

Estabilidad fenotípica de híbridos de maíz en Venezuela utilizando el índice de superioridad y la regresión lineal bisegmentada

Phenotypic stability of maize hybrids in Venezuela using the index of superiority and the bilinear regression

Rubén J. Silva Díaz^{1*}, Alberto A. Pérez Colmenares², Sol A. Medina Montilla¹, Juan E. Viloria Díaz¹, Pedro J. García Mendoza², Ana Duarte³, Jacinto Tablante⁴ y Tirzo Pacheco⁵

Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas. INIA ¹Guárico, ²Portuguesa, ³Barinas y ⁴Yaracuy. ⁵Privado. Compañía Anónima (HIMECA). Magdaleno, estado Aragua. Venezuela.
Correos electrónicos: rjsilva@inia.gob.ve*, tirzopacheco@hotmail.com

RESUMEN

El análisis de estabilidad fenotípica proporciona información detallada del comportamiento de cada genotipo frente a variaciones ambientales; en tal sentido, el objetivo de esta investigación fue detectar la presencia de interacción genotipo por ambiente y conocer la adaptabilidad y estabilidad fenotípica de 18 híbridos de maíz (*Zea mays* L.), utilizando los modelos: índice de superioridad y regresión lineal bisegmentada. Doce híbridos experimentales y seis testigos comerciales fueron sembrados en siete localidades de Venezuela durante la estación lluviosa del año 2012, en un diseño de bloques completamente aleatorizados con tres repeticiones. El carácter evaluado fue rendimiento de grano ($t\ ha^{-1}$). El análisis de varianza combinado mostró que el comportamiento de los híbridos fue inconsistente debido a las variaciones ambientales. Con el modelo índice de superioridad, los híbridos 'DK 1596' y 'Exp A-1' fueron identificados como estables, mientras que el modelo de la regresión lineal bisegmentada permitió identificar los híbridos: 'Exp A-1', 'Exp A-2', 'Exp A-3', 'Exp A -5', 'Exp B-1', 'Exp B-4', 'Pioneer 30F35' y 'DK-370' como estables. Con ambos modelos el híbrido 'Exp A-1' fue identificado como estable y el 'Exp B-4' como adaptable a condiciones favorables. El modelo de regresión lineal bisegmentada fue más discriminatorio que el índice de superioridad; por lo tanto, el primero de ellos fue más eficiente y adecuado para el análisis de adaptabilidad y estabilidad. Los híbridos 'Exp A-1' y 'Exp B-4' mostraron un buen comportamiento productivo en las diferentes localidades de evaluación, lo cual debería ser considerado para su liberación como cultivares comerciales.

Palabras clave: *Zea mays* L., interacción genotipo por ambiente, previsibilidad, estabilidad, adaptabilidad.

ABSTRACT

The phenotypic stability analysis provides detailed information on the behavior of each genotype against environmental variations, in this sense, the objective of this research was to detect the presence of genotype by environment interaction as well as to know the adaptability and phenotypic stability of eighteen maize hybrids (*Zea mays* L.), by using the models index of superiority and bilinear regression. Twelve experimental hybrids and six commercial controls were planted in seven locations of Venezuela, during 2012 rainy season, in a randomized complete block design with three replications. The trait of interest was grain yield ($t\ ha^{-1}$). Combined analyses of variance showed that hybrids performance were inconsistent because of environmental variations. With the model of index of superiority the hybrids 'DK 1596' and 'Exp A-1' were identified as stable, while the model of bilinear regression allowed to identify the hybrids: 'Exp A-1', 'Exp A-2', 'Exp A-3', 'Exp A -5', 'Exp B-1', 'Exp B-4', 'Pioneer 30F35' and 'DK-370' as stable. With both models the hybrid 'Exp A-1' was identified as stable whereas 'Exp B-4' as adaptable to favorable conditions. The model of bilinear regression was more discriminatory than the index of superiority; therefore, the first one was more efficient and suitable for the analysis of both adaptability and stability. The hybrids 'Exp A-1' and 'Exp B-4' showed a good productive performance in the different localities of evaluation, which should be considered for their release as commercial cultivars.

Key words: *Zea mays* L., genotype by environment interaction, predictability, stability, adaptability.

INTRODUCCIÓN

En Venezuela, el maíz (*Zea mays* L.) es el cereal de mayor importancia en superficie sembrada, volumen y valor de la producción. Es cultivado prácticamente en todo el territorio nacional y sometido a las más variadas condiciones ambientales.

Todo programa de mejoramiento genético de plantas en sus etapas preliminares, evalúa los cultivares desarrollados en una sola localidad y en las etapas finales son evaluados en varios sectores (Duarte y Vencovsky, 1999). Para que un programa de mejoramiento genético alcance su objetivo y desarrolle cultivares adaptados a las diversas condiciones productoras del país, es necesario que los genotipos sean evaluados en un gran número de localidades, que reflejen las condiciones ambientales a las cuales los cultivares serán sometidos (Pereira *et al.*, 2009a).

El comportamiento diferencial de los genotipos en las diversas localidades se debe a la interacción genotipo por ambiente (IGA), la ocurrencia de dicha interacción tiene gran importancia, principalmente para el carácter rendimiento de grano, ya que la mayoría de las veces, hace que los mejores genotipos en una determinada localidad no lo sean en otra, dificultando la recomendación de cultivares para toda la población. Una forma de sacar provecho de la IGA para la indicación de nuevos cultivares, es identificar genotipos con alta adaptabilidad y estabilidad fenotípica.

Cruz *et al.* (2004) señalan que existen más de una decena de metodologías de análisis de adaptabilidad y estabilidad destinadas a la evaluación de un grupo de materiales genotípicos probados en una serie de ambientes. Entre ellas destacan Plaisted y Peterson (1959); Finlay y Wilkinson (1963); Wricke (1965); Eberhart y Russell (1966); Gollob (1968); Tai (1971); Shukla (1972); Verma *et al.* (1978); Silva y Barreto (1985); Lin y Binns (1988); Cruz *et al.* (1989); Huehn (1990); Annicchiarico (1992); Storck y Vencovsky (1994); Silva (1995); Cornelius *et al.* (1996); Lin y Binns (1988), modificado por Carneiro (1998).

Diversos trabajos sobre el estudio de la adaptabilidad y estabilidad en varios cultivos, a través del uso de diferentes metodologías, han sido publicados en la literatura existente sobre arroz

(Muthuramu *et al.*, 2011; Acevedo *et al.*, 2010); avena blanca (Lorencetti *et al.*, 2004), caña de azúcar (Rea y Souza, 2002), caraota (Pereira *et al.*, 2009 b; Carbonell *et al.*, 2004; Piana *et al.*, 1999), centeno (Jalata, 2011); lenteja (Karimizadeh *et al.*, 2013), papa (Roa *et al.*, 2010), soya (Pereira *et al.*, 2009a) y en maíz (Oliveira *et al.*, 2014; García *et al.*, 2009; Alejos *et al.*, 2006; Moreira *et al.*, 2006, Medina *et al.*, 2002; Ribeiro *et al.*, 2000).

