

INTERACCIÓN GENOTIPO-AMBIENTE DE LA PRODUCCIÓN FORRAJERA EN AVENA (*Avena sativa* L.)

Horacio A. Acciaresi^{1, 2}

Hugo O. Chidichimo^{1, 2}

Cecilia B. Fusé³

INTRODUCCIÓN

El cultivo de avena (*Avena sativa* L.) en Argentina ha sufrido una valorización como cereal forrajero, cultivándose aproximadamente 2 millones de ha. Su uso está destinado en un 70% al aprovechamiento como forraje. Asimismo, en los últimos años, se ha incrementado el número de variedades comerciales inscriptas. Estos dos aspectos contribuyeron al aumento de la variabilidad ambiental de su cultivo como así también la variabilidad genotípica, resultando en un incremento del efecto de la interacción genotipo-ambiente. Dicha interacción reduce los avances genéticos, dificultando la predicción del comportamiento de los distintos cultivares en las zonas de evaluación (Gauch, 1996).

El análisis de la varianza y regresión conjunta ha resultado una metodología de amplia difusión en los estudios de Interacción Genotipo-Ambiente (IGA) (EBERHARDT & RUSSELL, 1966; FINLAY & WILKINSON, 1963; PERKINS & JINKS, 1968). La mayor dificultad encontrada en su empleo es la baja proporción de suma de cuadrados de la interacción explicada por la heterogeneidad de la regresión (YAU, 1995).

¹ Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales. Departamento de Producción Vegetal-Cerealicultura. Universidad Nacional de La Plata. C.C. 31 (1900) La Plata. Argentina.

² Comisión de Investigaciones Científicas. Pcia Buenos Aires (CIC).

³ Consejo Nacional de Investigaciones Científicas Y Tecnológicas (CONICET).

El coeficiente de regresión (b_1) entre el promedio genotípico y el promedio ambiental es un parámetro interesante que permite conocer la estabilidad de los distintos genotipos siempre que exista una heterogeneidad de la regresión significativa (LIN *et al.*, 1986).

Recientemente, se ha propuesto el uso de métodos multivariantes (modelo AMMI) para el estudio de la interacción genotipo-ambiente, permitiendo su mejor interpretación (GAUCH, 1990). El AMMI ha sido empleado en trabajos de interacción genotipo-ambiente en distintos cultivos (ZOBEL, 1988; CROSSA, 1990; 1991; SHAFFI, 1992). Este modelo ha mostrado una mayor explicación de la suma de cuadrados de la interacción que el análisis de varianza y regresión conjunta en estudios con amplia diversidad ambiental o ante un elevado número de ambientes (RIGGS, 1986; ZOBEL, 1988; GAUCH, 1990; 1992; NACHITT *et al.*, 1992). Por el contrario, la efectividad del análisis de varianza y regresión conjunta para estimar la interacción genotipo-ambiente estuvo inversamente relacionada al número de ambientes estudiados, evidenciando que este método resulta útil ante una diversidad ambiental baja o un menor número de ambientes (YAU, 1995).

Los métodos no paramétricos para el estudio de la interacción se basan en el orden que los genotipos registran en una serie de ambientes (HÜHN, 1979). Su uso ha sido recomendado en distintos trabajos (NASSAR & HÜHN, 1987; KRENZER *et al.*, 1991). Estos métodos utilizan el concepto de homeostasis genético para evaluar la estabilidad (LU, 1995). Entre estos métodos puede citarse el de KANG (1993) que combina en un sólo parámetro la estabilidad y la producción (grano o forraje) del genotipo en estudio. El análisis de la estabilidad lo realiza a través del rango de cada genotipo en los ambientes estudiados y la varianza de estabilidad de Shukla (σ_1^2). Este método no ha sido aún probado en los estudios de interacción genotipo-ambiente en los programas de mejoramiento de la producción forrajera en avena.

En la actualidad no se cuenta con estudios que eva-

lúen la incidencia de la interacción cuando el objetivo del programa de mejoramiento sea el aumento de la producción forrajera y grano conjuntamente. De acuerdo a lo establecido, el objetivo del presente trabajo fue comparar la efectividad del método del análisis de varianza y regresión conjunta, del método AMMI y del método de Kang en el estudio de la Interacción Genotipo-Ambiente en avena, cuando la diversidad ambiental es baja. La hipótesis de trabajo plantea que el análisis de la varianza y regresión conjunta puede explicar tanta variabilidad de la suma de cuadrados de la interacción como el método AMMI. Es esperable que el método de Kang actúe como complemento de los análisis anteriores, corroborando los agrupamientos efectuados por el análisis AMMI.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los ensayos se condujeron durante los años 1993, 1994 y 1995 en las localidades de La Dulce (38°45' S, 58°30' W, Bs.As.) y La Plata (34°55' S, 57°57' W, Bs.As.). Dichas localidades se encuentran separadas por una distancia de 500 km. Se estudiaron los genotipos comerciales Boyera F.A, Tambera F.A, Suregrain, Buck 152, Buck Epecuén, Cristal INTA, Millauquén INTA y Bonaerense Payé. Las líneas evaluadas fueron: línea 1, línea 13, línea 14, y línea 35, pertenecientes al Criadero A-1349 (INASE) Cátedra de Cerealiculta, Departamento de Producción Vegetal, Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales (Universidad Nacional de La Plata).

