الفصل الرابع

الصفات البسيطة وكيفية التعامل معها

تعريف الصفات البسيطة

إن الصفات البسيطة simple cheracters (أو monogenic characters) هى التى يتحكم فيها عامل وراثى واحد، يكون ذا تأثير واضح ومحدد على الشكل المظهرى للفرد، وهى الصفات التى تنعزل فى الجيل الثانى بنسبة ٣ سائد: ١ متنح (فى حالة السيادة التامة)، وتنعزل فى التلقيح الاختبارى test cross (أى فى التلقيح بين الجيل الأول، والأب المتنحى فى الصفة)، بنسبة ١ سائد. ١ متنحٍ.

ويميل الكثيرون إلى اعتبار الصفات التى يتحكم فيها جينين أو ثلاثة جينات رئيسية يمكن تمييز تأثيراتها عند انعزالها فى الأفراد الحاملة لها بأنها صفات بسيطة كذلك، وهى تكنى باسم oligogenic characters

تكون الصفات البسيطة نوعية دائما، حتى لو أمكن قياسها كميًّا، وذلك لأنها تتميز – غالبا - بوجود حدود فاصلة فى الشكل المظهرى بين الأفراد المختلفة وراثيًا عن بعضها، فمثلاً قد يوجد تفاوت فى أطوال نباتات البسلة نتيجة لتأثرها بالظروف البيئية، ولكن يمكن – دائمًا – التميز بين أطول النباتات القصيرة، التى يكون تركيبها الوراثى dd، وأقصر النباتات الطويلة التى يكون تركيبها الوراثى DD أو Dd ويعطى كل جين من الجينات التى تتحكم فى الصفات البسيطة رمزًا خاصًا به.

قواعد إعطاء الرموز للجينات

نوجز – فيما يلى – أهم التوصيات الدولية الخاصة بقواعد إعطاء الرموز للجينات (عن Robinson وآخرين ١٩٧٦، و Greenleaf ١٩٨٦، و Bosland & Votava ٢٠٠٠):

١ – يجب أن يكون اسم الجين دالاً على الصفات المميزة للطفرة، مع استخدام أقل عدد من الكلمات لإنجليزية أو اللاتينية فى الاسم

٢ – يرمز للجين بحرف أو حروف رومانية مائلة italics، بحيث يكون الحرف الأول فى الرمز مطابقا للحرف الأول فى اسم الجين، وقد يضاف حرف أو حرفان آخران للجينات المتشابهة فى حرفها الأول لتُميز عن بعضها بعضا

٣ – يكون الحرف الأول من الرمز كبيرًا (capital letter) إذا كانت الطفرة سائدة، وصغيرا (lowercase letter) إن كانت متنحية، أما بقية الحروف فى الرمز فتكون صغيرة فى كلتا الحالتين ويرمز للآليل الذى يتحكم فى الصفة الطبيعية (البريه) بعلامه +، أو يعطى الرمز العادى متبوعا بعلامة + صغيرة فى مستوى أعلى إلى اليمين (superscrist)، وعليه يكون الآليل الطبيعى للجين السائد A هو A^+ وللجين المتنحى y هو y^+

٤ – لا يعطى أى جين جديد رمزًا خاصًّا به إلا بعد أن يتأيد ذلك بانعزالات إحصائية للجين

٥ إما أن تعطى الطفرات المختلفة وراثيًا – والتى تكون متشابهة فى تأثيرها المظهرى (mimics) – أسماء مختلفة، ورموزًا مختلفة، وإما أن يعطى رمزًا عامًا واحدًا ويليه شرطة (وربما لا توضع الشرطة) ثم تعطى رقمًا عدديًا أو حرفًا رومانيًا على نفس المستوى (مثلا pm-2) ويعطى الرقم ١ للجين الأول فى سلسلة من هذه الجينات، ولكنه قد يذكر، وربما لا يذكر، فمثلاً يعطى الرمزان I، و I-2 للجين الذى يتحكم فى المقاومة للسلاله رقم (١) من الفطر المسبب لمرض الذبول الفيوزارى فى الطماطم، والجين الذى يتحكم فى السلالة رقم (٢) من نفس الفطر على التوالى.