En el modelo de Lin y Binns (1988) se considera como medida para estimar el comportamiento genotípico, el cuadrado medio de la distancia entre la media del cultivar y la respuesta media máxima para todos los ambientes, de modo que, genotipos con menores valores corresponden a los de mejor desempeño. Este método pondera las desviaciones de comportamiento de los cultivares en los ambientes, o sea, considera la estabilidad de comportamiento. Además, toma en consideración el rendimiento del genotipo y la respuesta relativa a un genotipo hipotético que es una medida de adaptabilidad.

Cruz *et al.* (1989) presentan una extensión de la metodología propuesta por Silva y Barreto (1985), tornándola operacionalmente más simple y con propiedades estadísticas más adecuadas a los propósitos del mejoramiento.

El método de Cruz *et al.* (1989) se basa en la regresión bisegmentada y tiene como parámetros de adaptabilidad la media (B_{0i}), la respuesta lineal a los ambientes desfavorables (B_{1i}) y la respuesta lineal a los ambientes favorables ($B_{1i} + B_{2i}$).

La estabilidad es evaluada por el cuadrado medio de los desvíos de la regresión y por el coeficiente de determinación R^2 . Ambientes desfavorables son los que presentan índices ambientales negativos, mientras que los favorables son aquellos cuyos índices ambientales son positivos.

En los últimos años, trabajos científicos realizados en el país utilizando alguno de estos dos últimos métodos en cultivares de maíz, son pocos, se conocen los siguientes: Matzavrako (2006) y San Vicente *et al.* (2005).

Considerando los aspectos citados, se desarrolló el presente trabajo, con el objetivo de detectar la presencia de la interacción genotipo por ambiente,

así como conocer la adaptabilidad y la estabilidad de distintos híbridos de maíz sometidos a diferentes condiciones ambientales en diversas zonas de producción del rubro.

MATERIALES Y MÉTODOS

Genético

Fueron evaluados dieciocho híbridos experimentales y comerciales de maíz de granos blanco y amarillo (Cuadro 1), de los cuales doce correspondieron a híbridos experimentales (siete de granos blanco y cinco de granos amarillo) generados por el programa de mejoramiento genético de maíz del Instituto Nacional de Investigaciones Agrícolas (INIA) y seis híbridos comerciales (tres de granos blancos: 'Pioneer 4082W', 'DK 370' y 'D1A-255' y tres de granos amarillos: 'Dow 2B-710', 'Pioneer 30F35' y 'DK 1596') utilizados como testigos.

Localidades de evaluación

La evaluación experimental de los híbridos fue realizada en el año agrícola 2012, en siete localidades diferentes ubicadas en los estados Portuguesa, Yaracuy, Aragua, Barinas y Guárico (Cuadro 2).

Diseño experimental

Los dieciocho híbridos fueron sembrados en un mismo experimento en cada localidad, utilizando el diseño experimental bloques completos aleatorizados con tres repeticiones. Cada parcela estuvo constituida por dos hileras de 5 m, sembradas con dos semillas por punto cada una y después de 25 días se realizó el entresaque dejando 25 plantas por hilera, fueron cosechadas las dos hileras de forma integral. El espaciamiento fue de 0,20 m entre plantas y 0,80 m entre hileras para una población de aproximadamente 62.500 plantas ha⁻¹.

Cuadro 1. Híbridos de maíz evaluados en 7 localidades de Venezuela en el ciclo de lluvias de 2012.

| Entrada | Cultivar | Tipo | Color de grano | Origen |
|-----------------|---------------|--------|----------------|-----------------|
| G ₁ | Exp B-1 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₂ | Exp B-2 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₃ | Exp B-3 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₄ | Exp B-4 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₅ | Exp B-5 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₆ | Exp B-6 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₇ | Exp B-7 | Simple | Blanco | INIA |
| G ₈ | Exp A-1 | Simple | Amarillo | INIA |
| G ₉ | Exp A-2 | Simple | Amarillo | INIA |
| G ₁₀ | Exp A-3 | Simple | Amarillo | INIA |
| G ₁₁ | Exp A-4 | Simple | Amarillo | INIA |
| G ₁₂ | Exp A-5 | Simple | Amarillo | INIA |
| G ₁₃ | Pioneer 4082W | Simple | Blanco | Pioneer |
| G ₁₄ | DK 370 | Simple | Blanco | Monsanto |
| G ₁₅ | D1A-255 | Simple | Blanco | Danac |
| G ₁₆ | Dow 2B-710 | Simple | Amarillo | Dow Agrosiences |
| G ₁₇ | Pioneer 30F35 | Triple | Amarillo | Pioneer |
| G ₁₈ | DK 1596 | Simple | Amarillo | Monsanto |

Cuadro 2. Localidades de evaluación de los experimentos.

| Estado | Municipio | Localidad | Coordenadas geográficas | m.s.n.m. |
|------------|---------------|--|--------------------------|----------|
| Portuguesa | Agua Blanca | Santa Ana (1), Campo Exp. INIA Portuguesa | 09°32'N 69°6'W | 196 |
| | Villa Bruzual | Turén (2), Campo Exp. INIA Portuguesa | 09°16'N 69°5'W | 275 |
| Yaracuy | José A. Páez | Mayurupi (3), Campo Exp. INIA Yaracuy | 10°7'31"N 69°2'6"W | 320 |
| | José A. Páez | Sabana de Parra (4), Finca La Blanquera | 10°5'30"N 69°1'30"W | 370 |
| Aragua | Zamora | Magdaleno (5), Campo Exp. HIMECA | 10°02'N 67°34'W | 415 |
| Barinas | Barinas | Punta Gorda (6), Campo Exp. INIA Barinas | 08°32'43"N 70°08'32"W | 180 |
| Guárico | Ribas | Tucupido (7), Finca Roblecito | 09°16'N 65°47'W | 150 |

Carácter evaluado

En los experimentos fue evaluado el carácter producción de granos (PG) como el peso total de granos de la parcela, expresado en gramos por parcela. A partir del PG fue calculado el rendimiento de granos (RG) corregido para 12% de humedad y transformado a toneladas por hectárea ($t\ ha^{-1}$). Al rendimiento de granos se le realizó el análisis de covarianza para el ajuste de los datos, utilizando el promedio del número de plantas de la parcela como covariable.

Todos los ensayos fueron sembrados y cosechados en forma manual. El manejo agronómico estuvo acorde con las recomendaciones técnicas sugeridas para el cultivo en cada región.

Análisis de varianza

Todos los análisis de varianza individuales y el combinado fueron realizados, por medio del programa computacional SAS (SAS Institute, 2003). Antes de efectuarlos se probó la distribución normal de los residuos, a través de la prueba de Shapiro-Wilk (Shapiro y Wilk, 1965) y la homogeneidad de las varianzas de los residuos entre las localidades, a través de la prueba de Hartley (Hartley, 1950).

En la derivación de los cuadrados medios esperados y para la realización de las pruebas de F, los cultivares se consideraron efectos fijos, mientras que las repeticiones, localidades y las interacciones con localidades fueron consideradas efectos aleatorios.