Los datos analizados corresponden a kilogramos de materia seca/ha (kg M.S/ha). Se realizaron dos cortes de material (1 m²/parcela). La densidad utilizada fue de 300 plantas/m². Se usaron cuatro bloques al azar. La superficie de la parcela fue de 7.7 m² (7 surcos de 5 m de largo, distanciados 20 cm entre si). Las determinaciones evaluadas fueron: Producción de materia seca/ha al 1^{er} corte (60 días desde la emergencia), producción de materia seca/ha al 2^{do} corte (100 días desde la emergencia) y producción de M.S Total/ha (madurez).

Se evaluaron 6 ambientes para cada año, según la combinación de cortes y localidades: Así: LD1: producción de materia seca/ha en La Dulce en el 1^{er} corte, LP1: producción de materia seca/ha en La Plata en el 1^{er} corte, LD2: producción de materia seca/ha en La Dulce en el 2^{do} corte, LP2: producción de materia seca/ha en La Plata en el 2^{do} corte, LDT: producción total de materia seca/ha en La Dulce y LPT: producción total de materia seca/ha en La Plata.

Los métodos utilizados para evaluar la IGA fueron:

Análisis de Varianza y Regresión Conjunta

Se siguió la metodología propuesta por FREEMAN (1973). El modelo lineal de este método es: $Y_{ijk} = \mu + g_i + b_i A_j + d_{ij} + r_{jk} + E_{ijk}$, donde Y_{ijk} : rendimiento (kg/ha) del genotipo i -ésimo en la repetición k -ésima del ambiente j -ésimo, μ : promedio general de todos los ambientes y genotipos evaluados, g_i : efecto aditivo del genotipo i -ésimo ($i = 1$ a I), A_j : efecto aditivo del ambiente j -ésimo ($j = 1$ a J), b_i : coeficiente de regresión lineal para el genotipo i , d_{ij} : desvío de la regresión, r_{jk} : efecto de la repetición k -ésima en el ambiente j -ésimo ($k = 1$ a R), E_{ijk} : variación residual debida al error.

Método Multivariante Paramétrico: Análisis AMMI

Este análisis tiene en cuenta efectos aditivos para los efectos principales y multiplicativos para el término de la IGA (Interacción Genotipo-Ambiente). El modelo propuesto es:

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \sum_n \lambda_n \gamma_{gn} \delta_{en} + \rho_{ge} + \epsilon_{ger},$$

donde: **parámetros aditivos**: μ promedio general, α_g desvío con respecto al promedio general del genotipo g_i , β_e desvío con respecto al promedio general del ambiente e_j ,

parámetros multiplicativos: λ_n : valor singular (autovalor) del eje n del análisis de componentes principales de la interacción (ACPI), γ_{gn} : vector propio unitario (**eigenvector**) del genotipo para el eje n -ésimo, δ_{en} : vector propio

unitario (**eigenvector**) del ambiente para el i -ésimo ρ_{ge} : residuo del modelo AMMI, ϵ_{ger} : término del error. La suma de cuadrados de la IGA se dividió en N ejes de componentes principales. Los grados de libertad de los mismos se calcularon de acuerdo al procedimiento propuesto por GOLLOB (1968):

$G.L. = G + E - 1 - 2n$, donde: G : n° de genotipos, n : n° de ejes retenidos, E : n° de ambientes.

Los resultados obtenidos por componentes principales se volcaron en un gráfico llamado **biplot** según la metodología propuesta por KEMPTON (1984). El modelo propuesto es mixto, con genotipos como factor fijo y ambiente y repeticiones como factores aleatorios. Para su resolución de ambos modelos se usó el programa estadístico SAS (SAS, 1988).

La selección de cada modelo se basó en tres conceptos:

. significancia estadística alcanzada por la heterogeneidad de la regresión en el análisis de la varianza y el 1er eje del ACPII en el AMMI (YAU, 1995),

. efectividad del modelo medida a través de la explicación de la suma de cuadrados del total (SCT) por parte del mismo,

. posibilidad que brinda el modelo de realizar consideraciones agronómicas de los genotipos y de los ambientes ensayados.

Estos dos últimos aspectos se evaluaron por medio de la significancia de la convergencia de la regresión y el estudio del **biplot** del AMMI (ZOBEL *et al.*, 1988).

Método no Paramétrico de Kang (KANG, 1993)

Se utilizó el método propuesto por KANG (1993). Se llevó a cabo por medio de un programa escrito en lenguaje Basic (KANG & MAGARI, 1995). Por este método se obtiene un parámetro llamado rendimiento-estabilidad (E-E) que tiene en cuenta el rendimiento promedio (u otro factor) de cada

genotipo y la σ_1^2 (varianza de estabilidad de Shukla). El método considera los siguientes pasos: cálculo de σ_1^2 de cada cv. Asignación del orden de producción (OP) ($1 = \bar{c}_i$ cv \bar{c} producción). Cálculo de las diferencias mínimas significativas (DMS) para establecer comparaciones. Obtención del orden ajustado (O(ad)) y DMS de la σ_1^2 . Asignación de la Tasa de estabilidad (TE) según la significancia de σ_1^2 : -8, -4, -2 para significancia al 0,01, 0,05 y 0,1% de probabilidad respectivamente, 0 para ns. Obtención de R-E de cada cultivar: OP + (o(ad)) + TE. Cálculo de R-E promedio. Selección genotipos con $R-E > R-E_{\bar{x}}$.