ويوصى دائمًا بإجراء اختبار الآليلية Test of Allelism قبل إعطاء رمز لأى جين فى سلسلة من الجينات من هذا القبيل، وذلك لأن الجينات التى تؤثر فى الصفة نفسها، والمتحصل عليها من أنواع نباتية مختلفة قد لا تكون آليلية، ويمكن فى هذه الحالة – تمييزها برمز صغير يوضع فى مستوى أعلى إلى اليمين (Superscript) يدل على اسم النوع ويستثنى من اختبار الآليلية الجينات التى تم التعرف عليها فى أنواع species أخرى يصعب تهجينها مع النوع المعنى. ويلزم فى تلك الحالات تمييز مصادر تلك الجينات الجديدة بوضوح

٦ – تعطى الآليلات المتعددة Multiple Alleles لنفس الجين رمزًا عامًا واحدًا، ويليه رقم عددى، أو حرف رومانى، يكون فى مستوى أعلى إلى اليمين (superscript). ويجب دائمًا إجراء اختبار الآليلية للتأكد من كون الجينات آليلية، أم أنها جينات مختلفة.

هذا وتستخدم الحروف الكبيرة capital letters أو الأرقام العربية Arabic Numerals للدلالة على الآليلات السائدة، بينما تستخدم الحروف الأبجدية الصغيرة للدلالة على الآليلات المتنحية.

٧ – عندما تكتشف آليلات سائدة لطفرات متنحية فإنها تعرف بحروف فوقية كبيرة، مثل vg^{M}، vg^{1}، و vg^{H} (وهى آليلات متعددة سائدة لإحدى طفرات الفلفل المتنحية)

٨ – يبين مستوى سيادة الآليلات المختلفة بالرمز ">"، مثل: L^{+}>L1>L2>L3>L4.

٩ – أما بالنسبة للأليلات التى توجد فى نفس الموقع الجينى، التى يكون لها نفس التأثير المظهرى (أى التى لا يمكن تمييزها عن بعضها بعضًا) .. فإنها تعطى نفس الرمز وتميز – عند الرغبة فى ذلك – برقم عددى، أو حرف مميز بين قوسين، يكون فى مستوى أعلى إلى اليمين

١٠ – إما أن تأخذ الجنيات المحورة modifier genes رموزًا عادية، أو أنها تعطى الوصف المناسب لما تحدثه من تأثير مثل intensifier أو upperssor أو inhibtor، ويلى ذلك شرطه، ثم رمز الآليل الذى يتأثر بها.

١١ – يكتب رمز الجين كاملا – بكل ما فيه من حروف وأرقام – بأحرف مائلة

١٢ – لا يجب أبدًا إعطاء رمز واحد لجينين مختلفين، ولا إعطاء الجين الواحد رمزين مختلفين

١٣ – تكون أسبقية النشر هى الفيصل فى الحالات التى أعطى فيها أكثر من رمز لنفس الجين، أو رمزا واحدا لأكثر من جين وتوضع الرموز التى أعطيت خطأ بين قوسين فى قوائم الجينات

ونستعرض - فيما يلي - التغيرات التي مرت بها قواعد إعطاء الرموز لجينات المقاومة للفيروسات

مرّت قواعد إعطاء الرموز لجينات المقاومة للفيروسات بعدة مراحل، لكن الاتجاه السائد كان ولا يزال تكوين الرمز من الحروف الأولى لاسم الفيرس، فمثلا Tm-1، و Tm-2 يرمزان لجينى المقاومة لفيرس tobbaco mosaic فى الطماطم

وفى أحيان أخرى يأخذ الجين رمزه من طبيعة استجابة العائل للفيرس، فمثلا يرمز الجين N فى التبغ إلى الاستجابة لفيرس TMV بالتحلل الموضعى (necrotic localizing response)، ويرمز الجين I فى الفاصوليا إلى الاستجابة لفيرس common mosaic virus بالتثبيط inhibition

كذلك استخدمت الأرقام والحروف لتمييز الآليلات المختلفة فى الموقع الجينى الواحد، فمثلاً يرمز الجين $Tm\text{-}2^2$ فى الطماطم إلى آليل ثان للجين Tm-2