El análisis de varianza combinado fue realizado según el modelo estadístico siguiente:

$$Y_{ijk} = \mu + g_i + l_k + r(l)_{j(k)} + gl_{ik} + \varepsilon_{ijk} \quad \text{Ecuación 1}$$

En que: Y_{ijk} : se refiere al valor observado del i -ésimo genotipo o cultivar en la j -ésima repetición de la k -ésima localidad; μ : es el efecto de la media general; g_i : es el efecto fijo del i -ésimo genotipo, con $i = 1, \dots, 18$; $r(l)_{j(k)}$: es el efecto aleatorio de la j -ésima repetición en la k -ésima localidad, con $j = 1, \dots, 3$; l_k : es el efecto aleatorio de la k -ésima localidad, con $k = 1, \dots, 7$; (gl_{ik}) es el efecto aleatorio de la interacción del i -ésimo genotipo o cultivar con la k -ésima localidad, ε_{ijk} : es el error asociado a la observación Y_{ijk} .

El análisis de varianza combinado se efectuó sobre el rendimiento de grano a 12% de humedad expresado en $t\ ha^{-1}$ a través de las 7 localidades, considerando un modelo mixto.

Análisis de estabilidad

La detección de significancia en la IGA justifica una partición y análisis más detallado de este componente de varianza, en virtud que el método tradicional de análisis de varianza es poco informativo acerca de IGA y se utiliza para pocos ambientes. En tal sentido, la partición y análisis de IGA para el estudio de la estabilidad y adaptabilidad de cultivares, posterior a la detección de la misma, fue realizada a través de las metodologías propuestas por a) Lin y Binns (1988) y b) Cruz, Torres y Vencovsky (1989):

a) Método de Lin y Binns

Se basa en la estimación de un parámetro de adaptabilidad y estabilidad conocido como índice de superioridad (P_i), a través del cual la estabilidad de un cultivar se evalúa mediante la suma de cuadrados de las diferencias entre el potencial productivo del cultivar de interés con el máximo rendimiento observado en cada localidad (máximas desviaciones del rendimiento), de modo que, genotipos con menores valores corresponden a los de mejor desempeño, para tal fin, se calcula P_i de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\bar{X}_{ij} - Max_j)^2}{2n} \quad \text{Ecuación 2}$$

donde:

P_i = Índice de superioridad y estabilidad del genotipo i ;
 \bar{X}_{ij} = Rendimiento o promedio del genotipo i en la localidad j ;

Max_j = Rendimiento o promedio máximo en la localidad j ;
 n = Número de localidades o ambientes evaluados;

Este P_i se calcula a partir de la suma de cuadrados de las diferencias entre el genotipo de interés (\bar{X}_{ij}) con respecto al genotipo de máximo rendimiento de cada ambiente (Max_j), P_i representa el cuadrado medio del efecto conjunto de genotipos e IGA y por ser calculado con referencia a la máxima respuesta, determina la estabilidad del genotipo considerado.

En esta metodología el genotipo estable es el que presenta menor P_i , y cuando P_i es un valor inferior al cuadrado medio del error del análisis de varianza

conjunto, esto indica que existe paralelismo entre la respuesta máxima y el genotipo particular, lo que facilita al fitomejorador la toma de decisiones, ya que selecciona únicamente con base al índice de superioridad; en caso contrario, debe examinar la adaptabilidad de cada genotipo en cada ambiente particular. El análisis de varianza se utilizó para determinar la significancia del índice de superioridad de cada genotipo según lo indicado por Lin y Binns (1988).

Para describir el patrón de respuesta general entre todos los cultivares, fue calculado el coeficiente de la regresión (B_i) de Finlay y Wilkinson (1963) sobre el índice ambiental, siendo que, valores de B_i inferiores a 0,7 indican genotipos adaptados a ambientes desfavorables y valores de B_i superiores a 1,3 genotipos adaptados a ambientes favorables.

El coeficiente de variación (CV) de cada cultivar fue calculado como el cociente entre la desviación estándar y la media general del i -ésimo cultivar multiplicado por 100, a través de la siguiente ecuación:

$$CVX_i(\%) = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{n-1}}}{\bar{X}_i} \times 100 \quad \text{Ecuación 3}$$

donde:

X_{ij} = Rendimiento del cultivar i en la localidad j ;

\bar{X}_i = Rendimiento o promedio del cultivar i a través de las localidades;

n = Número de localidades o ambientes evaluados;

b) Método de Cruz, Torres y Venkovsky

Se basa en la regresión lineal bisegmentada, que tiene como parámetros de adaptabilidad la media (B_{0i}) y la respuesta a los ambientes desfavorables (B_{1i}) y a los favorables ($B_{1i} + B_{2i}$). La estabilidad fue evaluada por las desviaciones de la regresión ($\sigma^2\delta_i$) de cada genotipo en relación a las variaciones del ambiente y por el coeficiente de determinación R^2 , conforme al modelo siguiente:

$$Y_{ijk} = B_{0i} + B_{1i}I_j + B_{2i}T(I_j) + \sigma^2\delta_i + gI_{ik} + \varepsilon_{ij} \quad \text{Ecuación 4}$$

Donde: Y_{ij} : es la media del i -ésimo genotipo en el j -ésimo ambiente; B_{0i} : es la media general de productividad del i -ésimo genotipo a través de todos los ambientes; B_{1i} : es el coeficiente de regresión

lineal que da la respuesta del *i*-ésimo genotipo a la variación en los ambientes desfavorables, l_j : es el índice ambiental codificado conforme propusieron Eberhart y Russell (1966); B_{2i} : es el coeficiente de regresión lineal que informa sobre el diferencial de respuesta del *i*-ésimo genotipo a la variación en los ambientes favorables, $T(l_j) = 0$, si $l_j < 0$ ó $T(l_j) = l_j - \frac{l_j^+}{l_j^-}$ si $l_j > 0$, siendo la media de los l_j positiva, $\sigma^2\delta_i$: es la varianza de la desviación de la regresión del *i*-ésimo genotipo a la variación de los ambientes; ε_{ijk} : es el error experimental del análisis combinado. La significancia de los parámetros de adaptabilidad y estabilidad fue calculada según Cruz *et al.* (2004).

En esta metodología el genotipo ideal es aquel que presenta alto rendimiento (B_{0i} superior a la media general), alta estabilidad con buen ajuste del modelo ($\sigma^2\delta_i = 0$ y $R^2 > 80\%$), baja sensibilidad a ambientes desfavorables ($B_{1i} < 1$) y responde positivamente a mejoras del ambiente ($B_{1i} + B_{2i} > 1$), Ferreira *et al.* (2006).

Para realizar la comparación entre estas metodologías, se estimó la correlación de Spearman entre los órdenes de clasificación de los genotipos obtenidos con base en los parámetros de adaptabilidad y estabilidad. En cada método, fue establecido un orden de clasificación en cuanto a la adaptabilidad y estabilidad, utilizando procedimientos semejantes a los descritos por Silva y Duarte (2006) y Pereira *et al.* (2009 b). Los parámetros de adaptabilidad y estabilidad proporcionados por cada método, fueron utilizados con igual peso para la definición de la clasificación de los cultivares.

En el método de Lin y Binns, los genotipos fueron ordenados por los estimados de P_i para todos los ambientes, colocando en el primer lugar el genotipo con menor valor.

