استكشاف الفعل الجيني في الذرة الصفراء بدلالة المعايير الوراثية

مجاهد إسماعيل حمدان* عمر محمود ذنون* عبد مسربت احمد ألجميلي**

الملخص

نفذت تجربة حقلية في ربيعي 2012 في محطة أبحاث ابو غريب– دائرة البحوث الزراعية، بزراعة وتضريب ست سلالات نقية (أمهات)بثلاثة آباء(فاحصين وهجينهما)، لإنتاج ثمانية عشر تضريباً. ثم زرعت السلالات النقية والفواحص وتضريباتها، في تجربة مقارنة في خريفي عام 2012، وفقاً لتصميم (RCBD) بثلاثة مكررات، أُجري التحليل الإحصائي والتقديرات الوراثية المختلفة حسب الأنموذج الثابت (10)، وتمت تجزئة تأثيرات المعاملات لمعرفة الفروق المعنوية بين الهُجن القمية وآبائها والكشف عن وجود التفوّق.كانت الهجن الأفضل في متوسط اغلب مكونات الحاصل لاسيما عدد الحبوب بالعرنوص (584.34) ووزن 250 حبة (56.66 غم)،إذ تفوقت على نظيراتها في متوسط حاصل النبات (143.79غم) وعلى المعدل العام لها(134.26 غم). يعود الاختلاف في الحاصل إلى التغيير العالي في مكونات الحاصل نفسه. وان عدد الحبوب بالصف (15.5) كانت الأعلى في قيمة الدليل المتغير.إن قيم التباين الوراثي المضيف لمجموع السلالات، كانت عالية المعنوية لأغلب الصفات المدروسة، لذا يمكن وراثتها بالفعل الإضافي والسيادي للجينات عدا حاصل الحبوب. الذي يمكن وراثته عن طريق فعل الجين المضيف التراكمي للصفات المرغوبة. غاب الفعل الجيني التداخلي التفوقي بأنواعه كافة باستثناء صفة التزهير الذكري (98) ووزن الحبة (399.03) فقد أظهرا تفوقاً معنوياً من نوع (i) فقط.وبما ان التوريث بالمعنى الواسع عالياً للصفات جميعها، وانخفاض الاختلاف البيئي والوراثي والمظهري ودليل الاختلاف.لذا يمكن إجراء التهجين وفقاً لقابلية الاتحاد الخاصة.

مقدمة

تعد التغييرات الوراثية Genetic Variationsاساساً لتحسين المجتمع النباتي عن طريق الإنتخاب والتهجين. إن تغييرات المادة الوراثية Genotype او Germplasm تكون في مجموعتين من الصفات، كمية Quantitative Traits ونوعية Qualitative Traits (1،2،5،6،18). يحكم الصفات الكمية عدداً كبيراً من الجينات ثانوية التأثير Minor Genes، لذا تتأثر هذه الصفات بالبيئة بدرجة كبيرة (1،22).أن التحدي الأكبر أمام مربي النبات هو صعوبة جمع الصفات الكمية المحسنة في النبات، نتيجة التداخل الوراثي البيئي (GE) (14،23،31)، الذي يوجد في الجينات الساكنة Silent Genes التي يظهر فعلها باختلاف البيئات (19). ان تشابه او تماثل التراكيب الوراثية في سلوكها الوراثي–المظهري، ينعكس على التشابه والتماثل للتركيب الجيني والوظيفي، والعكس هو الصحيح ايضاً، وهذا ما أكدته ابحاث الوراثة وألجينوم،بسبب التداخل الجيني والبيئي والفعل المنفرد لكل منهما (12،13،20). تستخدم طرائق التضريب المختلفة في تحديد نوع الفعل الجيني المؤثرة في الصفات المختلفة وبالتالي تحديد طريقة تربيته في الانتخاب أو التهجين والتنبؤ المستقبلي لأداء وحاصل المنتج الهجيني أو الصنفي المستهدف (3،11،14،29). يعد التهجين الاختباري (القمي) الثلاثي من الوسائل الفعالة في تحديد طبيعة الفعل الجيني (22،28) بأنواعه الرئيسة (مضيف وسيادي والمتفوق (28) وان معنوية الانحراف(سالب او موجب) أو عدم انحرافه (صفر) للنسل (هجين) عن معدل سلوك الأبوين (سلالة x فاحص) يمثل وجود او غياب التفوق (11،33). يقدر التباين الوراثي المضيف والسيادي وفعل التفوق وتداخلاته بالتضريب

*دائرة البحوث الزراعية، وزارة الزراعة، بغداد، العراق.