واستخدمت الحروف لتمييز المصادر التى اكتشف فيها جينات المقاومة لأول مرة، فمثلا . يرمز et^f إلى أن مصدر لجين et (المسئول عن المقاومة للـ tobacco etch virus) هو *C. frutescens*، بينما يرمز et^{av} إلى أن مصدر الجين et هو الصنف Avelar من *C annuum*

وقد اقترح Kyle & Palloix (١٩٩٧) إعطاء رمز واحد مشترك لجميع الجينات المسئولة عن المقاومة للـ poty viruses فى الفلفل، هو pvr (من poty virus resistance)، وتمييز الجينات المسئولة عن المقاومة لمختلف الـ poty viruses بأرقام تتسلسل حسب أسبقية إكتشاف كل جين، ومع تمييز مختلف الآليلات عند كل موقع جينى بأرقام علوية superscripts وفى كل الحالات . يكون رمز الجين Pvr إن كان سائدا، و pvr إن كان متنحيًا

اختبار الآليلية

ذكر اختبار الآليلية Allelism Test أثناء مناقشة قواعد إعطاء الرموز للجينات، وهو اختبار يجرى لتحديد علاقة الجين بالجينات الأخرى التى تعطى تأثيرًا مشابها،

فكثيرا ما يجد المربى نفسه أمام أكثر من مصدر لصفة من الصفات التى يرغب فى الاستفادة بها فى برنامج التربية، فقد تتوفر – مثلاً – عدة مصادر للمقاومة لمرض ما، حيث يتعين – حينئذ – معرفة إن كانت هذه المصادر تحتوى على نفس الجين الخاص بالمقاومة، أم أنها تحتوى على آليلات مختلفة لنفس الجين، أم على جينات مختلفة كلية، وترجع أهمية ذلك إلى أن المربى قد يرغب فى زيادة تركيز صفة المقاومة بإدخال أكثر من جين لها فى برنامج التربية، وقد تتحكم الآليلات المختلفة لنفس الجين فى مستويات مختلفة من المقاومة، كما قد يتحكم كل منها فى المقاومة لسلالات معينة من المسبب المرضى دون غيرها.

يجرى اختبار الآليلية بتلقيح كل مصدر للصفة مع صنف آخر، لا يحتوى على هذه الصفه، حيث يمكن – بناء على الانعزال المشاهد فى الجيل الثانى لكل تلقيح – معرفة عدد الجينات المتحكمة فى الصفة فى كل مصدر منها، ويلى ذلك . تلقيح المصادر المختلفة للصفة مع بضعها بكل الطرق الممكنة، ودراسة الجيل الثانى لكل تلقيح، فإن لم تحدث انعزالات دل ذلك على اشتراكها فى نفس الجين، أو الجينات المتحكمة فى الصفة، أما إذا حدثت انعزالات فإن ذلك يكون دليلاً على أن الجينات المتحكمة فى الصفة ليست آليلية، فيدل – مثلاً – حدوث انعزال بنسبة ١٠١٥ على احتواء كل مصدر على جين مختلف للصفة، ويدل انعزال بنسبة ١٠٦٣ على احتواء كل مصدر على جينين مختلفين للصفة.

ونورد – فيما يلى – مثالين لاختبار الآليلية، تكثر فى كل منهما الجينات المعروفة بتحكمها فى الصفة:

١ – المقاومة للبياض الزغبى فى الخس:

أجرى Zink (١٩٧٣) ستة تلقيحات بين خمسة أصناف من الخس، لتحديد العلاقة بين جينات المقاومة للبياض الزغبى التى تتوفر فيها، وحصل على النتائج المبينة فى جدول (٤–١)

٢ – المقاومة للبياض الدقيقى فى القاوون:

تتعدد مصادر المقاومة للفطر المسبب لمرض البياض الدقيقى *Sphaerotheca fuligmea* (السلالة رقم ١) فى القاوون كما تتعدد الجينات المسئولة عن المقاومة فيها، ولدراسة