En el método de la regresión lineal bisegmentada, los genotipos fueron ordenados por los estimados de los parámetros B_{1i} , $B_{1i} + B_{2i}$ y $\sigma^2\delta_i$, de la siguiente manera: Para el estimado del parámetro B_{1i} el genotipo que presentó el menor valor fue colocado en el primer lugar, para el estimado del parámetro $\sigma^2\delta_i$ fue realizado el mismo procedimiento que para el parámetro B_{1i} , mientras que para el estimado del parámetro $B_{1i} + B_{2i}$ el genotipo que presentó el mayor valor fue colocado en el primer lugar.

Posteriormente, fue calculado el posicionamiento medio de cada genotipo, obteniéndose la media de las clasificaciones para cada parámetro. Esas medias fueron ordenadas en orden creciente y los genotipos con menor valor fueron los más estables y adaptados. En lo que respecta al cálculo de la correlación se utilizó el programa Infostat versión 1.0 (Di Rienzo *et al.*, 2008).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 3 se presenta un resumen del análisis de varianza de cada ensayo, observándose que en todos los ensayos hubo diferencias significativas ($P < 0,01$) entre los híbridos, lo que revela un comportamiento diferencial de los cultivares, dentro de cada localidad.

Los coeficientes de variación obtenidos de los ensayos oscilaron de 6,70% a 17,42%, confirmando buena precisión a los mismos. Las medias generales de las localidades variaron de 4,47 t ha⁻¹ (Punta Gorda) a 9,07 t ha⁻¹ (Santa Ana), mientras las localidades de Magdaleno y Tucupido, presentaron rendimientos medios superiores a la media general (6,44 t ha⁻¹).

La variación en las medias y los coeficientes de variación de los ensayos posiblemente se deba a diferencias en las condiciones climáticas, especialmente a las cantidades y distribución de las lluvias y a las condiciones de suelo de las localidades en que se condujeron los ensayos, lo que se reflejó también en el comportamiento diferencial de los híbridos en esas localidades (Cuadro 4). Valores de los coeficientes de variación y promedios de los rendimientos en grano de la misma magnitud fueron reportados por García *et al.* (2009).

En efecto, en el Cuadro 4 se constata que el análisis de varianza combinado reveló diferencias significativas ($P < 0,01$), por la prueba de F, en cuanto a localidades, híbridos e interacción híbridos por localidad, lo que evidencia diferencias entre las localidades y entre los híbridos. Además, muestra que el comportamiento de los híbridos no fue coincidente en las diferentes localidades, este hecho dificulta la identificación de cultivares que puedan ser recomendados para todas las localidades evaluadas, justificando estudios más detallados de esa interacción.

Cuadro 3. Resumen del análisis de varianza del rendimiento en grano ($t\ ha^{-1}$) de 18 híbridos de maíz en cada ensayo¹.

| Localidad | Cuadrados medios | | | Media ($t\ ha^{-1}$) | C. V. (%) |
|-----------------|------------------|----------|--------|---------------------------|--------------|
| | Repeticiones | Híbridos | Error | | |
| Santa Ana | 0,8240 | 2,0044** | 0,6702 | 9,07 | 9,03 |
| Turén | 1,4483 | 6,9877** | 0,3125 | 5,24 | 10,68 |
| Mayurupi | 4,3263 | 5,2355** | 0,7318 | 4,91 | 17,42 |
| Sabana de Parra | 3,0544 | 4,1641** | 0,3239 | 6,34 | 8,98 |
| Magdaleno | 0,8969 | 1,7194** | 0,3233 | 8,48 | 6,70 |
| Punta Gorda | 0,0351 | 2,8723** | 0,3014 | 4,47 | 12,28 |
| Tucupido | 0,1509 | 2,6612** | 0,8105 | 6,59 | 13,66 |

¹Grados de libertad de repeticiones = 2; Híbridos = 17; Error = 34

** Diferencias significativas al 1% de probabilidad por la prueba de F.

Cuadro 4. Análisis de varianza combinado del rendimiento en grano para 18 híbridos de maíz evaluados en 7 localidades de Venezuela, en el año 2012.

| Fuentes de variación | G.L. | Cuadrados medios |
|----------------------|--------|------------------|
| Loc (L) | 6 | 169,15** |
| Rep(Loc) | 14 | 1,53** |
| Híbridos (H) | 17 | 12,71** |
| H x L | 102 | 2,16** |
| Error | 238 | 0,50** |
| | CV (%) | 10,93 |
| | Media | 6,44 |

**Significativo al 1% de probabilidad por la prueba de F.

Interacciones GA significativas, han sido encontradas en investigaciones previas, evaluando la estabilidad fenotípica de cultivares de maíz en algunas de las localidades consideradas en este estudio (García *et al.*, 2009; San Vicente *et al.* 2005; Medina *et al.* 2002).

El rendimiento en grano promedio de los cultivares (Cuadro 5) varió de $8,16\ t\ ha^{-1}$ (DK 1596) a $5,06\ t\ ha^{-1}$ (D1A-255) evidenciando el potencial productivo del cultivo en las localidades evaluadas.

En el Cuadro 5 se presentan las medias por localidades y por cultivares, el CV del RG para cada cultivar y el desempeño por genotipo en comparación

a la media de los testigos, tomando en cuenta para comparar los híbridos amarillo, la media de los testigos amarillo y para los híbridos blanco, la media de los testigos blancos, así como los estimados del coeficiente de regresión (Bi) y el estadístico (Pi) según la metodología de Lin y Binns (1988).

Las localidades Santa Ana (estado Portuguesa) y Magdaleno (estado Aragua) fue donde los cultivares expresaron mejor su potencial productivo, predominando condiciones favorables al cultivo y alcanzando estas localidades medias, RG de 40,77 y 31,69%, superiores a la media general de los experimentos, respectivamente.

Cuadro 5. Medias de rendimiento y estimados de los parámetros de adaptabilidad y estabilidad de 18 híbridos de maíz en siete localidades de Venezuela.