**كلية الزراعة، جامعة الانبار، الانبار، العراق.

الاختباري الثلاثي (32). تتسم الصفات الكمية بدرجة توريث واطئة وعندما تكون بمعناها الواسع أكثر من 50% فهي عالية وتتأثر بنسبة قليلة البيئة وقد لايصاحبها تقدم وراثي عالي (34)، لاسيما عندما يكون الانحراف القياسي منخفض، الذي يدل على الفعل الجيني المضيف، وهنا لابد من الإتجاه نحو التهجين للاستفادة من قوة الهجين. أما إذا تراوحت بين 20–50% فهي متوسطة أو اقل من 20% فهي واطئة التوريث لتلك الصفة ويرافقها تقدم وراثي متوسط أو منخفض ففي كلتا الحالتين تكون الصفة تحت تأثير غير مضيف للفعل الجيني (27)، والتوريث لتلك الصفات يحوي على المضيف وغير المضيف للفعل الجيني (24). إن حدود التحسين الوراثي المتوقع 10% ومن 10–30%وأكثر من 30% تكون منخفضة ومتوسطة وعالية. وعليها يعتمد نسبة التحسين المتوقع الذي يعتمد على الفعل الجيني (32). أجريت العديد من المحاولات الناجحة لتطوير طرائق التحليل الإحصائي والوراثي للصفات الكمية للهجن الفردية (22) والثلاثية (24،26،30) والزوجية (23، 34) لفهم طبيعة الفعل الجيني بأنواعه لاسيما المؤثرة في الحاصل لأنه صفة معقدة التوريث، ويقع تحت تأثير العديد من الأزواج الجينية المسيطرة على مكوناته الرئيسة والثانوية (7،12). لذ اهدفنا التحديد الفعل الجيني من خلال تقدير التباينات الوراثية المظهرية والوراثية فضلاً عن حساب معاملي الاختلاف الوراثي والمظهري ودليل التغيير للتوجه نحو الإنتخاب عند تباعدهما بنسبة عالية أو استمرار التهجين بين الآباء وهجينهما وسلالاتهما.

المواد وطرائق البحث

نُفذت تجربة حقلية في ربيعي وخريفي عام 2012 في محطة أبحاث المحاصيل الحقلية– دائرة البحوث الزراعية (أبو غريب)، بزراعة ست سلالات نقية (ART – B21، ART – B46، ART – B26، ART – B37، ART – B34 وDLA3) مستنبطة محلياً واعدها أمهات وثلاثة فواحص، شملت السلالتان (B37 . DL و . DL C38) وهجينهما (9 L3) وعدها آباء، في خطوط طول الخط الواحد 5 م، المسافة بين خط وآخر وبين جورة وأخرى(0.75م) و (0.2م)على التوالي. تم زراعة بذور السلالات النقية وبذور الهجين وآبائه في الموسم الربيعي بتاريخ 2012/3/12. وعند بزوغ النورات الأنثوية تم تغليفها قبل ظهور الحريرة ، وعند التزهير تم إجراء التهجين المطلوب تلافياً لحصول التلقيح الخلطي، أما النورة الذكرية للآباء فقد تم تكييسها بأكياس ورقية قبل يوم من بدء عملية التلقيح، جمعت حبوب اللقاح في اليوم التالي ليتم تلقيح ما كان جاهزاً من الحريرات لاستقبال حبوب اللقاح.أُجريت التضريبات بين السلالات الستة بوصفها أمهات والفواحص الثلاث بوصفها آباء مذكرة لإنتاج ثمانية عشر تضريباً من بينها (12) هجيناً فردياً و(2) هُجن ثلاثية، وبذلك أصبح عدد التراكيب الوراثية سبعةً وعشرينَ تركيباً وراثياً، وفي الوقت ذاته اجري التلقيح الذاتي للسلالات النقية لإكثار بذورها. في نهاية الموسم وعند تمام النضج تم حصاد العرانيص الهجينة والعرانيص الملقحة ذاتياً بصورة منفصلة.زرع كل تركيب وراثي (السلالات النقية والفواحص وتضريباتها) في تجربة مقارنة في الموسم الخريفي، بتاريخ 28/7/2012 وفقاً لتصميم القطاعات العشوائية الكاملة (RCBD) بثلاثة مكررات، في خطين لكل تركيب وراثي، حسب عدد الأيام من الزراعة وحتى ظهور النورة الذكرية والحريرة في (50) من نباتات الوحدة التجريبية. تم حساب متوسط طول العرنوص (سم) ومتوسط عدد صفوف العرنوص ومتوسط عدد حبوب الصف ومتوسط عدد حبوب العرنوص ومتوسط وزن 250 حبة (غم) لكل تركيب ومتوسط حاصل حبوب النبات الواحد (غم)، أُجري التحليل الإحصائي على أساس متوسط الوحدة التجريبية والاختبارات والتقديرات الوراثية المختلفة (25) وحسب الأنموذج الثابت كمايأتي:

$$Lijk = M + Gij + Rk + Eijk$$

إذ إن:-

Lijk = القيمة المظهرية للتضريب بين الفاحص L_i والسلالةj في المكرر k. وM= المتوسط العام للصفة. وGij= القيمة الوراثية للتضريب بين الفاحص Li والسلالةj. وRk= تأثير المكرر. وEijk = الخطأ التجريبي المرتبط مع التضريب ij في المكرر k.

اختبرت المتوسطات الحسابية للصفات باستخدام اقل فرقاً معنوياً عند مستويين معنويين 5% و1%. اجري تحليل التباين وفق التصميم المستخدم (26) لاختبار معنوية المعاملات.تم تجزئة تأثيرات المعاملات لمعرفة الفروق المعنوية بين الهُجن والآباء والسلالات والفواحص والأب الأول + الأب الثاني ضد الهجين والأب الأول ضد الأب الثاني والسلالات ضد الفواحص والهُجن ضد الآباء. وتشمل مكونات الآباء كل من السلالات والفواحص وإجراء بعض المقارنات المستقلة ولكل صفة، إجري تحليل التضريب الاختباري الثلاثي وفق أنموذج (15) المعدل (17،25). تم الكشف عن وجود التفوّق من عدمه (26). حسبت قيمة السلالات السّتة بكل مكرر اعتماداً على البيانات الناتجة من:

$$L1j + L2j - 2L3j$$

إذ إن: L1= يُقصد بهِ الأب الأول وL2= يُقصد بهِ الأب الثاني وL3 =يُقصد بهِ الهجين وj= يُقصد به التركيب الوراثي.
ومن هذه القيمُ حسب التباين لكل سلالة S_i2 اعتماداً على المعادلة التالية:

$$S2_i = \sum y_i 2 - \frac{(\sum yi)2}{r}$$

إذ أن :- y_i= قيم المشاهدات لكل سلالة

ومن ثم تم إيجاد مجموع التباينات للسلالات الستة الذي يمثل قيمة متوسط تباين الخطأ التجريبي لتحليل التباين الخاص باختبار التفوّق.حُللت البيانات الناتجة إحصائياً لإيجاد متوسط تباين السلالات واختباره ضد متوسط تباين الخطأ التجريبي، وتدل عدم معنويته على غياب التفوّق.

$$F = MSLines / MSall\ lines$$

ويشمل التفوّق كل من التفوّق (المضيفxالمضيف) الذي يرمز له بالرمز iوالتفوّق (المضيف x السيادي) الذي يرمز له بالرمز j والتفوّق (السيادي x السيادي) الذي يرمز له بالرمز l والتفوّق (المضيف x السيادي والسيادي x السيادي) الذي يرمز له بالرمز (j+l) وفق(26) تم استخدام الأنموذج السيادي المضيف وفق ما اقترحه (15). من مجموع الأبوين (P1 + P2) تم إيجاد التباين الوراثي المضيف (σ^2A) من العلاقة بين متوسطي التباين المقدر والمتوقع للسلالات، وكما يأتي:

$$MS_{Lines\ (\ sum)} = \sigma^2 e + 2r\ \sigma^2 s_u$$
$$\sigma^2\ Su = (MS_{Lines} - MS_{error}) / 2r$$
$$\sigma^2\ Su = (1 / 8)\ \sigma^2\ A$$
$$\sigma^2\ A = 8\ \sigma^2 s_u$$

MS_r يُقصد بهِ متوسط مربع المكررات و MS_s يُقصد بهِ متوسط مربع السلالات (للمجموع) وMs_e يُقصد بهِ متوسط مربع الخطأ التجريبي و$\delta^2 e$ يُقصد بهِ تباين الخطأ التجريبي و r يُقصد بهِ عدد المكررات وn يُقصد بهِ عدد السلالات و$\delta^2\sigma^2 A$ يُقصد بهِ التباين الوراثي المضيف و$\delta^2 s_u$ يُقصد بهِ مكون التباين لمجموع الأبوين. تم إيجاد التباين الوراثي السيادي ($\sigma^2 D$)

من الفرق بين الأبوين ($P_1 - P_2$) حللت البيانات وفق تصميم RCBD من العلاقة بين متوسطي التباين المقدر والمتوقع للسلالات وكما يأتي:

$$MS_{Lines}\ (diff.) = \sigma^2 e + 2r\sigma^2 d$$
$$\sigma^2 d = (MS_d - MS_e)/2r$$
$$\sigma^2 d\ \sigma^2 D = 8$$

MS_r يُقصد به متوسط مربع المكررات وMS_d يُقصد متوسط مربع السلالات (للفرق) وMs_e يُقصد به متوسط مربع الخطأ التجريبي و$\delta^2 e$ يُقصد به تباين الخطأ التجريبيوr يُقصد به عدد المكررات وn يُقصد بهِ عدد السلالات و$\delta^2 d$ يُقصد به مكون التباين للفرق بين الأبوين و$\delta^2 D$ يُقصد به التباين الوراثي السيادي.تم اختبار معنوية التباين الوراثي المضيف والسيادي باعتماد طريقة (16). تم تقدير معدل درجة السيادة $\bar{a}$ وفق المعادلة التالية :

$$\bar{a} = \sqrt{\delta^2 D/\delta^2 A}$$

فإذا كانت $\bar{a}$ تساوي صفراً دلّ ذلك على عدم وجود سيادة ،وإذا كانت $\bar{a}$< واحد دلّ ذلك على وجود سيادة جزئية ،وإذا كانت $\bar{a}$ تساوي واحد دلّ ذلك على وجود سيادة تامة .اما إذا كانت $\bar{a}$ اكبر من واحد فقد دلّ على وجود سيادة فائقة.
قدرت نسبة التوريث بمعناها الواسع ($H^2_{b.s}$) والضيق ($H^2_{n.s}$) وفق (7) من المعادلتين التاليتين:

$$H^2_{b.s} = [(\delta\ ^2A + \delta^2 D\ )\ /\ (\ \delta^2 A + \delta^2 D + \ \delta^2 E\ )]\ ^*100$$
$$H^2_{n.s} = \ [\delta^2 A\ /(\delta^2 A + \delta^2 D + \ \delta^2 E\ )] * 100$$

