

COMPARACION DE OCHO INDICES PARA DETERMINAR ESTABILIDAD FENOTIPICA EN ALGODON (*Gossypium hirsutum* L.)

Comparison among eight indexes to determine phenotypic stability in cotton (*Gossypium hirsutum* L.)

Melba Vertel¹, Miguel Espitia¹ y Ricardo Martínez²

¹ Profesores Universidad de Córdoba. Montería

² Profesor Titular, Facultad de Agronomía Bogotá, Universidad Nacional de Colombia

RESUMEN

El presente trabajo se realizó para determinar el nivel de correlación lineal y de rango entre ocho índices que estiman estabilidad fenotípica. Para ello, se utilizaron los datos de rendimiento de fibra (RENDF) de 16 genotipos de algodón evaluados en 18 ambientes representativos del área algodonera del Caribe Colombiano, empleando los parámetros propuestos por Eberhart y Russel (b_i , S^2_{di}), Tai (α_i y λ_i), Shukla (σ^2_i), Wricke (W_i), Plaisted y Peterson (σ^2_{va}) y la varianza a través de los ambientes (S^2_i). Los resultados señalaron diferencias altamente significativas para ambientes, genotipos e interacción G*A. En general, los genotipos más rendidores fueron los menos estables. Se detectó correlación lineal significativa ($P < 0.01$) alta ($r > 0.78$) y positiva entre el RENDF, S^2_i , b_i , y α_i . Entre S^2_{di} , λ_i , σ^2_i , W_i y σ^2_{va} se presentan correlaciones altas ($r > 0.94$) y altamente significativas e inversas. El RENDF mostró correlación de rango alto ($r \geq 0.73$), significativa ($p < 0.01$) y de sentido inverso con S^2_i , b_i y α_i . Concordancias en la selección de los genotipos por su estabilidad fueron detectadas para S^2_i , b_i y α_i ($r = 0.97$); lo mismo ocurrió entre S^2_{di} , λ_i , σ^2_i , W_i y σ^2_{va} ($r > 0.92$).

Palabras claves: Interacción genotipo por ambiente, rendimiento de fibra, varianza genotípica, varianza ambiental, correlación de rango.

SUMMARY

This trial was carried out to determine the degree of linear correlation among eight indexes that estimate phenotypic stability. In order to do this, data of fiber yield was used (FY) from 16 cotton genotypes which were evaluated in 18 representative environments of the Colombian Caribbean. The parameters used were the ones proposed by Eberhart and Russel (b_i , S^2_{di}), Tai (α_i and λ_i), Shukla (σ^2_i), Wricke (W_i), Plaisted and Peterson (σ^2_{va}) and the variance for the different environments

(S^2_i). There were highly significant differences among environments (E), among genotypes (G) and E*G. In general, genotypes with high fiber yield were less stable. A significant ($p < 0.01$) linear correlation was found ($r > 0.78$) between FY, S^2_i , b_i , and α_i . The correlations among S^2_{di} , λ_i , σ^2_i , W_i and σ^2_{va} were ($r > 0.94$), highly significant ($p < 0.01$) and inverse. The Spearman rank correlations of FY with S^2_i , b_i , and α_i were high ($r \geq 0.73$), highly significant and negative. The selection of genotypes for stability was very similar for the parameters S^2_{di} , b_i and α_i ($r = 0.97$); similar results were found for S^2_{di} , λ_i , σ^2_i , W_i and σ^2_{va} ($r > 0.92$).

Key words: Genotype by environment interaction, fiber yield, genotypic variance, environmental variance, rank correlation.

INTRODUCCION

El problema que ocasiona la interacción (G* A) hace que, en los trabajos de mejoramiento moderno, se considere indispensable medir el grado de estabilidad de las nuevas líneas, genotipos o híbridos de algodón, en un amplio rango de áreas productoras, con el objeto de ofrecer, así, recomendaciones de los genotipos más promisorios de altos rendimientos y alta estabilidad en cualquiera de los ambientes.

La comparación de varios índices que estiman estabilidad permitirá aumentar la oferta de herramientas estadísticas de selección, mejora del conocimiento y dominio de los mismos, además de facilitar su uso estadístico e interpretación adecuada, lo cual se reflejará en un proceso de liberación comercial de nuevos cultivares cada vez más refinado y eficiente, máxime cuando, en Colombia, tradicionalmente, los mejoradores de plantas han utilizado modalmente el método de Eberhart y Russel (1966) para cumplir tal propósito.