| Híbridos | Rendimiento (t ha ⁻¹)/localidad | | | | | | | Rend. Medio (t ha ⁻¹) | CV (%) | Testigo (%) | B_i | P_i^1 (t ha ⁻¹) |
|---------------|---|------|------|------|-------|------|------|-----------------------------------|--------|-------------|-------|-------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | | | | | |
| DK 1596 | 9,63 | 8,20 | 8,45 | 6,85 | 10,23 | 5,47 | 8,28 | 8,16 | 19,72 | 100,0 | 0,70 | 0,44 |
| Exp A-1 | 9,54 | 7,89 | 6,62 | 7,80 | 8,83 | 5,94 | 6,29 | 7,56 | 17,76 | 92,6 | 0,63 | 0,86 |
| Exp A-4 | 10,14 | 6,80 | 5,48 | 7,83 | 8,58 | 6,56 | 6,17 | 7,37 | 21,69 | 90,3 | 0,78 | 1,13* |
| Exp A-2 | 9,80 | 6,01 | 5,07 | 7,03 | 8,78 | 4,25 | 6,86 | 6,83 | 28,73 | 83,7 | 1,09 | 1,38* |
| Exp B-4 | 10,33 | 4,94 | 5,36 | 7,21 | 9,31 | 4,08 | 7,03 | 6,90 | 33,45 | 111,6 | 1,31 | 1,44* |
| Exp A-5 | 9,65 | 6,42 | 5,30 | 5,86 | 8,49 | 4,81 | 5,61 | 6,59 | 27,20 | 80,8 | 0,93 | 1,48* |
| Exp A-3 | 9,37 | 5,96 | 4,93 | 7,00 | 8,31 | 5,65 | 5,50 | 6,67 | 24,48 | 81,8 | 0,84 | 1,49* |
| Dow 2B-710 | 9,81 | 4,34 | 6,23 | 5,97 | 8,34 | 4,94 | 6,84 | 6,64 | 28,71 | 81,4 | 0,99 | 1,51* |
| Pioneer 30F35 | 8,51 | 4,73 | 5,18 | 5,64 | 9,12 | 4,19 | 7,61 | 6,43 | 30,49 | 78,8 | 1,04 | 1,65* |
| Exp B-1 | 8,33 | 4,19 | 4,59 | 6,95 | 8,73 | 4,41 | 7,99 | 6,45 | 31,06 | 104,5 | 1,03 | 1,75* |
| DK 370 | 8,81 | 4,94 | 5,01 | 5,72 | 8,66 | 3,88 | 6,23 | 6,18 | 30,63 | 100,0 | 1,06 | 1,75* |
| Exp B-2 | 8,94 | 3,85 | 4,34 | 7,24 | 8,77 | 3,64 | 7,51 | 6,33 | 36,71 | 102,4 | 1,24 | 1,88* |
| Exp B-5 | 8,69 | 4,07 | 4,04 | 6,93 | 8,28 | 4,42 | 6,61 | 6,15 | 32,23 | 99,5 | 1,07 | 1,91* |
| Pioneer 4082W | 9,31 | 6,03 | 2,92 | 6,72 | 8,25 | 4,09 | 5,59 | 6,13 | 36,32 | 99,2 | 1,15 | 1,98* |
| Exp B-6 | 7,02 | 3,33 | 4,50 | 5,99 | 7,92 | 4,16 | 6,76 | 5,67 | 29,99 | 91,7 | 0,85 | 2,19* |
| Exp B-7 | 8,35 | 5,29 | 3,49 | 4,74 | 7,92 | 2,35 | 5,79 | 5,42 | 40,28 | 87,7 | 1,18 | 2,33* |
| Exp B-3 | 8,77 | 2,26 | 3,68 | 5,62 | 6,55 | 4,09 | 7,24 | 5,46 | 41,37 | 88,3 | 1,09 | 2,48* |
| D1A-255 | 8,27 | 4,97 | 3,22 | 2,99 | 7,65 | 3,58 | 4,75 | 5,06 | 41,90 | 81,9 | 1,06 | 2,58* |

*Significativo al 5% de probabilidad según la prueba de F. 1, 2, 3, 4, 5, 6 y 7 se refieren a las localidades de Santa Ana, Turén, Mayurupi, Sabana de Parra, Magdaleno, Punta Gorda y Tucupido, respectivamente. ¹Raíz cuadrada de P_i . Estimados de los parámetros de adaptabilidad (B_i) y estabilidad (P_i) según el método de Lin y Binns (1988), ordenados por valores de la raíz cuadrada de P_i .

En este sentido, las localidades Punta Gorda (estado Barinas), Mayurupi (estado Yaracuy) y Turén (estado Portuguesa), presentaron medias de RG inferior a la media general en 30,59, 23,76 y 18,77%, respectivamente. Las localidades Tucupido (estado Guárico) y Sabana de Parra (estado Yaracuy) presentaron RG medios similares a la media general de los experimentos.

En cuanto a los genotipos, los híbridos D1A-255 (testigo blanco) y Exp B-3 fueron los que mostraron la mayor variación en el RG, evidenciado por presentar los mayores valores del CV (41,90% y 41,37%, respectivamente), siendo a su vez estos híbridos, los que presentaron los menores

valores del RG, así como el menor desempeño en comparación al promedio de sus testigos.

Los cultivares DK 1596 y Exp A-1 presentaron RG más homogéneos a través de las localidades, mostrándose por consiguiente como los de menor variación del RG (CV de 19,72 y 17,76%, respectivamente), en granos mayores y de mejor desempeño en comparación al promedio de sus testigos.

En términos generales los híbridos experimentales amarillos mostraron, en promedio, RG superior a los híbridos blancos en 15%, igual comportamiento presentaron los testigos amarillos en relación a los testigos blancos.

Estimados de los parámetros de adaptabilidad y estabilidad (P_i) mostraron que dentro de los cultivares evaluados, los híbridos DK 1596 y Exp A-1 no presentaron diferencias significativas para este parámetro y pueden ser seleccionados como no diferentes de la respuesta máxima del RG, por lo tanto, presentan un comportamiento más previsible a las localidades incluidas en este estudio, siendo considerados como estables, mientras que el resto de los híbridos presentaron valores P_i estadísticamente significativos por lo que no son estables.

No obstante, a pesar que el híbrido Exp A-1, presentó un valor de P_i no significativo, considerándose estable, fue el único cultivar que obtuvo un valor de B_i inferior a 0,70, por lo que es un cultivar adaptado a localidades desfavorables, ubicándose como segundo cultivar más rendidor en las localidades de Punta Gorda, Mayurupi y Turén.

La estabilidad en este método estuvo siempre asociada a mayor productividad de los cultivares, Carbonell *et al.* (2004) evaluando 18 cultivares de frijol en 23 ambientes identificaron cuatro cultivares estables, estos cultivares pertenecían al grupo más productivo.

Lin y Binss (1988) señalan que la adaptabilidad específica de un cultivar puede ser identificada considerando la respuesta máxima y la respuesta del cultivar de interés sobre la media de la localidad, así como del valor del coeficiente de la regresión B_i , por lo que el híbrido Exp B-4 es un cultivar adaptado a localidades favorables, en virtud que este híbrido obtuvo un valor de B_i superior a 1,30 ubicándose como el primero y segundo cultivar de mayor rendimiento en las localidades de Santa Ana y Magdalena, respectivamente.

El Cuadro 6 muestra el análisis de regresión según la metodología propuesta por Cruz *et al.* (1989), se observa que hay respuestas significativas ($P < 0,01$) a las variaciones ambientales tanto en los ambientes favorables como en los desfavorables, para todos los híbridos, excepto para el híbrido Exp B-7, evidenciado por la significancia de los cuadrados medios de la regresión lineal bisegmentada.

Observándose los estimados de los parámetros de adaptabilidad y estabilidad (Cuadro 6), se

nota que los rendimientos medios de granos (B_{0i}) variaron de 5,06 t ha⁻¹ (D1A-255) a 8,16 t ha⁻¹ (DK 1596), con media de 6,44 t ha⁻¹, revelando el buen comportamiento productivo de los híbridos evaluados. Cultivares con rendimientos medios superior a la media general son los mejor adaptados (Vencovsky y Barriga, 1992).

Los materiales con rendimientos superiores a la media general ($B_{0i} > 6,44$) expresaron buena adaptación, destacándose entre ellos los híbridos DK 1596, Exp A-1, Exp A-4, Exp B-4, Exp A-2 y Exp A-3, Dow 2B-710, Exp A-5 y Exp B-1.