$H^2.bs$ يُقصد بهِ نسبة التوريث بالمعنى الواسع و$H^2_{n.s}$ يُقصد بهِ نسبة التوريث بالمعنى الضيق و$\delta^2 A$يُقصد بهِ التباين الإضافي للجينات و$\sigma^2 D$يُقصد بهِ التباين السيادي للجينات و$\delta^2 E$يُقصد بهِ التباين البيئي و$+\ \delta^2 A + \delta^2 D\ )$ ($\delta^2 E$ يُقصد به التباين المظهري $\sigma^2 P$و($\sigma^2 A + \sigma^2 D$) يُقصد به التباين الوراثي $\delta^2 G$ وان $\delta^2 E$ هو MS_e،إذ إن ^2e وأن $\sigma = Mse$ إذ أن H_{BS} = التوريث بالمعنى الواسع و $\sigma^2 g$ = التباين الوراثي و $\sigma^2 e$ = التباين البيئي و MSe = متوسط مربعات الخطأ التجريبي و $\sigma^2 p$ = التباين المظهري(الكلي). تم حساب معاملات الاختلاف حسب المعادلات التالية :-

$$PCV = \sigma p\ /\ x\ X\ 100$$
$$GCV = \sigma g\ /\ x\ X\ 100$$
$$ECV = \sigma e\ /\ x\ X\ 100$$

إذ إن معامل الاختلاف المظهري يمثلCoefficient of phenotypic Variance (PCV)ومعامل الاختلاف الوراثي يمثل () GCV Coefficient of phenotypic Variance ومعامل الاختلاف البيئي يمثل
(ECV) Coefficient of phenotypic Variance والانحراف المعياري للتباين الكلي = σP والانحراف المعياري للتباين الوراثي = σG والانحراف المعياري للتباين البيئي= $\sigma\ E$ إذ إن:

$$PCV = \sigma p\ /\ x$$

تم حساب دليل التغيير(I.V)Index Variation حسب المعادلة(8).

$$I.V = GVC / ECV$$

فإذا كان دليل التغيير(I.V)> 1 دّل على وجود تغييرات ويمكن الاستمرار بعملية الإنتخاب لدورات متقدمة.

النتائج والمناقشة

يوضح جدول (2) أنا لمدى المتمثل بأعلى قيمة واقل قيمة لمتوسطات الهجن الثلاثية والسلالات والآباء(الاختبارية وهجينهما) كانت فروقها معنوية للصفات المدروسة جميعها. إذ تأخرت الهجن الثلاثية في متوسط إزهارها ذكرياً وأنثوياً (57.33 و61.33 يوما) مقابل نظيراتها من السلالات (57.00 و60.33 يوماً) وآبائها (56.66 و60.33 يوماً) بإعطائها أعلى مدى لهاتين الصفتين على التوالي، ومن جانب آخر بكرت تلك الهجن في إزهارها (50.33 و53.33 يوماً) مقارنة بنظيراتها من السلالات (52.66 و56.00يوماً) والأبوين الاختباريين وهجينهما (51.00 و54.33 يوماً) بإعطائها اقل مدى لصفتي الإزهار الذكري والأنثوي على التوالي. بكرت الهجن في متوسط إزهارها ذكرياً وأنثوياً (53.38 و56.14 يوماً) مقارنة بمتوسطات الآباء (54.88 و58.47يوماً) والسلالات (55.05 و58.60 يوماً) والفواحص (54.55 و58.21 يوماً) ومتوسط الأبوين (56.33 و60.16 يوماً) وكذلك انخفضت عن المتوسط العام (53.88 و56.92 يوماً) لكلا الصفتين على التوالي. تشير النتائج إلى تفوق مكونات الحاصل بإعطائه أعلى مدى من عدد الصفوف بالعرنوص (18.60) وعدد الحبوب بالصف(42.57) وعدد الحبوب بالعرنوص (731.79) ووزن 250 حبة (60.64غم) مقابل نظيراتها من السلالات والابوين وهجينهما. فيما تفاوتت في اقل مدى لهذه الصفات فانعكستإيجاباً على حاصل الحبوب للنبات عند اعلى واقل مدى (181.05 و115.37 غم) على التوالي. كانت الهجن الأفضل في متوسط اغلب مكونات الحاصل، لاسيما عدد الحبوب بالعرنوص (584.34) ووزن 250 حبة (56.66 غم) فتوقت على نظيراتها في متوسط حاصلالنبات (143.79غم) وعلى المعدل العام لها (134.26 غم).

جدول1: مدى متوسط صفات الفواحص والسلالات والهجن الفردية والثلاثية من الذرة الصفراء

التراكيب الوراثية	المدى	إزهار ذكري (يوم)	إزهار أنثوي (يوم)	عدد صفوف العرنوص	عدد حبوب الصف	عدد حبوب العرنوص	وزن 250 حبة (غم)	حاصل النبات (غم)
الهجن	اعلى قيمة	57.33	61.33	18.60	42.57	731.79	60.64	181.05
	اقل قيمة	50.33	53.33	14.72	31.73	493.31	52.63	115.37
السلالات (Lines)	اعلى قيمة	57.00	60.33	17.28	38.40	605.71	58.52	141.73
	اقل قيمة	52.66	56.00	14.11	29.87	426.80	50.03	83.96
الأبوين Tester وهجينهما	اعلى قيمة	56.66	60.66	17.73	39.20	671.61	57.57	154.37
	اقل قيمة	51.00	54.33	15.73	33.40	554.65	52.60	83.02
LSD 5 %		2.08	2.36	1.01	2.17	55.94	3.17	36.36
LSD 1 %		2.78	3.14	1.34	2.90	27.81	4.22	48.46
متوسط الهُجن		53.38	56.14	16.16	36.13	584.34	56.66	143.79
متوسط الآباء		54.88	58.47	15.59	34.69	539.40	53.91	115.22
متوسط السلالات		55.05	58.60	15.05	33.97	510.97	53.50	113.68
متوسط الفواحص		54.55	58.21	16.68	36.13	596.27	54.75	118.31
متوسط P1 و P2		56.33	60.16	16.16	34.59	558.61	53.34	100.28
المتوسط العام		53.88	56.92	15.97	35.65	536.65	55.74	134.26