العلاقه بين تلك الجينات أجرى Floris & Alvarez (١٩٩٥) اختبار الألبلية بينها وأوضحت الدراسه أن مقاومة الصنف Negro يتحكم فيها جين واحد سائدا ومقاومه الصنف Amarillo يتحكم فيها جين واحدا بصورة أساسيه، بينما بدا أن مقاومه الصنف Moscatel Grande يتحكم فيها زوجان من الجينات وقد تبين أن هذه الجينات الاربعه تختلف عن بعضها البعض. وأن جين المقاومة فى الصنف Negro يختلف عن الجينات التى سبق وصفها فى كل من PMR5، و PI124111، و PI124112 كذلك تبين أن جين المقاومة فى Amarillo يختلف عن الجينات التى تتواجد فى كل من PMR5، و PI124111، وأن عاملى المقاومة فى Moscatel Grande يختلفان عن الجين المسئول عن المقاومه فى PMR5 وقد اتضحت تلك الاستنتاجات لدى فحص ومقارنة النتائج التى تم التوصل إليها والمبينة فى جداول (٤-٢)، و (٤-٣)، و (٤-٤)

جدول (٤-١) نتائج اختبار الآلية لمصادر مختلفة للمقاومة للبياض الرغبى فى الخس

التلقيح	الجيل الثانى		مجموع مربع كاى (χ^2)	الاحتمال (P)
	مقاوم	قابل للإصابة		
GL118 × Meikoningen	٤٦	١٤٦	٠,٠١١١ (١ ٣)	٠,٩٥-٠,٧٠
GL118 × Ventura	٣٣	٤٨٩	٠,٠٠٤ (١٠١٥)	٠ ٩٥-٠ ٧٠
Calmar × Meikoningen	٧٨	١٢٥٢	٠,٣٣٧ (١.١٥)	٠,٧٠-٠,٥٠
GL118 × P. Blackpool	٢٥	٣٣٨	٠.٢٥١ (١ ١٥)	٠,٧٠-٠,٥٠
Calmar × P. Blackpool	٢٢	١٤٣٨	٠,٠٢٩ (١ ٦٣)	٠ ٩٥-٠ ٧٠
Calmar × Ventura	١٩	١٢٦٥	٠,٠٥٧ (١ ٦٣)	٠ ٩٥-٠,٧٠

الآليلات الزائفة والآليلات غير المتماثلة

يطلق مصطلح "آليلات زائفة" pseudoalleles على الآليلات التى تقع على مواقع مختلفة من جين واحد مركب gene complex، كما يطلق عليها أيضا اسم "آليلات غير متماثلة" heteroallelic، ولكن يشترط لصحة التسمية التأكد منها بالانعزالات أو بطرق أخرى

جدول (٤-٢) جينات المقاومة للسلالة رقم ١ من الفطر *Sphaerotheca fuliginea* التى سبق وصفها فى جيرمبلازم القاوون بواسطة باحثين مختلفين (عن Floris & Alvarez ١٩٩٥)

الجين	الصنف أو السلالة	الفعل الجينى
Pm1	PMR45	سائد
PmA	PMR45	سائد
Pm1	PMR5	سائد
PmD & PmC[1]	PMR5	سيادة مشتركة
Pm1	PMR6	سائد
Pm3	PI124111	سائد
Pm5	PI124112	سائد
PmC[2]	PI124112	سائد

جدول (٤-٣): انعزال المقاومة للبياض الدقيقى الذى تسببه السلالة رقم ١ من الفطر *S. fuliginea* فى القاوون

العشيرة	العدد الملاحظ: المقاوم	المتوسط المقاومة	المصاب	نسبة الانعزال: المختبرة	χ^2: القيمة	الاحتمال
Piel de Sapo (PS)	صفر	صفر	١٠			
Moscatel Grande (MG)	١٠	صفر	صفر			
Negro	١٠	صفر	صفر			
Amarillo	١٠	صفر	صفر			
Negro xPS						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٢٥	صفر	٧	١:٣	٠,١٦	٠,٦٨٣١
BCs	١٦	صفر	١٥	١:١	٠,٣٣	٠,٧١٥٠
BCr	٢٠	صفر	صفر			
MG x PS						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٠	١٦	٢	١:٦:٩	٠,٥٩	٠,٧٤٤٥
BCs	١٠	٢٢	٨	١:٢:١	٠,٦٠	٠,٧٤٠٨
BCr	٣٠	صفر	صفر			
Amarillo xPS						
F_1	٣٠	صفر	صفر			
F_2	٣٠	صفرُ	٩	١:٣	٠,١٠	٠,٧٥١٨
BCs	١٦	صفر	٢٠	١ ١	٠,٤٤	٠,٥٠٥٠
BCr	٢٨	صفر	٢			