Entre los cultivares que presentaron buena adaptación se verificó que el estimado B_{ii} , el cual evalúa el desempeño de los materiales en condiciones desfavorables, reveló que la mayoría de estos híbridos son exigentes en esas condiciones (B_{ii} , estadísticamente significativos), a excepción de los híbridos Exp A-2 y Dow 2B-710, no obstante, el híbrido Exp A-2 presenta un $B_{ii} > 1$.

El estimado de $B_{ii} + B_{2i}$, que evalúa las respuestas de los materiales en los ambientes favorables, evidenció, que el cultivar Dow 2B-710 responde a las mejoras del ambiente ($B_{ii} + B_{2i} > 1$).

En esta metodología la previsibilidad de un cultivar puede ser evaluada a través de la varianza de los desvíos de la regresión y del estimado del coeficiente de determinación (R^2), expresando mejor la estabilidad de rendimiento en grano en las localidades consideradas ¿FALTA ALGO? aquellos cultivares que presenten valores de R^2 superiores al 80%.

Los híbridos Exp A-1, Exp A-2, Exp A-3, Exp A-5, Exp B-1, Exp B-4, Pioneer 30F35 y DK-370 se destacan como aquellos con comportamiento medio de mayor previsibilidad o estabilidad ($\sigma^2\delta_i = 0$, cuadrados medios de los desvíos de la regresión no significativos), para los demás cultivares se tiene $\sigma^2\delta_i \neq$ de cero.

El coeficiente de determinación puede variar de 0 a 100%, se puede inferir que los híbridos evaluados presentaron un alto nivel de previsibilidad o estabilidad, una vez que solo tres de ellos presentaron valores de R^2 inferiores a 80%.

Cuadro 6. Análisis de varianza de la regresión y parámetros de adaptabilidad y estabilidad para 18 genotipos de maíz evaluados en siete localidades.

| Genotipos | Cuadrados medios | | | | Media en las localidades (t ha ⁻¹) | | | | B_{ii} | $B_{ii} + B_{2i}$ | $\sigma^2\delta_i$ | R^2 (%) |
|---------------|------------------|-----------|----------|---------|--|------------|----------|----------|----------|-------------------|--------------------|-----------|
| | Loc/Gen | Reg | Desvíos | General | Desfav. | Favorables | General | | | | | |
| DK 1596 | 7,76 | 13,64*** | 4,82*** | 8,16 | 7,24 | 9,38 | 0,70++ | 0,66N.S. | 1,44 | 58,58 | | |
| Exp A-1 | 5,40 | 14,06*** | 1,08N.S. | 7,56 | 7,06 | 8,22 | 0,48++ | 1,32N.S. | 0,19 | 86,71 | | |
| Exp A-4 | 7,66 | 20,56*** | 1,21*** | 7,37 | 6,67 | 8,30 | 0,62++ | 1,52++ | 0,24 | 89,47 | | |
| Exp B-4 | 15,96 | 46,84*** | 0,51N.S. | 6,90 | 5,40 | 8,89 | 1,29++ | 1,30N.S. | 0,01 | 97,86 | | |
| Exp A-2 | 11,54 | 33,67*** | 0,48N.S. | 6,83 | 5,59 | 8,48 | 1,08N.S. | 1,14N.S. | -0,01 | 97,25 | | |
| Exp A-3 | 8,01 | 22,85*** | 0,58N.S. | 6,67 | 5,89 | 7,73 | 0,69++ | 1,54++ | 0,03 | 95,13 | | |
| Dow 2B-710 | 10,90 | 27,88*** | 2,41*** | 6,64 | 5,37 | 8,33 | 0,97N.S. | 1,10N.S. | 0,64 | 85,27 | | |
| Exp A-5 | 9,64 | 27,23*** | 0,85N.S. | 6,59 | 5,60 | 7,91 | 0,79++ | 1,60++ | 0,12 | 94,14 | | |
| Exp B-1 | 12,06 | 34,23*** | 0,97N.S. | 6,45 | 5,03 | 8,35 | 1,21++ | 0,20++ | 0,16 | 94,65 | | |
| Pioneer 30F35 | 11,52 | 32,64*** | 0,96N.S. | 6,43 | 4,94 | 8,41 | 1,17N.S. | 0,47++ | 0,15 | 94,44 | | |
| Exp B-2 | 16,18 | 45,74*** | 1,41*** | 6,33 | 4,77 | 8,41 | 1,38++ | 0,60N.S. | 0,30 | 94,20 | | |
| DK 370 | 10,75 | 31,50*** | 0,38N.S. | 6,18 | 4,89 | 7,90 | 1,05N.S. | 1,10N.S. | -0,04 | 97,67 | | |
| Exp B-5 | 11,78 | 32,75*** | 1,29*** | 6,15 | 4,86 | 7,86 | 1,12N.S. | 0,85N.S. | 0,27 | 92,67 | | |
| Pioneer 4082W | 14,88 | 37,93*** | 3,36*** | 6,13 | 4,94 | 7,72 | 1,08N.S. | 1,48++ | 0,95 | 84,96 | | |
| Exp B-6 | 8,67 | 22,45*** | 1,78*** | 5,67 | 4,49 | 7,23 | 0,98N.S. | 0,23++ | 0,43 | 86,29 | | |
| Exp B-3 | 15,30 | 36,49*** | 4,70*** | 5,46 | 3,91 | 7,52 | 1,24++ | 0,37++ | 1,40 | 79,51 | | |
| Exp B-7 | 14,29 | 39,00N.S. | 1,94*** | 5,42 | 3,97 | 7,35 | 1,20N.S. | 1,05N.S. | 0,48 | 90,94 | | |
| D1A-255 | 13,50 | 32,10*** | 4,20*** | 5,06 | 3,69 | 6,89 | 0,96N.S. | 1,45++ | 1,23 | 79,27 | | |

N.S.:*No significativo; * y **significativamente diferentes de cero al 5 y 1% de probabilidad según la prueba de F, respectivamente; + y ++significativamente diferentes de la unidad, para B_{ii} y $B_{ii} + B_{2i}$, al 5 y 1% de probabilidad según la prueba de t de Student, respectivamente. Estimados de los parámetros de adaptabilidad y estabilidad según la metodología de Cruz *et al.* (1989).

Considerando los parámetros de adaptabilidad y estabilidad mostrados en el Cuadro 6, se evidencia que el cultivar ideal propuesto por el modelo de regresión lineal bisegmentado ($B_{0i} >$ media general, $B_{1i} < 1$, $B_{1i} + B_{2i} > 1$, $\sigma^2\delta_i = 0$, y $R^2 > 80\%$) no fue encontrado en los híbridos evaluados.

Estudiando la adaptabilidad y estabilidad fenotípica de cultivares de maíz, Brito *et al.* (2005), Vendruscolo *et al.* (2001) y Carvalho *et al.* (2000), no lograron identificar el cultivar ideal en los cultivares por ellos evaluados.

De forma semejante, no fue encontrado cualquier cultivar que cumpla todos los requisitos necesarios para la adaptabilidad a ambientes desfavorables, o sea, que presente rendimiento medio de granos alto ($B_{0i} >$ media general), B_{1i} y $B_{1i} + B_{2i}$ el menor posible ($B_{1i} < 1$, menos exigente en condiciones desfavorables y $B_{1i} + B_{2i} < 1$, no responda a mejoras del ambiente); resultados que son coincidentes a los obtenidos por Brito *et al.* (2005).