RESULTADOS

En la **Tabla 1** se detallaron los resultados obtenidos para los 3 años evaluados. Se observó que el efecto ambiental fue superior al que ejerció el genotipo, registrando el ambiente un 73% (promedio) de la variación de la suma de cuadrados del total, respecto de genotipo que sólo registró un 6,25% (promedio) de la suma de cuadrados del total. El análisis de la Interacción Genotipo-Ambiente mostró significancia en los 3 años analizados, obteniendo un 12,25% (promedio) de la suma de cuadrados del total. Surgieron diferencias cuando se consideraron los análisis de varianza y regresión conjunta y el AMMI. La heterogeneidad de la regresión fue no significativa (ns) para los 3 años analizados, obteniéndose un 12,5% (promedio) de la variación de la suma de cuadrados de la interacción. El desvío de la regresión fue significativo para los años evaluados, registrándose un 87,5% (promedio) de la suma de cuadrados de la interacción. Dentro de la heterogeneidad de la regresión, la convergencia de la regresión sólo registró significancia en el año 1994 ($p < 0,001$, $F = 75,4$).

El AMMI tuvo un comportamiento diferente al análisis de la varianza y regresión conjunta. El ACPI1 registró un 76,76% (promedio) de la suma de cuadrados de la interacción y un ACPI2 que obtuvo un 17,33% adicional. Ambos ejes fueron altamente significativos ($p < 0,001$) en cada uno de los años evaluados. El residuo dejado por el modelo fue

Tabla 1. Análisis de Varianza-Regresión conjunta y Análisis AMMI (dos ejes del ACPI) de producción de Materia Seca al 1er y 2do corte (kg M.S./ha) para ambientes y genotipos

F.V.	Año 1993			Año 1994			Año 1995		
	G.L.	S.C.(#)	%S.C.	G.L.	S.C.(#)	%S.C.	G.L.	S.C.(#)	%S.C.
Total	287	11075,18		287	17472,68		287	18839,01	
Genotipo	11	426,93	\$ 3,85	11	843,31	*** 4,82	11	1897,04	*** 10,07
Ambiente	5	8325,46	*** \$ 75,17	5	13365,06	*** 79,46	5	12595,02	*** 66,85
Rep/Amb.	18	30,38	ns \$ 0,27	18	164,33	* 0,94	18	425,77	** 2,26
IGA	55	2012,68	*** \$ 18,17	55	1502,59	*** 8,59	55	1880,45	*** 9,98
H.R.	11	53,18	ns f 2,64 a	11	354,71	ns 23,60	11	210,87	ns 11,21
Conv.	1	7,69	ns ff 14,46 b	1	313,22	** 88,30	1	63,84	ns 30,27
Dsv.Cv.	10	45,49	*** \$ 85,54 b	10	41,48	ns 11,70	10	147,02	* 69,73
D.R	44	1959,49	*** \$ 97,36 a	44	1147,88	*** 76,40	44	1669,58	*** 89,79
ACPI 1	15	1753,97	*** \$ 87,14 a	15	1081,76	*** 71,99	15	1338,26	*** 71,16
ACPI 2	13	137,58	*** \$ 6,83 a	13	318,77	*** 21,21	13	450,89	*** 23,97
Resd(1-2)	27	121,13	** \$ 6,01	27	102,06	ns 6,79	27	91,30	ns 0,04
Error	198	279,73		198	1077,36		198	2040,71	

: Suma de Cuadrados(S.C.) = valores presentados $\times 10^4$.
 *, **, *** : significativo al 0.05, 0.01 y 0.001 nivel de probabilidad. n.s.: no significativo.
 H.R.: heterogeneidad regresión. D.R: desvío regresión.
 Conv.: convergencia de la regresión. Dsv.Cv.: desvío de la convergencia.
 \$: probado contra Cuadrado Medio (C.M) IGA. # : probado contra C.M Rep/Amb.
 \$: probado contra C.M Error. f : probado contra C.M D.R
 ff : Probado contra Cuadrado Medio del Dsv. Cv.
 %SC: % de la SC: a : respecto de la SCT. b: respecto SCIGA. c: respecto SCHR.

significativo ($p < 0,01$) sólo en el año 1993.

El modelo del análisis de la varianza y regresión conjunta retuvo el 81,97% (promedio) de la suma de cuadrados del total, obteniendo la heterogeneidad de la regresión el 20,00% de los grados de libertad. El modelo AMMI retuvo en conjunto el 92,33% de la suma de cuadrados del total, resultando más efectivo que el modelo del análisis de la varianza y regresión conjunta. El ACPII utilizó el 27,00% de los grados de libertad, resultando menos parsimonioso que el modelo anterior.

El estudio de la interacción genotipo-ambiente realizado con el AMMI se completó con los biplots anuales. Ellos se detallaron en las **Figuras 1, 2 y 3**. Se observó que los cultivares precoces Tambara F.A., Boyera F.A, línea 35 y línea 1 registraron coordenadas de ACPII intermedias negativas y estuvieron asociados a LP1, con rendimientos superiores al promedio de cada año. Las líneas 13 y 14 se comportaron como genotipos muy estables (excepto en 1995) y rendimientos cercanos al promedio de cada año. Las variedades Bo. Payé, Millauquén INTA, Cristal INTA, B-152, Suregrain y B. Epecuén registraron coordenadas de ACPII intermedias positivas (excepto B-152 en 1995), con rendimientos cercanos al promedio de cada año. Respecto de ambientes se observó, en los 3 años evaluados, que LD1 e LP1 presentaron coordenadas intermedias (negativas) de ACPII similares, superando LP a LD en producción de materia seca/ha. LD2 y LP2 registraron coordenadas intermedias (positivas) de ACPII similares, sin manifestarse diferencias respecto de la producción forrajera, comportamiento que se mantuvo en los 3 años de ensayo. Para la producción total de materia seca/ha, LP registró un mayor rendimiento que LD en los 3 años analizados, con coordenadas similares en 1993 y 1994, obteniendo en 1995 LP coordenadas cercanas a cero y LD valores intermedios positivos.