جدول (٤-٤) نتائج اختبار الآليلية للمقاومة للسلالة رقم ١ من الفطر *S. fuliginea* في القاوون

العشيرة	العدد الملاحظ			نسبة الانعزال	χ^2	
	المقاوم	المتوسط المقاومة	المصاب	المختبرة	القيمة	الاحتمال
Negro x PMR5						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٨	صفر	٢	١ ١٥	٠٣٦	٠.٥٤٨٣
BC_1 (F_1 x Negro)	٢٥	صفر	صفر			
BC_2 (F_1 x PMR5)	٢٥	صفر	صفر			
Moscatel G. x PMR5						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٥٤	٤	٢	١ ٦ ٥٧	١.٧٤	٠ ٤٢٦٤
BC_1 (F_1 x Moscatel G.)	٢٥	صفر	صفر			
BC_2 (F_1 x PMR5)	٣٠	صفر	صفر			
Amarillo x PMR5						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٩	صفر	١	١ ١٥	١,٤٤	٠,٢٢٩٩
BC_1 (F_1 x Amarillo)	٢٦	صفر	٢			
BC_2 (F_1 x PMR5)	٣٠	صفر	صفر			
Amarillo x PI124111						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٩	صفر	١	١ ١٥	١,٤٤	٠,٢٢٩٩
BC_1 (F_1 x Amarillo)	٢٧	صفر	٣			
BC_2 (F_1 x PI124111)	٣٠	صفر	صفر			
Negro x PI124111						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٦	صفر	٤	١٠١٥	٠,٣٦	٠,٥٤٨٣
BC_1 (F_1 x Negro)	٢٦	صفر	صفر			
BC_2 (F_1 x PI124111)	٣٠	صفر	صفر			
Negro x PI24112						
F_1	١٠	صفر	صفر			
F_2	٣٨	صفر	٢	١.١٥	٠,٣٦	٠,٥٤٨٣
BC_1 (F_1 x Negro)	٣٠	صفر	صفر			
BC_2 (F_1 x PI124112)	٣٠	صفر	صفر			

حدود تأثير العامل الوراثى على الشكل المظهرى

إن الجين لا يعمل فى فراغ، فهو يؤثر ويتأثر بالجينات الأخرى الموجودة بالتركيب الوراثى للكائن الحى، ورغم أن الجين قد يكون له دور واحد فى التفاعلات الحيوية .. إلا أنه يكون له – غالبًا – عدة تأثيرات نهائية على الشكل الظاهرى للكائن الحى، وبذا فإن كل الجينات قد تكون ذات تأثير متعدد، ويحاول مربو النبات الاستفادة من هذه الحقيقة فى تحديد القيمة الحقيقية للجين، من خلال دراساتهم على السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة isogenic lines، وهى السلالات التى تحتوى على آليلات لجين واحد، ولكنها تكون متماثلة – تمامًا – فى جميع الجينات الأخرى

طرق إنتاج السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة

تنتج السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة بإحدى طريقتين، كما يلى

طريقة التهجين الرجعى Backcross Method

تجرى التربية بطريقة التهجين الرجعى بغرض نقل صفة أو صفات قليلة من سلالة برية أو صنف مزروع إلى صنف تجارى ناجح، وتعتمد على انتخاب النباتات التى تحتوى على الصفة المراد نقلها بعد التهجين الأصلى، وتهجينها رجعيًا للصنف التجارى وتكرار ذلك نحو ثمانى مرات، حيث نحصل – فى نهاية الأمر – على سلالة جديدة مماثلة تمامًا للصنف التجارى فى جميع العوامل الوراثية فيما عدا احتوائها على آليل مختلف للجين المطلوب معرفة تأثيره.

تتميز هذه الطريقة بأنها تسمح بتقييم تأثير الجينات فى الأصناف التجارية الناجحة، كما أن السلالة الجديدة المنتجة بالتهجين الرجعى .. قد يمكن استعمالها كصنف جديد إن كانت الصفة المنقولة إليها مرغوبًا فيها، ولكن يعاب عليها أنها لا تسمح بتقييم الجين إلا فى خلفية وراثية واحدة، وهى الخلفية الخاصة بالصنف التجارى الذى استخدم كأب رجعى، بينما قد يختلف تأثير الجين باختلاف الخلفية الوراثية للصنف الذى نقل إليه.