El cultivar Dow 2B-710 resultó más adaptable a condiciones favorables, ya que exhibió $B_{0i} >$ media general, $B_{1i} < 1$ y $B_{1i} + B_{2i} > 1$, no obstante, puede también ser recomendado para este tipo de ambientes el cultivar Exp B-4, por exhibir $B_{0i} >$ media general y ser exigente en las condiciones desfavorables ($B_{1i} > 1$), ya que responde a las mejorías del ambiente ($B_{1i} + B_{2i} > 1$).

Las localidades Santa Ana, Magdalena y Tucupido fueron las de mayor potencial productivo, considerándose ambientes favorables, ya que presentaron índices ambientales positivos, mientras que Punta Gorda, Mayurupí, Turén y Sabana de Parra son consideradas ambientes desfavorables por sus índices ambientales negativos.

Estos resultados, en parte, coinciden con los reportados por San Vicente *et al.* (2005) y son contrarios a los reportados por García *et al.* (2009); los primeros autores consideraron a Turén como una localidad discriminatoria de los genotipos y Punta Gorda como una localidad neutra, mientras que García *et al.* (2009) reportan lo opuesto. Esta falta de correspondencia entre las localidades puede atribuirse a la variación ambiental que se presenta a través del tiempo y demuestra la importancia de realizar las evaluaciones en múltiples localidades, periódicamente.

El estimado del coeficiente de correlación de Spearman ($r = 0,25$), entre los órdenes de clasificación de los genotipos obtenidos, con base en los parámetros de adaptabilidad y estabilidad de los métodos índice de superioridad y regresión lineal bisegmentada, presentó un valor no significativo según la prueba de t de Student, indicando que esos métodos pueden ser utilizados en conjunto y así proporcionar información complementaria de la adaptabilidad y estabilidad de los cultivares evaluados.

Similar resultado fue obtenido por Pereira *et al.* (2009 b) comparando estas metodologías, obteniendo un valor no significativo del coeficiente de correlación de Spearman de 0,15. Silva y Duarte (2006) tampoco encontraron correlación entre el método de Lin y Binns y métodos que utilizan la regresión, señalando que métodos basados en diferentes principios deben ser utilizados en conjunto.

El modelo de regresión lineal bisegmentada permitió identificar mayor cantidad de genotipos estables en relación al método del índice de superioridad, esto posiblemente se deba a que el método proporciona mayor cantidad de información relacionada al comportamiento de los cultivares a través de los ambientes o localidades. Oliveira (1976) verificó que los métodos que se basan en un mayor número de parámetros de estabilidad son más eficientes para la caracterización de genotipos en cuanto a la estabilidad.

CONCLUSIONES

El modelo de Lin y Binns permitió recomendar como estables los cultivares DK 1596 y Exp A-1, mientras que el modelo de Cruz y colaboradores identificó como estables a los híbridos Exp A-1, Exp A-2, Exp A-3, Exp A-5, Exp B-1, Exp B-4, Pioneer 30F35 y DK-370.

El modelo índice de superioridad y el de regresión lineal bisegmentada, identificaron al híbrido Exp A-1 como estable y al Exp B-4 como el cultivar mejor adaptado a condiciones ambientales favorables.

El modelo de la regresión lineal bisegmentada fue más discriminatorio que el índice de superioridad

en cuanto al estudio de la adaptabilidad y estabilidad de los cultivares.

Los híbridos Exp A-1 y Exp B-4 mostraron un buen comportamiento productivo en las diferentes localidades de evaluación, por lo que se sugiere su inclusión en los ensayos de validación agronómica de cultivares del Servicio Nacional de Semillas (SENASA) para el otorgamiento de la elegibilidad.

La débil asociación ($r = 0,25$) entre los métodos de Linn y Binns y el de Cruz y colaboradores producen clasificaciones genotípicas diferentes en cuanto a la estabilidad fenotípica y, unida a la complementariedad de sus informaciones, permite indicar su uso combinado en estudios de adaptabilidad y estabilidad fenotípica.

LITERATURA CITADA

- Acevedo M., E. Reyes, W. Castrillo, O Torres, C. Marín, R. Álvarez, O. Moreno y E. Torres. 2010. Estabilidad fenotípica de arroz de riego en Venezuela Utilizando los modelos Lin-Binns y AMMI. *Agronomía Trop.* 60(2):131-138.
- Alejos G., P. Monasterio y R. Rea. 2006. Análisis de la interacción genotipo - ambiente para rendimiento de maíz en la región maicera del estado Yaracuy, Venezuela. *Agronomía Trop.* 56(3):369-384.
- Annicchiarico P. 1992. Cultivar adaptation and recommendation from alfalfa trials in Northern Italy. *Journal of Genetic and Breeding* 46:269-278.
- Brito A.R. M. B., J. N. Tabosa, H.W. L. Carvalho, M. X. dos Santos, J.A. Tavares, F.M. Dias, M.M. A. do Nascimento, J.J. T. Filho e E. M. de Souza. 2005. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho no Estado de Pernambuco. *Rev. Ciên. Agrônômica* 36(3):348-353.
- Carbonell S.A. M., J.A. de Azevedo Filho, L. A. dos Santos Dias, A.A. F. Garcia and L.K. de Morais. 2004. Common bean cultivars and lines Interactions with environments. *Sci. Agric.* 61(2):169-177.
- Carneiro P. C.S. 1998. Novas metodologias de análise da adaptabilidade e estabilidade de comportamento. Tese de doutorado, Universidade Federal de Viçosa. UFV. 178 p.
- Carvalho E.W. L. De, M.L. da S. Leal, M.X. dos Santos, M.J. Cardoso, A.A. T. Monteiro e J.N. Tabosa. 2000. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho no Nordeste Brasileiro. *Pesq. agropec. bras.* 35(6):1.115-1.123.
- Cornelius P.L., J. Crossa and M.S. Seyedsadr. 1996. Statistical tests and estimators of multiplicative models for genotype-by-environment interaction. In: S. Manjit, H.G. Kang y Jr. Gauch (eds.). *Genotype by Environment Interaction* pp. 199-233.
- Cruz C.D., A.J. Regazzi e P.C. S. Carneiro. 2004. Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético. Universidade Federal de Viçosa. Ed. UFV. Viçosa, Minas Gerais, Brasil 2da ed. 390 p.
- Cruz C.D., R.A. de Torres and R. Vencovsky. 1989. Na alternative approach to the stability analysis by Silva and Barreto. *Revista Brasileira de Genética* 12:567-580.
- Di Rienzo J.A., F. Casanoves, M.G. Balzarini, L. Gonzalez, M. Tablada y C.W. Robledo. 2008. InfoStat, versión 2008, Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- Duarte J.B. e R. Vencovsky 1999. Interação genótipos x ambientes: uma introdução à análise "AMMI". Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética. 60 p. (Série monografias, 9).
- Eberhart S.A. and W.A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science* 6(1):36-40.
- Ferreira F.F., C.G. Borges, B.F. John, A. Machado and R. Vencovsky. 2006. Statistical models in agriculture: biometrical methods for evaluating phenotypic stability in plant breeding. *CERNE*, 12(4):373-388.
- Finlay K.W. and G.N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Austr. J. Agric. Res.* 14:742-754.
- García P., S. Cabrera, A. Pérez, R. Silva, R. Álvarez, C. Marín, P. Monasterio y M.