يبين جدول (2) أنه يمكن الاستدلال من خلال التباين، تأثير وقابلية كل سلالة على الاتحاد مع الآباء بأنواعها النقية والهجينة، لتحقيق تلك المديات ومتوسطاتها بالإتجاه المرغوب انخفاضاً أو ارتفاعاً حسب متوسط ونوع الصفة وقيمة التباين بينها وبين بقية السلالات. إذ يدل ارتفاع قيمة تباين مكونات صفات الحاصل مثل عدد الحبوب بالصف للسلالات ذات التسلسل (1،2 ،3) وعدد حبوب بالعرنوص للسلالات ذات التسلسل (1، 2، 3،4) ووزن 250 حبة للسلالات ذات التسلسل (3،4،5،6) على إمكاناتها على نقل عواملها الوراثية إلى بعض هجنها الثلاثية التي ضربت بها.أما انخفاض قيمة التباين فهي كما في السلالتين (2 و5) فيدل على أن السلالتين نقلتا قيم صفاتهما إلى اغلب هجنها الثلاثية. ومن خلال التباين يمكن الاستفادة منها في معرفة أفضل استعمال للسلالة لتكون أباًأو جداً عند التضريب بهالإنتاج الهجن الثلاثية. ومعرفة أفضل ثلاث سلالات أو(هجين فردي وسلالة) تعطي أفضل هجيناً ثلاثياً لأي صفة .وعليه يتم اختبار التوافقات الثنائية لانتخاب أفضل أباً أو سلالة أو هجناً (14،17،26).

جدول2: متوسط التباين ومجموعة الصفات السلالات المدروسة

ت	التراكيب الوراثية	الإزهار الذكري (يوم)	الإزهار الأنثوي (يوم)	عدد صفوف العرنوص	عدد حبوب الصف	عدد حبوب العرنوص	وزن 250 حبة (غم)	حاصل النبات (غم)
1	ART – B21	4.335	4.335	0.005	4.385	1384.22	0.523	332.68
2	ART – B46	2.335	0.335	0.693	2.653	2044.96	0.180	95.32
3	ART – B26	0.335	0.00	0.063	6.280	2119.28	2.149	506.66
4	ART – B 37	2.335	4.00	0.853	0.120	1314.61	5.199	121.61
5	ART – B34	4.00	6.335	0.356	0.377	952.08	4.497	48.72
6	DL . A3	0.00	1.00	0.043	0.286	193.74	2.743	321.43
	مجموع التباين	13.34	16.005	2.013	14.101	8008.89	15.291	1426.42

يوضح جدول (3) أن قيم التباين الوراثي المضيف لمجموع السلالات، كانت عالية المعنوية لأغلب الصفات المدروسة(الإزهار الذكري والأنثوي وعدد الصفوف/العرنوص وعدد الحبوب بالصف والعرنوص ووزن 1000 حبة) ، إذ بلغت 31.70 47.40 و13.60 و55 و20588 و26.70 على التوالي، باستثناء حاصل النبات الذي لم يكن معنوياً في قيمة التأثير الإضافي إذ بلغ التباين الوراثي له 1353. يلاحظ أيضا أن معنوية الفروق كانت عالية عند تقدير الفعل الجيني السياديلصفتي الإزهار الذكري والأنثوي (20.67 و27.47) ومكونات الحاصل أيضا (عدد الصفوف/العرنوص وعدد الحبوب بالصف والعرنوص) اذ بلغت 5.78 و38.31 و24060.07 عند تقدير التباين السيادي للفرق بين السلالات عدا وزن الحبة وحاصل النبات (14.26 و1910.95) الذي غاب عنها هذا التأثير. يشير هذا إلى أن تلك الصفات المدروسة يكمن وراثتها بالفعل الإضافي والسيادي للجينات عدا حاصل الحبوب. الذي يمكن وراثته بالفعل التراكمي للجينات المرغوبة حتى وان كانت مضيفة أو سيادية لانه ناتج عن ممثلات صفات النمو ودالة لمجموع مكونات الحاصل.إنغياب المعنوية في اغلب الصفات المدروسة لم يظهر أي نوع من التأثيرات التفوقية للفعل الجيني فيها. أنغياب الفعل الجيني التداخلي التفوقي بأنواعه كافة باستثناء التزهير الذكري (98) ووزن الحبة (399.03) اللذان أظهرا تفوقاً سيادياً معنوياً من نوع (i) فقط.