De Oliveira (1976) encontró que el método tradicional (Yates y Cochran) presentó resultados que diferían significativamente de aquellos obtenidos con los métodos de Plaisted y Peterson, y Wricke. También, diferían significativamente los resultados obtenidos con los métodos de Finlay y Wilkinson y de Wricke.

Los resultados de las demás comparaciones de métodos no fueron significativos al nivel del 1% de probabilidad.

Bacusmo *et al* (1988), al utilizar los coeficientes de correlación de rango de Spearman, encontraron que los métodos de Eberhart y Russel (1966) y Tai (1971) son relacionados, esto es: α_i es equivalente a b_i y λ_i y es equivalente a S^2_{di} , en razón de que sus valores del coeficiente de correlación de rango entre α_i y b_i son iguales a 1,0, siendo lo mismo para λ_i y S^2_{di} . La correlación de rangos entre σ^2_i con λ_i y S^2_{di} fue de 0,84 y 0,74, respectivamente.

Yue *et al* (1990), al estudiar seis parámetros estadísticos de estabilidad (b_i , S^2_{di} , α_i , λ_i , σ^2_i y S^2_i), en maíz, trigo y sorgo para diferentes ambientes, encontraron que el sorgo y el maíz presentaron correlación negativa entre la media y los parámetros estadísticos de estabilidad (S^2_{di} , λ_i , σ^2_i y S^2_i), sugiriendo que el alto rendimiento y la estabilidad no fueron mutuamente exclusivos en el rango de ambientes usados para este estudio. Sin embargo, tales correlaciones no acontecieron en trigo. Correlaciones entre la media del rendimiento, b_i y α_i fueron altas y positivas para maíz y sorgo, pero no significativa para trigo, indicando que tales relaciones pueden ser específicas para cada especie.

Carvalho *et al* (1983), al trabajar en trigo, encontraron que los genotipos más productivos fueron los más inestables. Los modelos de Eberhart y Russel y Tai produjeron resultados equivalentes con respecto a los parámetros de estabilidad b_i , α_i y S^2_{di} , λ_i . El modelo de Wricke (W_i) generó resultados en la determinación de estabilidad muy próximos a los obtenidos con S^2_{di} y λ_i , mientras que el modelo de Hanson (β_i), comparado con el de Eberhart y Russel (b_i) y Tai (α_i), fue bastante diferente.

Por lo anterior y dado que la característica de interés económico más importante, el rendimiento de fibra (RENDF) en algodón es altamente influido por el ambiente, el presente estudio tuvo como objetivos fundamentales: Estimar la estabilidad fenotípica de 16 genotipos de algodón en 18 ambientes representativos del área algodонера, mediante las metodologías Yates y Cochran (1938), Plaisted y Peterson (1959), Wricke (1965), Eberhart y Russel (1966), Tai (1971), Shukla (1972) y determinar el nivel de correlación lineal y de rango de los ocho índices diferentes que los comprenden.

MATERIALES Y METODOS

Los datos del presente trabajo fueron obtenidos de las pruebas regionales desarrolladas por el Programa de Algodón del Instituto Colombiano Agropecuario, a través de la siembra, en fincas de agricultores, de 18 pruebas de adaptación en las principales regiones algodoneeras de Colombia con siembra en el segundo semestre, durante los años 1987;1988 y 1989. Los ensayos se realizaron con delineamiento experimental de bloques completos al azar con tres a cinco replicaciones, utilizando como tratamientos los 16 genotipos de algodón (Cuadro 1). La variable estudiada fue el Rendimiento de fibra por hectárea (RENDF).

Una vez detectada la significancia de la interacción G*A, se estimó la estabilidad fenotípica, a través de ocho parámetros

propuestos por: Yates y Cochran (1938): S^2_i ; Plaisted y Peterson (1959): σ^2_{va} ; Wricke (1965): W_i ; Eberhart y Russell (1966): b_i y S^2_{di} ; Tai (1971): α_i y λ_i ; y Shukla (1972): σ^2_i .

Los cálculos para estimar los parámetros empleados se realizaron según el programa de computador propuesto por Galindo (1992), mediante el sistema SAS.