En la **Tabla 2** se detallaron los resultados obtenidos con el método de Kang. Se seleccionaron los cultivares Boyera F.A y Tambara F.A y la línea 14 en los 3 años de estudio. Los seleccionados en 2 años fueron Suregrain y B.

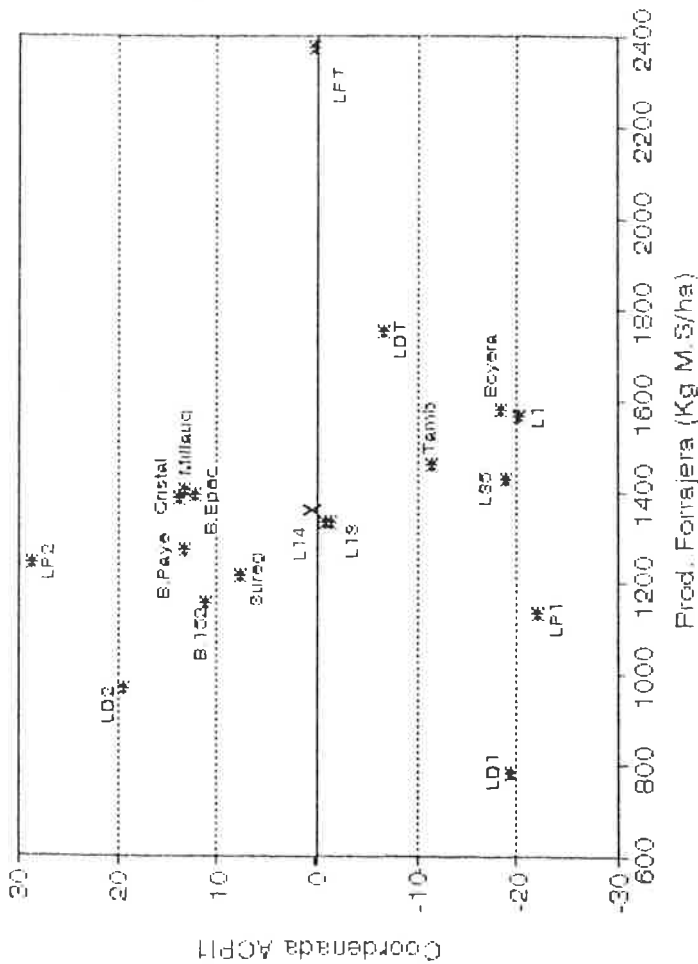


Figura 1. Biplot de la producción de materia seca promedio (kg/ha) y coordenadas del 1er eje del análisis de componentes principales de la interacción (ACPI 1). Año 1993. Doce genotipos y 6 ambientes evaluados. X representa el promedio general del año.

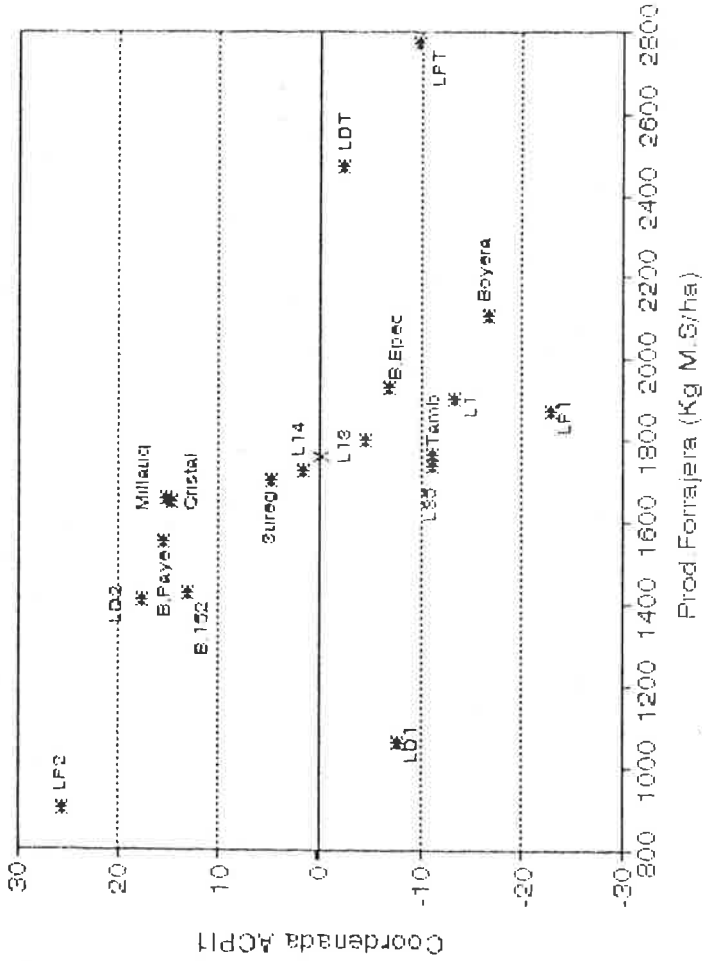


Figura 2. Biplot de la producción de materia seca promedio (kg/ha) y coordinadas del 1er eje del análisis de componentes principales de la interacción (ACPI 1). Año 1994. Doce genotipos y 6 ambientes evaluados. X representa el promedio general del año.