تشير النتائج في جدول (4) الى ان التباين الاضافي (σ^2A) للصفات المدروسة غالباً عدا عدد حبوب العرنوص وحاصل النبات كانت قيمها أعلى من التباين السيادي (δ^2D) وشكل التباين الوراثي (δ^2G) القيمة الأعلى للصفات المدروسة جميعها. كانت نسبت التوريث بالمعنى الواسع $H^2.bs$ اعلى من نسبة التوريث بالمعنى الضيق ($H^2.ns$) للصفات المدروسة كافة.تظهر النتائج الى ان الانحراف المعياري الوراثي δG مثل القيم الأعلى للصفات النمو جميعها ومكونات

الحاصل من قيم الانحراف المعياري البيئي δE للصفات المظهرية δP. تشير قيم معامل الاختلاف البيئي ECV والوراثي GCVالى تقارب قيم صفتي التزهير الذكري والانثوي ممايدل على تجانس تلك الصفات وراثيا ويعود الاختلاف في الحاصل الى التغيير العالي في معاملات اختلاف مكونات الحاصل نفسه فكانت الأكثر تأثيراً في معاملات الاختلافات المظهرية PCV لتلك الصفات لاسيما عدد الحبوب بالعرنوص التي تماثلت القيمة الوراثية مع قيمتها المظهرية، إذ بلغت 0.44 لكل منهما.

جدول3: تحليل التباين لتقدير التباين الوراثي المضيف والسيادي والتفوقي للصفات المدروسة

مصادر التباين	درجات الحرية	الإزهار الذكري	الإزهار الأنثوي	عدد صفوف العرنوص	عدد حبوب الصف	عدد حبوب العرنوص	وزن الحبة	حاصل النبات
التباين الوراثي المضيف								
المكررات	2	0.9	1.6	0.3	4.9	2832.4	0.9	85.1
السلالات(مجموع)	5	31.70**	47.40**	13.60**	55.00**	20588.00**	26.70*	1353.00ns
الخطأ التجريبي	10	3.00	3.20	0.80	1.40	1610.30	6.70	1235.40
الوراثي السيادي								
المكررات	2	0.67	0.67	0.88	1.24	1980.48	2.93	424.21
السلالات (فرق)	5	20.67*	27.47*	5.78**	38.31**	24060.07**	14.26ns	1910.95ns
الخطأ التجريبي	10	4.13	5.33	0.80	2.79	1559.25	5.03	768.20
التفوق Epistasis								
Total epistasis	6	22.61ns	34.38ns	8.12ns	146.01ns	48324.52ns	0.85ns	4058.17ns
Epistasis (i type)	1	98.00*	107.55 n.s	12.45ns	253.50ns	19060.63ns	399.03*	475.14ns
Epistasis (j+l type)	5	7.53 n.s	19.75 n.s	7.25 n.s	124.52 n.s	54177.30 n.s	0.05 n.s	4774.78 n.s
Epistasis (i type)X Blocks	2	24.50	26.88	3.11	63.37	4765.15	99.75	118.78
Epistasis (j+l tye)X Blocks	10	18.10	25.92	7.08	97.38	36237.35	78.08	6522.79
Total epistasis X Blocks	12	19.16	26.08	6.42	91.71	30991.99	81.69	5455.46

(*) و (**) معنوية عند مستويين احتمال 5% و 1 % على التوالي،n.sتمثل غير معنوية.

اما بقية الصفات فكانت قيم اختلافها وراثيا أعلى مما يدل على عدم تجانس مكونات الحاصل وإمكان الانتخاب لها لتحسين الصفة ذاتها. لكن معامل الاختلاف الوراثي كان هو العامل الرئيس المؤثر في تجانس الصفات المظهرية للصفات المدروسة جميعها. تشير النتائج إلأن قيم دليل التغيير I.V كانت أعلى من الواحد وهذا يدل على وجود تغييرات للصفات المدروسة كافة ويمكن إدخالها في برنامج تربية انتخابي لتحسين الصفات المدروسة وهنا يجب التركيز على اعتماد انتخاب صفة عدد الحبوب بالصف لانها أعطت القيمة الأعلى (15.5) من بين مكونات الحاصل جميعها لهذا الدليل ألمتغير.

جدول4: مكونات التباين ومعامل الاختلاف البيئي والوراثي والمظهري ودليل تغييرالصفات المدروسة

مكونات التباين وبعض المؤشرات الوراثية	الإزهار الذكري (يوم)	الإزهار الأنثوي (يوم)	عدد صفوف العرنوص	عدد حبوب الصف	عدد حبوب العرنوص	وزن 250 حبة (غم)	حاصل النبات (غم)
δ^2A	38.24	58.88	17.04	71.44	25303.60	26.64	156.80
δ^2D	22.00	29.52	6.64	47.36	30001.04	12.24	1523.60
δ^2E	0.54	0.69	0.12	0.58	386.90	1.24	163.50
δ^2G	60.24	88.40	23.68	118.80	55304.64	38.88	1680.40
δ^2P	60.78	89.09	23.80	119.38	55691.54	40.12	1843.90
$H^2.bs$	99.11	99.22	99.49	99.51	99.30	96.90	91.13
$H^2.ns$	62.91	66.09	71.59	59.84	45.43	66.40	8.50
$\bar{a}$	0.75	0.70	0.62	0.81	1.08	0.67	3.11
r	-0.234	-0.118	-0.066	0.310	-0.455	-0.043	-0.774
المتوسط العام ($\bar{X}$)	53.88	56.92	15.97	35.65	536.65	55.74	134.26
δE	0.73	0.83	0.35	0.76	19.67	1.11	12.79
δG	7.76	9.40	4.87	10.90	235.17	6.24	40.99
δP	7.8	9.44	4.88	10.93	235.99	6.33	42.94
ECV	0.01	0.01	0.02	0.02	0.04	0.02	0.10
GCV	0.14	0.16	0.30	0.31	0.44	0.11	0.31
PCV	0.15	0.17	0.31	0.30	0.44	0.11	0.32
I.V	14	16	15	15.5	1.1	5.5	3.1