Para determinar el nivel de relación entre los ocho índices metodológicos de estabilidad utilizadas y el rendimiento de fibra, se realizaron un análisis paramétrico de correlación lineal simple de Pearson (Steel y Torrie, 1980) y un análisis no paramétrico de correlación de rango, haciendo uso de la metodología propuesta por Spearman (Steel y Torrie, 1980), usándolo como una medida de concordancia entre los índices de estabilidad. Para ello, las estimaciones obtenidas para los 16 genotipos estudiados se clasificaron por orden de rango, siendo para el rendimiento de mayor a menor (decreciente) y para la estabilidad a la inversa (creciente).

RESULTADOS Y DISCUSION

Correlación Lineal

En el Cuadro 1, se presentan los resultados numéricos y el rango o clasificación conjunta de los 16 genotipos para el rendimiento de fibra y los ocho parámetros de estabilidad fenotípica incluidos en el estudio. Con base en el mencionado cuadro, se realizaron los análisis de correlación lineal (Cuadro 2) y de rango (Cuadro 3) para determinar el nivel de asociación y el grado de concordancia en la selección de los genotipos por rendimiento y estabilidad, respectivamente.

En el Cuadro 2, se encuentra que existe una correlación lineal positiva y altamente significativa entre el rendimiento de fibra (RENDF) con los estimadores de estabilidad: varianzas de los genotipos a través de ambientes S^2_i (0,79), coeficiente de regresión de Eberhart y Russel: b_i (0,82) y el parámetro de Tai: α_i (0,82), lo cual indica que en promedio los 16 genotipos, a medida que aumentó el RENDF los valores matemáticos de tales, índices, también hicieron lo mismo, o sea, que aquellos genotipos que más rindieron fueron los más inestables en su comportamiento; situación bastante indeseable para el fitomejorador, ya que la meta son cultivares de altos rendimientos y alta estabilidad en su respuesta a través de los ambientes. Resultados similares fueron reportados por De Oliveira (1976), al trabajar en maíz en el Brasil.

En cuanto al resto de los índices (S^2_{di} , λ_i , W_i y σ^2_{va}) y su relación con el RENDF, aún cuando muestra una tendencia de correlación negativa, esta no es significativa, lo cual sugiere, entonces, que no existe ningún grado de asociación entre el rendimiento y tales parámetros.

Por su parte, la varianza (S^2_i), sólo, exhibió alta correlación ($P < 0,01$) y positiva con el coeficiente de regresión b_i y α_i , siendo su coeficiente igual con ambos (0,94), mientras que, con el resto de los estimadores, su relación fue baja y no significativa.

El nivel de asociación entre b_i y α_i , fue altamente significativo y directo (1,00), hecho que permite concluir que ambos

Cuadro 1. RENDF promedio, parámetros de estabilidad y clasificación de los 16 genotipos .