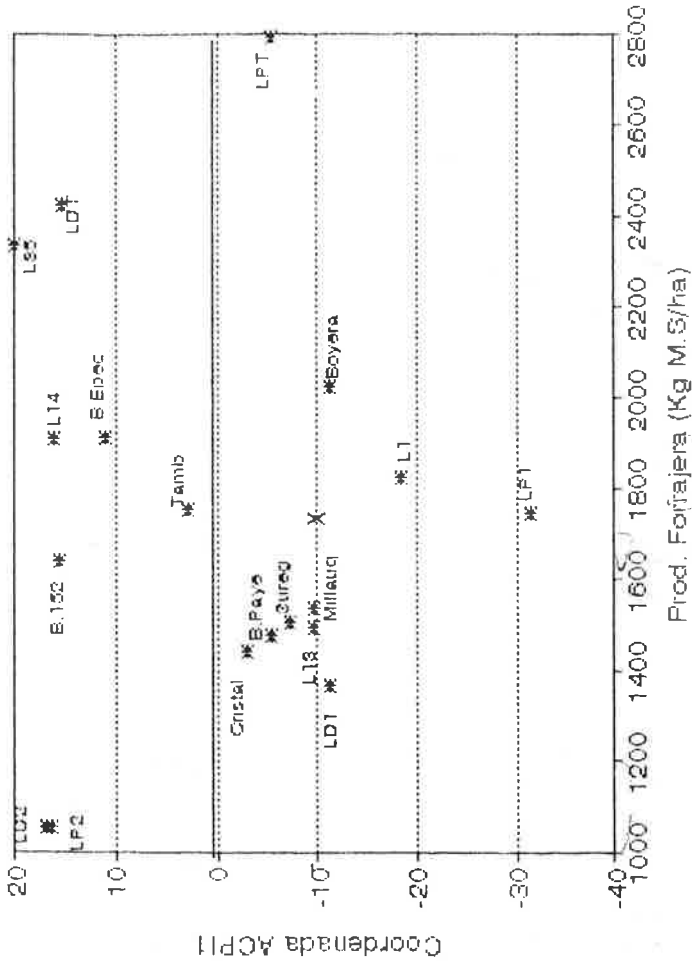


Figura 3. Biplot de la producción de materia seca promedio (kg/ha) y coordenadas del 1er eje del análisis de componentes principales de la interacción (ACPI I). Año 1995. Doce genotipos y 6 ambientes evaluados. X representa el promedio general del año.

Tabla 2. Genotipos seleccionados por producción de materia seca/ha (promedio de 1er y 2do corte y producción total kg/ha) y estabilidad (σ_1^2). Método no-paramétrico de Kang.

Genotipo	Pr	OP	O(aj)	(OP+O(aj))	σ_1^2	T-E	R-E
Año: 1993							
Línea n°1	1565	11	3	14	791768.9	-8	6 +
Línea n°13	1332	5	-1	4	1402.9	0	4 +
Línea n°14	1328	4	-1	3	11480.8	0	3 +
Boyera F.A	1578	12	3	15	658487.8	-8	7 +
Línea n°35	1425	9	1	10	732162.1	-8	2 +
Millauguén	1403	8	1	9	356238.1	-8	1 +
Cristal	1383	6	1	7	430580.9	-8	-1
Tambora FA	1457	10	2	12	351667.1	-8	4 +
B. 152	1154	1	-3	-2	339798.9	-8	-10
Bo. Payé	1271	3	-2	1	339299.0	-8	-7
B. Epecuén	1390	7	1	8	299552.7	-8	0
Suregrain	1212	2	-3	-1	101417.8	-8	-9
Prod X :	1375	(56.44	58)				R-E X : 0
Año: 1994							
Línea n°1	1900	10	2	12	305396.3	-8	4 +
Línea n°13	1800	9	1	10	47251.8	0	10 +
Línea n°14	1724	6	-1	5	30963.5	0	5 +
Boyera F.A	2109	12	3	15	471871.0	-8	7 +
Línea n°35	1757	7	1	8	299909.5	-8	0
Millauguén	1657	4	-1	3	388410.2	-8	-5
Cristal	1652	3	-1	2	370743.6	-8	-6
Tambora FA	1767	8	1	9	249962.8	-8	1 +
B. 152	1426	1	-2	-2	315346.6	-8	-10
Bo. Payé	1554	2	-2	0	344764.3	-8	-8
B. Epecuén	1930	11	2	13	32932.0	-8	5 +
Suregrain	1703	5	-1	4	420840.6	0	4 +
Prod X :	1748.64	Kg/ha					R-E X : 0.58

Continua...

Tabla 2. Contuniación.