ان صعوبة تقدير الفعل السيادي لحاصل النبات بسبب القيمة السالبة للتباين الوراثي المضيف وبذلك عدت صفراً. ولان التوريث بالمعنى الضيق كان منخفضاً 8.50% لحاصل النبات ومرتفعاً لعدد الصفوف بالعرنوص ووزن 250 حبة (71.59% و66.40%)، بسبب انخفاض قيم التباين المضيف وارتفاع قيم التباين السيادي، فان هذا يدل على أن الانتخاب لهذه الصفات يكون غير فعال في الأجيال المتقدمة. وبما ان التوريث بالمعنى الواسع عاليا ل للصفات جميعها،وأن قيم معدل درجة السيادة كانت اكبر من واحد صحيح للصفات جميعها، وهذا يدل على وجود السيادة الفائقة التي تحكم هذه الصفات. وانخفاض معالات الاختلاف البيئي والوراثي والمظهري ودليل الإختلاف. نستنتج مما تقدم أن انسب طريقة للتربية يمكن اعتمادها لتحسين هذه الصفات إما الاستمرار بالتهجيناو استنباط أصناف التركيبيةبانتخابوتضريب لأفضل التراكيب وفقاً لقابلية الائتلاف الخاصة على الإتحاد.

المصادر

1–ابراهيم، مؤيد مالك وحمدي جاسم حمادي (2010). تقدير قوة الهجين وقابلية الاتحاد وبعض المعالم الوراثية في الذرة الصفراء باستخدام التضريب التبادلي الكامل (Zea mays L). مجلة الانبار للعلوم الزراعية، عدد خاص بالمؤتمر، 8(4): 478–490.

2–اسماعيل، نمام بهرام اسماعيل ومحمد يوسف الفهادي (2014). تقدير قوة الهجين وقدرة الائتلاف في هجن الجيل الاول من القمح الشيلمي.X. Triticosecale Wittmack المنزرع تحت الظروف الديمية.المجلة الاردنية في العلوم الزراعية،21(10):315–332.

3–الخفاجي، مصطفى جمال ؛مدحت مجيد الساهوكي وصدام حكيم جياد (2012). معادلة للتنبؤ بنسبة التدهور الوارثي في مجتمع F2 للذرة الصفراء. مجلة العلوم الزراعية العراقية، 43(1):1–9.

4–داؤد، خالد محمد واحمد هواس عبد الله (2011). وراثة حاصل الحبوب ومكوناته لعشيرة تهجين ثلاثي في الذرة الصفراء. مجلة ديالى للعلوم الزراعية، 3(2): 490–497.

5-الزهيري، نزار سليمان علي (2008). قوة الهجين والقدرة على الإتحاد في الذرة الصفراء. مجلة جامعةكركوك، الدراسات العلمية، 3(2):1-13.

6-صديق، فخر الدين عبد القادر ولؤي نهار البنكَ (2011). تقدير قوة الهجين والقابلية الاتحادية في الذرة الصفراء (Zea mays L.) باستخدام التهجين التبادلي النصفي. مجلة ديالى للعلوم الزراعية، 3(2): 396-407.

7-Allard, R.W. (1960). Principles of Plant Breeding. John Wiley and Sons, Inc, New York, USA.pp.485.

8-Deshmukh, S. N.; M. S. Basu and P. S Reddy (1986). Genetic variability, character association and path coefficient of quantitative traits in Virginia bunch varieties of ground nut. Ind. J. Agric. Sci., 56:861-821.

9-Duane P. Wolf ; R. Hallauer (1996). Triple Testcross Analysis to Detect Epistasis in Maize. Crop Sci. Society of America., 37(3): 763-770.

10-Griffiths, A. J. F.; W. M. Gelbart; J. H. Miller and R. C. Lewontin (1999). Modern Genetics Analysis. W. H. Freeman and Company, New York. U.S.A. P.585-597.

11-Hinze, L. L. ; K. R. Lamkey (2003). Absence of epistasis for grain yield in elite maize hybrids. Crop Sci., 43:46–56.

12-Iqbal, M. (2009).Genetic analysis of maturity and yield attributes in subtropical maize.A dissertation submitted to the NWFP Agri. Univ., Peshawar, Requirements for the degree of doctor of philosophy (Ph. D) in agriculture. pp 1-169.

13-Jenweerawat, S.; C. Aekatasanawan; P. Laosuwan and A. R. Hallauer (2010). Potential lines and hybrids developed from modified reciprocal recurrent selection in maize. Kasetsart J. Nat. Sci., 44: 517–522.

14-Jiang, L.; M. Ge; H. Zhao; T. Zhang (2015). Analysis of heterosis and quantitative trait loci for kernel shape related traits using triple testcross population in maize. j. pone 10(4):

15-Kearsey, M. J.; J. L. Jinks (1968). Ageneral method of detecting additive, dominance andepistatic variation for metrical traits. I. Theory.Heredity, 23: 403-409.

16-Kempthorne, O. (1957). An Introduction to Genetic Statistic, John Willey and Sons, New York. USA. Pp. 545.