METODOS	RENDF		TRADIC.		EBERHART -RUSSEL				TAI				SHUKLA		WRICKE		PLAISTED	
GENOTIP.	(Kg/Ha)		S ² i		bi		S ² di		αi		λi		σ ² i		Wi		σ ² αω	
Línea 1	948	2	86659	(12)	1,100	(7)	11057	(12)	0,109	(7)	0,615	(7)	11474	(7)	854947	(7)	8890	(4)
Línea 2	875	7	66783	(6)	0,925	(11)	13600	(6)	-0,081	(11)	1,993	(11)	13883	(9)	1018178	(9)	8622	(8)
Línea 3	878	6	110614	(15)	1,208	(14)	19820	(15)	0,226	(14)	2,874	(14)	23299	(14)	1656229	(14)	8098	(13)
Línea 4	880	5	98343	(14)	1,145	(12)	16723	(13)	0,158	(13)	2,438	(13)	18362	(12)	1321688	(12)	8313	(12)
L.Cesar-59	894	4	73793	(8)	1,047	(1)	5036	(8)	0,051	(1)	0,738	(1)	4433	(1)	377873	(1)	9254	(1)
L.Cesar-68	920	3	86182	(11)	1,096	(6)	11047	(11)	0,105	(6)	1,614	(6)	11415	(6)	850945	(6)	8729	(7)
L.Cesar-73	854	9	79900	(9)	1,068	(5)	8477	(9)	0,075	(5)	1,241	(5)	8314	(3)	640808	(3)	9050	(3)
L.Cesar-72	998	1	136542	(16)	1,355	(15)	22034	(16)	0,387	(15)	3,128	(15)	31676	(15)	2223890	(15)	7510	(15)
L.Cesar-49	855	8	84428	(10)	1,079	(8)	11642	(10)	0,087	(8)	1,705	(8)	11840	(8)	879766	(8)	8506	(10)
L.Cesar-35	801	13	70437	(7)	1,014	(2)	5960	(7)	0,016	(2)	0,875	(2)	5283	(2)	435424	(2)	9074	(2)
G. N-23	811	12	92463	(13)	1,160	(3)	8120	(14)	0,174	(4)	1,171	(4)	9444	(4)	717391	(4)	8798	(6)
D. Pine 61	788	14	49460	(3)	0,764	(10)	13548	(3)	-0,257	(9)	1,942	(9)	17460	(11)	1260586	(11)	8379	(11)
D. Pine 41	812	11	49033	(2)	0,810	(4)	8171	(4)	-0,206	(3)	1,169	(3)	10242	(5)	771436	(5)	8866	(5)
D. Pine 90	831	10	64713	(5)	0,908	(9)	13513	(5)	-0,099	(10)	1,978	(10)	13995	(10)	1025784	(10)	8540	(9)
D. Pine 20	736	16	50531	(4)	0,604	(16)	29255	(1)	-0,430	(16)	4,163	(16)	41602	(16)	2896558	(16)	6780	(16)
D. Pine 50	750	15	47921	(1)	0,711	(13)	17063	(2)	-0,314	(12)	2,435	(12)	23215	(13)	1650605	(13)	8088	(14)

CUADRO 2. Coeficientes de correlación lineal entre el Rendimiento de Fibra (RENDF) y ocho parámetros de Estabilidad.

METODOS	TRADICIONAL	EBERHART -RUSSEL	TAI		SHUKLA	WRICKE	PLAISTED	
GENOTIPOS	S ² i	bi	S ² di	αi	λi	σ ² i	Wi	σ ² αω
RENDF	0,79**	0,82**	-0,10	0,82**	-0,09**	-0,14**	-0,14**	0,18**
S ² i		0,94**	0,14	0,94**	0,15**	0,10**	0,10**	-0,09**
bi			-0,20	1,00**	-0,19**	-0,24**	-0,24**	0,25**
S ² di				-0,20**	0,99**	0,98**	0,98**	-0,95**
αi					-0,19**	-0,24**	-0,24**	0,25**
λi						0,98**	0,98**	-0,97**
σ ² i							1,00**	-0,99**
Wi								-0,99**

** : significancia al nivel del 1% de probabilidad.

CUADRO 3. Coeficientes de correlación de rango entre el Rendimiento de Fibra (RENDF) y ocho parámetros de estabilidad.

METODOS GENOTIPOS	TRADICIONAL S^2_i	EBERHART-RUSSEL Bi	S^2_{di}	TAI α_i	λ_i	SHUKLA σ^2_i	WRICKE Wi	PLAISTED $\sigma^2_{\alpha w}$
RENDF	-0,73**	-0,73**	0,04**	-0,74**	0,00**	0,08**	0,08**	0,16**
S2i		0,97**	0,07**	0,97**	0,15**	0,05**	0,05**	0,04**
bi			-0,03**	1,00**	0,03**	-0,05**	-0,05**	-0,05**
S2 di				-0,04**	0,99**	0,98**	0,98**	0,94**
$i\alpha$					0,03**	-0,05**	-0,05**	-0,05**
$i\lambda$						0,97**	0,97**	0,93**
$i2\sigma$							1,00**	0,97**
Wi								0,97**

** : significancia al nivel del 1% de probabilidad según la prueba "t".

parámetros, aún cuando hayan sido propuestos por autores diferentes, generan una estimación de la estabilidad semejante; resultados similares reportaron De Olivera (1976) y Bacusmo *et al* (1988). Situación inversa se detecta entre bi con los otros estadísticos, pero sin ningún grado de significancia.