- Santella. 2009. Estabilidad del rendimiento y potencial agronómico de cultivares de maíz de endospermo normal y QPM en zonas agroecológicas de Venezuela. *Agronomía Trop.* 59(4):433-443.
- Gollob H.F.A. 1968. Statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika* 33(1):73-115.
- Hartley H.O. 1950. The use of range in analysis of variance. *Biometrika*, London 37:271-280.
- Huehn M. 1990. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 2: Applications. *Euphytica* 47:195-201.
- Jalata Z. 2011. GGE biplot analysis of multi-environment yield trials of Barley (*Hordeium vulgare* L.) genotypes in southeastern Ethiopia Highlands. *Int. J. Plant. Breed. Genet.*
- Karimizadeh R., M. Mohammadi, N. Sabaghni, A.A. Mahmoodi, B. Roustami, F. Seyyedi and F. Akbari. 2013. GGE Biplot analysis of yield stability in multi-environment trials of lentil genotypes under rainfed condition. *Not Sci Biol.* 5(2):256-262.
- Lin C.S. and M.R. Binns. 1988. A superiority measure of cultivar performance for cultivar x location data. *Canadian Journal of Plant Science* 68:193-198.
- Lorencetti C., F.I. F. de Carvalho, V.S. Marchioro, G. Benin, A.C. de Oliveira e E.L. Foss. 2004. Implicações da aplicação de fungicida na adaptabilidade e estabilidade de rendimento de grãos em aveia branca. *Ciência Rural.* 34(3):693-700.
- Matzavrako K. 2006. Estimación y comparación de parámetros de estabilidad con fines de selección y recomendación en función de los ensayo regionales uniformes de maíz (*Zea mays* L.) del INIA. Tesis de Magister Scientiarum. Universidad Central de Venezuela. Facultad de Agronomía. 189 p.
- Medina S., C. Marín, V. Segovia, A. Bejarano, Z. Venero, R. Ascanio y E. Meléndez. 2002. Evaluación de la estabilidad del rendimiento de variedades de maíz en siete localidades de Venezuela. *Agronomía Trop.* 52(3):255-275.
- Moreira L.B., M.B. Pereira e H. Marcos. 2006. Correlação entre os parâmetros de estabilidade e de adaptabilidade de cultivares dos métodos de Cruz, Torres & Vencovsky e Moreira. *Rev. Univ. Rural, Sér. Ci. da Vida*, RJ. 26(1):33-41.
- Muthuramu S., S. Jebaraj and M. Gnanasekaran. 2011. AMMI biplot analysis for drought tolerance in rice (*Oryza sativa* L.). *Research Journal of Agricultural Sciences* 2(1):98-100.
- Oliveira A.C. de. 1976. Comparação de alguns métodos de determinação da estabilidade em plantas cultivadas. Dissertação (Mestrado), Universidade de Brasília, Brasília 62 p.
- Oliveira R. L. de, Von P. R.G., D.F. Ferreira, L.P. M. Pires and W.M. C. Melo. 2014. Selection index in the study of adaptability and stability in maize. *The Scientific World Journal*, Article ID 360570, 6 pages.
- Pereira D.G., T. Sedyama, C.D. Cruz, M.S. Reis, J.L. L. Gomes, R. de C. Teixeira e A.P. O. Nogueira. 2009a. Adaptabilidade e estabilidade de reação de genótipos de soja ao oídio, em casa de vegetação. *Biosci. J.* 25(1):42-52.
- Pereira H.S., L.C. Melo, M.J. del Peloso, L.C. de Faria, J.G. C. da Costa, J.L. C. Díaz, C.A. Rava e A. Wendland. 2009b. Comparação de métodos de análise de adaptabilidade e estabilidade fenotípica em feijoeiro-comum. *Pesq. agropec. bras.*, Brasília 44(4):374-383.
- Piana C.F. de B., I.F. Antunes, J.G. C. da Silva e E.P. Silveira. 1999. Adaptabilidade e estabilidade do rendimento de grãos de genótipos de feijão. *Pesq. agropec. bras.* 34(4):553-564.
- Plaisted R.L. and L.C. Peterson. 1959. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations and seasons. *Amer. Pot. J.* 36:381-385.
- Rea R. and O. de Sousa. 2002. Genotype x environment interaction in sugarcane yield trials in the central-western region of Venezuela. *Interciencia* 27:620-624

- Ribeiro P.H. E., M.A. P. Ramalho e D.F. Ferreira. 2000. Adaptabilidade e estabilidade de genótipos de milho em diferentes condições ambientais. *Pesq. Agropec. Bras.* 35(11):2.213-2.222.
- Roa S., C. Barboza y A. Zambrano. 2010. Estabilidad del rendimiento de variedades de papa (*Solanum tuberosum* L.) para procesamiento industrial en el estado Táchira, Venezuela. *Rev. Fac. Agron. (LUZ)*. S. 27:173-192.
- San Vicente F., C. Marín y D. Díaz. 2005. Estabilidad del rendimiento y potencial agronómico de híbridos de maíz de alta calidad de proteína (QPM) en Venezuela. *Agronomía Trop.* 55(3):397-410.
- SAS Institute. Statistical analysis software: SAS 9.1. 2003. Cary-NC, EUA.
- Shapiro S.S. and M.B. Wilk. 1965. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, London 52(3/4):591-611.
- Shukla G.K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29:237-245.
- Silva J.G. C. da. 1995. Análise da estabilidade através de regressão linear segmentada. I. Fundamentos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília 30(4):435-448.
- Silva J.G. C. e J.N. Barreto. 1985. Aplicação da regressão linear segmentada em estudos da interação genótipo x ambiente. In: Simpósio de experimentação agrícola, 1, Piracicaba. (Resúmenes).
- Silva W.C. J. e J.B. Duarte. 2006. Métodos estatísticos para estudo de adaptabilidade e estabilidade fenotípica em soja. *Pesq. agropec. bras.* 41(1):23-30.
- Storck L. and R. Vencovsky. 1994. Stability analysis based on a bi-segmented discontinuous model with measurement errors in the variables. *Brazil J. Genetics*. 17(1):75-81.
- Tai G.C. C. 1971. Genotypic stability analysis and its application to potato regional trials. *Crop Sci. Madison* 11:184-190.
- Vencovsky R. e P. Barriga. 1992. Genética biométrica no fitomelhoramento. Riberão Preto: Sociedade Brasileira de Genética. 496 p.
- Vendruscolo E.C. G., C.A. Scapim, C.A. P. Pacheco, V.R. de Oliveira, A.L. Braccini e M.C. G. Vidigal. 2001. Adaptabilidade e estabilidade de cultivares de milho-pipoca na região centro-sul do Brasil. *Pesq. agropec. bras.* 36(1):123-130.
- Verma M.M., G.S. Chahal and B.R. Murty. 1978. Limitations of conventional regression analysis: a proposed modification. *Theoric Applied Genetic* 53:89-91.
- Wricke G. 1965. Zur berechnung der okovalenz bei sommerweizen und hafer. *Pflanzenzuchtung*, Berlin 52:127-138.