17-Ketata, H.; E. L. Smith; L. H. Edwards; and R.W. Mac New (1976). Detection of epistasis, additive and dominance variation in winter wheat (Triricumaestivum L. emThell.). Crop Sci., 16: 1-4.

18-Kustanto, H.; N. Basuki; A. N. Sugiharto and A. Kasno (2012).Genetic diversities in the sixth- generation of selection (S6)of some inbred lines of maize based on the phenotypic characters and SSR. AGRIVITA. 34(2):127-135.

19-Lisec, J.; L. R. M-Margl; Z. Nikoloski; H. P. Piepho; P. Giavalisco; J. Selbig; A. Gierl and L. Willmitzer (2011).Corn hybrids display lower metabolite variability and complex metabolite inheritance patterns. The Plant J., 68:326–336.

20-Mumtaz, A., F. Zafar, S. Ulmalook and A. Shehzad (2015). A Review on Mating Designs. Nat. Sci., 13(2).

21-Namayandeh A.; R. Choukan; S. A. Mohahhadi; M. M Kamelmanesh; S. Ghasemi and E. M. Hervan (2011). Genetic analysis of resistance to common smut in maize (Zea mays L.) using triple test cross. Afri. J. Agric. Res., 6(3): 630-635.

22-Nardino, M.; V. Q. Souza; D. Baretta; V. A. Konflanz; I. R. Carvalho; D N. Follmann and B. O. Caron (2016). Association of secondary traits with yield in maize F1's. Ciência Rural. 46 (5): 776-782.

23-Nduwumuremyi, A.; P. Tongoona; S. Habimana (2013). Mating designs: helpful tool for quantitative plant breeding analysis. J. Plant Breed. Genet. 1(03): 117-129.

24-Nehvi F. A.; A. M Iqbal; S. A Wani; A. A. Lone; M. A. Khan (2009). Triple test cross analysis in maize(Zea Mays L.). Indian J. Crop Improvement, 36(1): 25-28.

25-Singh , R. K.; B. D. Chaudhary (2007). Biometrical Methods in Quantitative Genetic Analysis. Kalyani Publishers, New Delhi – Ludhiana, India.

26-Singh, R. K.; B. D. Chaudhary (1999). Biometrical methods in quantitative genetic analysis. Kalyani Pub., Ludhiana, New Delhi.

27-Sofi, P. (2007). Genetic architecture of yield components in maize (Zea mays L.) using triple test cross. R Agro Thesis. 5(1): 31-36.

28-Sofi, P. S.; A.G. Rather and S. Venkatesh (2006). Detection of epistasis by generation means analysis in maize hybrids. Pak. J. Bio. Sci., 9: 1983-1986.

29-Sofi, P.; A.G. Rather and S. Venkatesh (2006). Triple test cross analysis in maize (Zea mays L.). Indian J. Crop Sci., 1(1-2): 191-193.

30-Sofi. P. A. (2007). Genetic analysis of tassel and ear characters in maize (Zea mays L.) using triple test cross. Asian J. Plant Sci., 6: 881-883.

31-Tang J.; J. Yan; X. Ma; W. Teng; W. Wu; J. Dai; S. Baldev; D. Albrecht; E. Melchinger and J. Li (2010). Dissection of the genetic basis of heterosis in an elite maize hybrid by QTL mapping in an immortalized F2 population. Theor Appl Genet. 120:333–340.

32-Wolf, D. P. (1995). Triple testcross analysis to detect epistasis and estimate genetic variances in an F2 maize population. Retrospective Theses and Dissertations. Iowa State Univ., Pp 1-267.

33-Wolf, D. P.; L. A. Peternelli and A. R. Hallauer (2000). Estimates of genetic variance in an F2 maize population. The American Genetic Association. 91:384–391.

34-Zare, M.; R. Choukan; M. R. Bihamta; E. M. Heravan; M. M. Kamelmanesh (2011). Gene action for some agronomic traits in maize (Zea mays L.). Crop Breeding J., 1(2): 133-141.

ESTIMATING GENE ACT IN MAIZE IN TERMS OF GENETIC STANDARDS

M. I. Hamdan* O. M. Dhanoon* A. M. Al-Jumaily**

ABSTRACT

experiment was conducted in spring 2012 in-Research Agricultural Abu Ghraib (ARO). Cultivated and crossed, six inbred (mothers) by three parents (two tester and hybrids), to produce eighteen hybrid. in autumn 2012 and planted according to (RCBD) in three replicates. Statistical analysis was conducted of various genetic and estimates by fixed model (10). The effects was Partitioned to see the difference between all genotype, to detect epistasis. Hybrids was best in most traits, especially number of grain per ear (584.34) and seed weight (56.66 g) in analogous of the mean yield plant (143.79 g) and the general mean (134.26 g). The difference back to the high variability in coefficient components variation. The number of grain per row (15.5) was the highest in index of variation. The genetic variability for inbred, was highly significant for the most of traits. Inheriting additional and epistasis genes was founded except yield. Accumulation inheritance of genes desired. Interventional epistasis genetic action missed except of the flowering (98day) and seed weight (399.03) observed significant of the type (i) only. High heritability in the broad sense of all traits, low environmental, genetic and phenotypic variation and index. So hybridization can be performed according to the viability of the specific combining ability. Hybrids were the best in the most traits.

*** Resource Office, Ministry of Agric, Baghdad, Iraq**
****College. of Agric., Anbar Univ., Anbar,Iraq.**