Por su parte, el desvío de la regresión (S^2_{di}) de Eberhart y Russel mostró un nivel de asociación alto y positivo ($P < 0,01$) con los estimadores: λ_i , W_i y σ^2_i y de sentido inverso para con σ^2_{va} , con valores de correlación por encima de 0,94 para todos. La relación detectada entre S^2_{di} y α_i fue de sentido inverso y no significativa, señalando que no existió ningún tipo de asociación importante entre ellos. Los mismos resultados fueron encontrados por Yue *et al* (1990), De Oliveira (1976) y Bacusmo *et al* (1988).

La alta correlación lineal entre los anteriores parámetros indica que es posible que el mejorador de algodón pueda utilizar, indistintamente, cualquiera de ellos, cuando trate de estimar la estabilidad fenotípica de los genotipos en experimentos en series de pruebas agronómicas varietales de cultivos.

El índice α_i de Tai, no mostró correlación significativa con: λ_i , σ^2_i , W_i y σ^2_{va} , aún cuando su grado de asociación para con los tres primeros fue inverso y directo con respecto a σ^2_{va} .

El estimador de Tai λ_i , presentó, además, correlaciones altamente significativas y positivas con relación a la varianza de estabilidad de Shukla (σ^2_i) y la ecovalencia de Wricke (W_i), en tanto que, con σ^2_{va} , la asociación fue inversa.

Por su parte, la varianza de estabilidad de Shukla (σ^2_i) exhibió un grado de asociación directo y altamente significativo con la ecovalencia (W_i) y del mismo grado de significancia, pero de sentido inverso con respecto al parámetro de Plaisted y Peterson (σ^2_{va}), encontrándose los valores del coeficiente de correlación entre 1 y 0,99, respectivamente.

Finalmente, la ecovalencia (W_i) de Wricke estuvo altamente correlacionada con σ^2_{va} ($r = -0,99$), pero en sentido inverso, siendo este nivel de asociación de la misma magnitud, dirección y significancia al reportado anteriormente entre σ^2_i y σ^2_{va} , confirmando los resultados De Oliveira (1976).

Correlación de rango

Los resultados obtenidos (Cuadro 3) indican que el orden de

clasificación o selección de los genotipos dado por el rendimiento de fibra fue opuesto al realizado para estabilidad en los índices: λ_i , S^2_i y α_i al nivel de probabilidad del 1%. Esto se debe a que, para el RENDF, los genotipos más deseables son los de mayor promedio, originando una clasificación de mayor a menor; en tanto que por estabilidad fenotípica los cultivares más deseables son los de menor valor, siendo su orden de preferencia contrario al de rendimiento; de lo anterior, se deduce, entonces, que, en este estudio, los altos rendimientos no estuvieron asociados con alta estabilidad (bajos promedios de λ_i , S^2_i y α_i) o, en otras palabras, si el mejorador selecciona por rendimiento sacrifica estabilidad y viceversa. Para con los otros estimadores no existe concordancia en el orden de selección de los genotipos dados por ellos y el RENDF, en razón de que sus coeficientes de correlación de rango fueron muy bajos ($R < 0,16$) y sin ninguna significancia estadística.

El grado de concordancia en la selección de los genotipos por estabilidad, estimada por la varianza de los genotipos a través de los ambientes S^2_{ii} , fue muy similar a la obtenida por b_i y α_i , debido a que sus coeficientes de correlación de rango fueron altos, positivos y significativos al 1%, con un valor de 0,97. El resto de los parámetros utilizados no mostró ningún tipo de concordancia en la clasificación con S^2_i ; tales resultados concuerdan con lo encontrado por De Oliveira (1974), ya que la varianza a través de los ambientes de cada genotipo difería significativamente de aquéllos obtenidos mediante los métodos de Plaisted y Peterson, y Wricke; pero su asociación fue significativa con los métodos de Eberhart y Russell (1966) y de Tai (1971).

A su vez, el coeficiente de regresión de los genotipos a través de los ambientes (b_i) mostró idéntica clasificación por estabilidad de los cultivares a la generada por α_i de Tai, por presentar coeficientes de rango de 1,0, mientras que, con los otros estimadores de estabilidad, su concordancia fue no significativa. El alto nivel de correlación de rango entre S^2_i , b_i y α_i , sugiere que es muy posible que estos tres estimadores utilicen o empleen un concepto de estabilidad fenotípica muy similar o parecido, corroborando lo reportado por De Oliveira (1974) y Bacusmo *et al* (1988).