Genotipo	Pr	OP	O(aj)	(OP+O(aj))	σ^2	T-E	R-E
Año: 1995							
Línea n°1	1822	8	1	9	682223.0	-8	1
Línea n°13	1493	3	-2	1	308805.2	4	-3
Línea n°14	1910	9	2	11	439321.7	-8	3 +
Boyera F.A	2023	11	2	13	474674.6	-8	5 +
Línea n°35	2305	12	3	15	871620.5	-8	7 +
Millauguén	1601	5	-1	4	266934.5	-4	0
Cristal	1440	1	-2	-1	56590.7	0	-1
Tambora FA	1753	7	1	8	37874.0	0	8 +
B. 152	1641	6	-1	5	459310.8	-8	-3
Bo. Payá	1475	2	-2	0	328281.7	-8	-8
B. Epecuén	1911	10	2	12	197982.2	0	12 +
Suregrafín	1505	4	-2	2	286902.2	-8	-6
Prod	11740.28	Kg/ha					R-E = 1.25

Pr: producción forrajera promedio (kg M.S/ha); OP: orden de producción. 1 = av menor producción; O(aj): orden de producción ajustado según diferencias mínimas significativas; (OP+O(aj)): suma algebraica de dos columnas anteriores; σ^2 : significatividad 0.01, 0.05 y 0.1 nivel de prob. 0 = n.s; R-E: estadístico de Rendimiento-Estabilidad: ()P+O(aj)+T-E).

epecuén (1994 y 1995) y las líneas 1 y 13 (1993 y 1994) y 35 (1993 y 1995). Los genotipos Millauquén INTA, Cristal INTA y Bonaerense Payé no fueron seleccionados por este método en ninguno de los 3 años de estudio.

DISCUSIÓN

Los resultados aquí obtenidos demuestran la escasa efectividad del análisis de la varianza y regresión conjunta aún en condiciones de baja diversidad ambiental, dado que la heterogeneidad de la regresión no alcanzó niveles de significancia para ninguno de los 3 años analizados. Este comportamiento estaría indicando que todos los genotipos poseen los mismos coeficientes de regresión y por lo tanto poseerán respuestas ambientales similares (FREEMAN, 1973). Este comportamiento no concuerda con el concepto que el análisis de la varianza y regresión conjunta es una metodología que permite un conocimiento adecuado de la Interacción Genotipo-Ambiente cuando la diversidad ambiental es baja (YAU, 1995). Esta falta de significancia pudo deberse a la dependencia que existe entre el promedio genotípico y los promedios marginales de los ambientes, que se hace manifiesta cuando el número de ambientes evaluados es menor a 15 (FREEMAN & PERKINS, 1971).

Contrariamente a lo anterior, el AMMI permitió alcanzar un conocimiento acabado de los ambientes, los genotipos y su interacción. Este comportamiento se manifestó en una gran eficiencia en la explicación de la suma de cuadrados de la interacción por parte del 1^{er} eje del ACPI, coincidiendo con lo manifestado por GAUCH (1990; 1992). El alto grado de explicación alcanzado por los ACPI1 y ACPI2 indica que los datos se ajustaron a la estructura del modelo AMMI, evidenciando que la interacción no resultó ser, para este grupo de datos, una función lineal del ambiente como postula el modelo del análisis de la varianza y regresión conjunta.

La importancia agronómica del AMMI se incrementa con el empleo de los **biplots** ya que permiten establecer los comportamientos de los ambientes, los genotipos y su inte-

racción. Es así que los genotipos con mayor producción de materia seca/ha en el 1er corte (Tambora F.A, Boyera F.A línea 35 y línea 1) se encontraron asociados a las condiciones que presentó LP1. Los cultivares Bo. Payé, Cristal INTA y Millauquén INTA se relacionaron con las condiciones del ambiente La Dulce (2do corte). Estos comportamientos ponen de manifiesto el aporte que realizaron a la interacción el ciclo del cultivar y la ubicación del ensayo. Así mismo, el **biplot** reflejó la sequía primaveral de 1995 de ambas localidades visualizado a través de la manifestación de los comportamientos de los años anteriores, no existiendo ninguna relación clara entre ambiente y genotipos. Los **biplots** también pusieron de manifiesto la mayor inestabilidad de La Plata en ambos cortes y a lo largo de los 3 años de ensayos. De este modo, las predicciones de producción de materia seca de los genotipos evaluados en este sitio resultarán más dificultosas. Es interesante destacar que estas consideraciones agronómicas surgidas de los **biplots** pueden incrementarse de incorporar al análisis el 2do eje del ACPI (YAU, 1995).

El método de Kang presentó una interesante complementación con los resultados de los **biplots**. Para cada uno de los años evaluados este método seleccionó aquellos genotipos que en los **biplots** presentaron coordenadas de ACPI1 intermedias (positivas o negativas) y rendimientos superiores al promedio general del año o genotipos con coordenadas de ACPI1 bajas y rendimientos cercanos al promedio general.

Los métodos no paramétricos al considerar el concepto de homeostasis genético pueden seleccionar genotipos estables sólo desde un punto de vista biológico (tipo 1, LIN *et al.*, 1986). Es decir un genotipo estable bajo este concepto no reaccionará con un incremento de producción ante una mejora de las condiciones edafo-climáticas del ambiente evaluado. El método de Kang, en cambio, dado el análisis conjunto que realiza de la estabilidad (rango y σ_1^2) presenta la ventaja de incorporar un concepto de estabilidad agronómico (tipo e, LIN *et al.*, 1986) en el parámetro de selección. La consideración conjunta del rendimiento (u

otro carácter de producción) y la estabilidad a lo largo de distintos ambientes es una característica primordial para la obtención de genotipos altamente productivos y estables (LU, 1995).

