics 80: 11-16. 1990.

KANG, M. S. y R. MAGARI. New development in selecting for phenotypic stability in crop breeding. En Genotype-by-Environmet Interaction. Kang M.S. y Gauch H.G. eds. CRC press, New York. p. 1-14. 1996.

KANG, M. S. y H. N. Pham. Simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. Agronomy Journal 83: 161-165. 1991.

MUIR, W., W. E. NYQUIST y S. XU. Alternative partitioning of the genotype-by-environment interaction. Theoretical and Applied Genetics 84: 193-200. 1992.

NASSAR, R. y M. HÜHN. Studies on estimation of phenotypic stability: Test of significance for nonparamentric measures of phenotypic stability. Biometrics 47: 45-53. 1987.

NASSAR, R., J. LEÓN y M. HÜHN. Test of significance for combined measures of plant stability and performance. Biometrical Journal 36: 109-123. 1994.

PURI M. L. y P. K. SEN. Nonparametric methods in multivariate analysis. John Wiley & Sons. New York. E.U.A. 1971.

WINDIG, J. J. The calculation and significance testing of genetic correlations acrros environment. Journal of Evolutionary Biology 10: 853-874. 1997.

YATES, F. y W. G. COCHRAN. The analysis of group of experiment. Journal of Agriculture Science 28: 556-580. 1938.