El desvío de la regresión S^2_{di} presentó un alto grado de concordancia en la clasificación de los genotipos con λ_i (0,99),

σ^2_i (0,98), W_i (0,98) y σ^2_{va} (0,94), debido a que sus coeficientes de correlación de rango fueron positivos, altos y significativos al nivel de probabilidad del 1%. En tanto que, para con α_i , su correlación fue negativa, pequeña y no significativa (-0,03), sugiriendo tipos de clasificaciones de los cultivares diferentes entre los dos. Ello da a entender que estiman o manejan un tipo de estabilidad muy parecido, aún cuando sus formas de cálculos sean diferentes y esto confirma la clasificación de los parámetros de estabilidad propuesta por Lin *et al* (1985).

Los coeficientes de correlación de rango entre α_i con λ_i , σ^2_i , S^2_{di} , W_i , y σ^2_{va} señalan ausencia de concordancia en la clasificación de los cultivares por su estabilidad, debido a que sus correlaciones son bajas y no significativas, dando a entender el uso o estimación de conceptos diferentes de estabilidad fenotípica: Tipo 1 (S^2_i), Tipo 2 (σ^2_i , W_i , y σ^2_{va}) y Tipo 3 (α_i y λ_i), tal como lo propusieron Lin *et al* (1985).

En el mismo Cuadro 3, se observan niveles de correlaciones de rangos altas, positivas y significativas al 1% de probabilidad para λ_i con σ^2_i (0,97), W_i (0,97) y σ^2_{va} (0,93); σ^2_i con W_i (1,00) y σ^2_{va} (0,97). Además, la concordancia W_i con σ^2_{va} fue de 0,97. Esto da a entender que las clasificaciones de los genotipos por estabilidad, originadas por cada índice son muy parecidas y confirman lo dicho anteriormente en cuanto a que ellos no son más que diferentes formas de estimar un mismo tipo o concepto de estabilidad fenotípica, Lin *et al* (1985).

LITERATURA CITADA

- BACUSMO J.L., W.W. COLLINS. and A. JONES. Comparison of methods of determining stability and adaptation of sweet potato. *Theor appl Genet* 75: 492 – 497. 1988
- CARVALHO, F.I.F.; L.C. FEDERIZZI; R.O. NODARI, and L. STORCK. Comparison among stability models in evaluating genotypes. *Rev. Brasil. Genet.* VI, 4: 667 – 691. 1983
- DE OLIVEIRA, A.C. Comparacao de alguns métodos de determinacao da estabilidade em plantas cultivadas. Trabajo de grado presentado para optar el título de M.Sc, Brasilia D.F. 1976
- EBERHART, S.A. & W.A. RUSSEL. Stability Parameters for Comparing Varieties. *Crop Science*, 6: 36- 40. 1966
- GALINDO, J. R. Analisis de estabilidad fenotípica mediante el sistema SAS. *Revista ICA.* 27: 49- 61. 1992
- LIN, C.B., M.R. BINNS, Y B. LEFCOVICH.. STABILITY ANALYSIS: WERE DO WE STAND?. Engineering and statistical research. Centre, Res. Branch Agric. Canadá K1A06, 1-770: 894 - 900. 1985
- PLAISTED, R.L. & L.C. PETERSON. A Techique for Evaluating the Ability of Selections to Yield Consistently in Different Locations and Searsons. *American Potato Journal*, 36: 381-385. 1959
- SHUKLA, G.K. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity.* 29: 237-245. 1972
- STEEL, R.G.D. & J.H. TORRIE. Principles and Procedures of Statistics. New York, Mc Graw – Hill. 1980

TAI, G.C.C. Genotypic Stability Analysis and Its Application to Potato Regional Trials. *Crop Science*, 11: 184 - 190. 1971

WRICKE, G. Zur Berechnung der Okovalenz bei Sommerweizen und Hafer. *Z.F. Pflanzenzuchtung*, 52: 127 - 138. 1965

YATES, F. & W.G. COCHRAN. The Analysis of Groups of Experiments. *Journal Agricultural Science*, 28: 556 - 580. 1938

YUE G, S.K. PERNG . T.L. WALTER.,C.E. WASSON. and G.H. LIAN. Stability Analysis of Yield in Maize, Wheat and Sorghum and its Implications in Breeding Programs. *Plant Breeding* 104, p. 72-80. 1990