Es importante destacar que el método de Kang será de utilidad cuando la heterogeneidad de la regresión sea no significativa, dado que utiliza la σ^2 para establecer los ordenamientos por estabilidad de los materiales, permitiendo establecer el aporte de cada genotipo a la interacción genotipo-ambiente (LIN *et al.*, 1986). Asimismo, este método posee la ventaja de poder dar mayor importancia en la selección a la producción forrajera o a la estabilidad asignando un coeficiente al ordenamiento efectuado por esta bilidad o producción según el interés del fitomejorador (KANG & MAGARI, 1995). Este método no brinda información de la contribución de los ambientes a la interacción. Es por ello que su importancia crecerá al emplearse conjuntamente con el AMMI.

En el presente programa de mejoramiento el empleo conjunto de ambos métodos surge como una alternativa valiosa para el conocimiento de la IGA permitiendo realizar en forma más eficiente el proceso de selección.

CONCLUSIÓN

El método del análisis de la varianza y regresión conjunta no pudo poner de manifiesto la Interacción Genotipo-Ambiente en ninguno de los años evaluados, aún dada la baja diversidad ambiental analizada, manifestando ser un modelo menos efectivo que el AMMI.

El AMMI permitió alcanzar un conocimiento detallado de la interacción poniendo de manifiesto las relaciones existentes entre los genotipos y los ambientes a través del uso de los **biplots**. Su empleo permitió extraer una mayor cantidad de información de los datos que con el uso del análisis de la varianza y regresión conjunta.

El método de Kang corroboró los resultados alcanzados con el AMMI, logrando una gran concordancia con aquel método

do, resaltando los comportamientos de los genotipos hallados en los **biplots** al establecer un orden de selección de los mismos.

El uso de ambas metodologías aparece como una herramienta de suma utilidad en los programas de mejoramiento genético permitiendo una adecuada selección de genotipos.

Será útil en el futuro seguir con la evaluación de ambas metodologías a fin de determinar si la concordancia aquí obtenida se sigue presentando con la incorporación de nuevos genotipos y ambientes.

RESUMO

A Interação Genótipo-Ambiente (IGA) é um problema que deve merecer atenção nos programas de melhoramento genético de aveia (*Avena sativa* L.) para forragem. O objetivo do presente trabalho foi avaliar o efeito da Interação Genótipo-Ambiente em cultivares de aveia para produção de forragem. Usaram-se como métodos estatísticos a análise da variância e a regressão linear conjunta, a análise AMMI e o método de Kang. Doze genótipos de aveia foram conduzidos em dois locais, La Dulce (38°45' S, 58°30' W) e La Plata (34°55' S, 57°57' W), Argentina, em 3 anos agrícolas (1993, 1994 y 1995), compreendendo 6 ambientes (2 locais x colheitas) em cada ano. A produção de matéria seca de forragem (kg/ha) foi testada em 2 cortes: O primeiro realizado 60 dias após a emergência e o segundo 40 dias depois do primeiro. Avaliou-se também a produção de forragem à maturidade. A heterogeneidade da regressão não foi significativa em nenhum ano. A soma dos quadrados da interação explicou 12,50% (média de 3 anos). O primeiro eixo da análise AMMI foi altamente significativo ($P < 0,001$), com 76,76% da soma dos quadrados da interação (média de 3 anos). O segundo eixo desta análise foi também altamente significativo ($P < 0,001$; 17,33% da soma dos quadrados da interação). O método de Kang selecionou os mesmos cultivares que a análise AMMI, com poucas diferenças. Tal modelo agiu como uma metodologia complementar da análise AMMI, selecionando genótipos com produção de matéria seca de forragem acima da mé-

dia geral e com coordenadas de interação positivas e intermediárias. O método AMMI foi mais eficiente que o da análise da variância e regressão linear conjunta, em sua explicação da Interação Genótipo-Ambiente neste programa de melhoramento, em que há baixa diversidade ambiental. Recomenda-se o uso conjunto do modelo AMMI e do método de Kang para avaliação dos efeitos da Interação Genótipo-Ambiente, nos programas de melhoramento de aveia para produção de forragem.

Palavras-chave: Interação Genótipo-Ambiente, regressão linear, análise AMMI, método de Kang, produção de forragem, aveia.

SUMMARY

Improvement of forage yield in oat (*Avena sativa* L.) requires thorough understanding of the effect of genotype, environment and genotype \times environment interaction (GXE). The aim of this study was to analyse GXE interaction in oat for biomass forage yield according to three different models, joint linear regression analysis (JRA), AMMI analysis and Kang's non-parametric method. Twelve genotypes were grown in different environments for three years (1993-94-95) at the locations of La Dulce and La Plata, Buenos Aires Province, Argentina. The forage yield (dry matter, kg/ha) was determined at 60 and 100 days after emergence and at ripening. Heterogeneity of regression (HR) in JRA was non significant. Interaction sum of squares (GXESS) accounted for by was 12.50% (three year mean). In contrast, the first principal component analysis axis in AMMI was highly significant ($P < 0.001$). This first axis explained 76.76% of GXESS (three year mean). The second principal component analysis axis explained a 17.33% more of GXESS ($p < 0.001$). Kang's non-parametric method pointed out, with little differences, the same cultivars selected by AMMI analysis. It acts as a complementary methodology to biplot graphics, selecting cultivars with dry matter yield above

average, and positive or intermediate principal component axis score. The AMMI model was found to be more effective than JRA analysis in accounting for GXE interaction under low environmental diversity. The use of AMMI and Kang's method is recommended for the study of GXE effects in the oat breeding for forage yield.

Key words: Genotype-environment interaction, regression analysis, AMMI analysis, Kang's non-parametric method, forage yield, oat.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CROSSA, J.; H.G. GAUCH JR. & R.W. ZOBEL, 1990. Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Analysis of Two International Maize Cultivar Trials. *Crop Sci.*, **30**: 493-500.
- CROSSA, J.; P.N. FOX; W.H. PFEIFFER; S. RAJARAM; G.H. GAUCH JR., 1991. AMMI Adjustment for Statistical Analysis of an International Wheat Yield Trial. *Theor. Appl. Genet.* **81**: 27-37.
- EBERHART, S.A. & W.A. RUSSELL, 1966. Stability Parameters for Comparing Varieties. *Crop Sci.*, **6**: 36-40.
- FINLAY, K.W. & G.N. WILKINSON, 1963. The Analysis of Adaptation in a Plant Breeding Programme. *Aust. J. Agric. Res.*, **14**: 742-754.
- FREEMAN, G.H. & J.M. PERKINS, 1971. Environmental and Genotype-Environmental Components of Variability. VIII. Relations Between Genotypes Grown in Different Environments and Measures of this Environments. *Heredity*, **27**: 15-23.
- FREEMAN, G.H., 1973. Statistical Methods for the Analysis of Genotype-Environment Interactions. *Heredity*, **31**: 339-354.
- GAUCH JR., H.G., 1990. Matmodel Version 2.0. AMMI and Related Analysis for Two-Ways Data Matrices. *Microcomputer Power*, Ithaca.
- GAUCH JR., H.G., 1992. Statistical Analysis of Regional Yield Trials: AMMI Analysis of Factorial Designs. *Elsevier*, Amsterdam.

- GAUCH JR., H.G., 1996. AMMI Statistical Analysis for Increasing Selection Gains. In: ANNUAL ILLINOIS CORN BREEDERS'SCHOOL, 32., 4-5 March. University of Illinois at Urbana-Champaign.
- GOLLOB, H.F., 1968. A Statistical Model Which Combines Features of Factor Analytic and Analysis of Variance Techniques. *Psychometrika*, **33**: 73-115.
- HÜHN, M., 1979. Nonparametric Measures of Phenotypic Stability: I. Theory. *Euphytica*, **47**: 189-194.
- KANG, M.S., 1993. Simultaneous Selection for Yield and Stability in Crop Performance Trials: Consequences for Growers. *Agron. J.*, **85**: 754-757
- KANG, M.S. & R. MAGARI (1995). Stable: A BASIC Program for Calculating Stability and Yield-Stability Statistics. *Agron. J.*, **87**: 276-277.
- KEMPTON, R.A., 1984. The Use of Biplots in Interpreting Variety by Environment Interactions. *J. Agric. Sci.*, **103**: 123-135.
- KRENZER JR., E.G.; J.D. THOMPSON & B.F. CARVER, 1992. Partitioning of Genotype \times Environment of Winter Wheat Forage yield. *Crop Sci.*, **32**: 1143-1147.
- LIN, C.S.; M.R. BINNS & L.P. LEFKOVITCH, 1986. Stability Analysis: Where do We Stand? *Crop Sci.*, **26**: 894-900.
- LU, H.Y., 1995. PC-SAS Program for Estimating Hühn's Nonparametric Stability Statistics. *Agron. J.*, **87**: 888-891.
- NACHIT, M.N.; G. NACHIT; H. KETATA; H.G. GOUCH JR.; R. W. ZOBEL, 1992. Use of AMMI and Regression Models to Analyse Genotype-Environment Interaction in Durum Wheat. *Theor. Appl. Genet.*, **83**: 597-601.
- NASSAR, R. & M. HÜHN, 1987. Studies on Estimation of Phenotypic Stability: Test of Significance for Nonparametric Measures of Phenotypic Stability. *Biometrics*, **43**: 45-53.
- PERKINS, J.M. & J.L. JINCKS, 1968. Environmental and Genotype-Environmental Components of Variability: III. Multiple Lines and Crosses. *Heredity*, **23**: 339-356.
- RIGGS, T.J., 1986. Collaborative Spring Barley Trials in Europe 1980-82: Analysis of Grain Yield. *Plant Breed.*, **96**: 289-303.

- SAS. Institute Inc., 1988. **SAS/STAT User's Guide, Release 6.03 Edition**. Cary, NC, SAS Institute Inc. 1028p.
- SHAFFI, B.; K.A. MAHLER; K.M. PRICE; J.F. PEDERSEN, 1992. Genotype \times Environment Interaction Effects on Winter Rapeseed Yield and Oil Content. **Crop Sci.**, **32**: 922-927.
- YAU, S.K., 1995. Regression and AMMI Analyses of Genotype \times Environment Interactions: An Empirical Comparison. **Agron. J.**, **87**: 121-126.
- ZOBEL, R.W.; M.J. WRIGHT & H.G. GAUCH JR., 1988. Statistical Analysis of a Yield Trial. **Agron. J.**, **80**: 388-393.