طريقة التلقيح الذاتى مع انتخاب النباتات الخليطة فى الجين المراد دراسة تأثيره

يسهل اتباع هذه الطريقة مع الجينات التى يكون فيها الفرد الخليط وسطًا فى صفاته

بين الأبوين – أى فى حالات السيادة غير التامه incomplete dominance – وان كانت ممكنة بيد أنها تتطلب جهدا أكبر – مع الجينات ذات السيادة التامه، وهى تعتمد على تمييز الأفراد الخليطه فى الجين المراد دراسه تأثيره، إما مباشرة فى حالات سياده غير التامة. وإما بعد اختبار النسل فى حالات السياده التامه. وتلقيحه ذاتيًا. وتكرار ذلك لعدة أجيال، يبدأ ذلك فى الجيل الثانى للتلقيح بين صنفين يختلفان فى عدة صفات، ويحتويان على آليلين مختلفين للجين المراد دراسة تأثيره، حيث يتم انتخاب مجموعة من النباتات التى تمثل أكبر قدر من الاختلافات المشاهدة فى الصفات الحقلية أو البستانية الهامة، مع ضرورة أن تكون جميعها خليطة فى الجين موضع الدراسة ومع تلقيح هذه النباتات ذاتيًا، وتكرار ذلك فى نسل كل منها حتى الجيل السابع نحصل فى الجيل الثامن على سلالتين أصيلتين من كل سلسلة من التلقيحات الذاتية، وتكون سلالتا كل زوج منها متشابهتين تماما فى جميع العوامل الوراثيه، فيما عدا اختلافهما فى احتواء إحداهما على أحد الآليلات، واحتواء الأخرى على الآليل الآخر للجين المراد تقييمه

يمكن بهذه الطريقة دراسة تأثير الجين على الشكل المظهرى فى خلفيات وراثية متنوعه، ولكن يعاب عليها أنها لا تصلح فى المحاصيل الخلطية التلقيح التى تتدهور بالتربية الداخلية (أى بالتلقيح الذاتى الصناعى) حيث تفقد نموها، وبذا لا يمكن دراسة التأثير الحقيقى للجين تحت الظروف الطبيعية، كما أن التراكيب الوراثية الناتجه من برنامج التلقيح الذاتى تكون غالبا غير صالحة للاستعمال التجارى

السلالات ذات الأصول الوراثية القريبة من التماثل

نظرا لأن إنتاج السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهه تماما يستغرق جهدا كبيرا وفترة زمنية طويلة لذا يكتفى الباحثون – عادة – بسلالات على درجة أقل من التشابه، يطلق عليها اسم near-isogenic lines ويتطلب إنتاج هذه السلالات عددا أقل من الهجن الرجعية مقارنة بالسلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة تماما عند انتاجها بالطريقة الأولى. وعددا أقل من أجيال التربيه الداخلية عند إنتاجها بالطريقة الثانيه

ويجب أن يؤخذ فى الحسبان – حينئذ – أن السلالات المنتجة ربما تختلف فى عدد قليل من الجينات التى لا يكون تأثيرها المظهرى واضحا، كذلك يصعب نقل جين واحد مرغوب فيه من نوع برى إلى نوع مزروع، دون أن تنتقل معه الجينات الغريبة منه على الكروموسوم، التى ترتبط معه بشدة، وتبقى معه مهما كان عدد التهجينات الرجعية إلى النوع المزروع

أهمية السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة للمربى

لبيان أهمية السلالات ذات الأصول الوراثية المتشابهة فى تقدير القيمة الحقيقية للجين نستعرض دراسة Emery & Munger (١٩٧٠ أ، ١٩٧٠ ب) على الطماطم؛ فقد سجل الباحثان سلالات ذات أصول وراثية متشابهة من ثلاثة أصناف من الطماطم، هى: فايربول Fireball، وجاردنر Gardner، وكورنل ٥٤–١٤٩ Cornell 54-149 تختلف فى العوامل الوراثية المتحكمة فى صفات النمو المحدود، والنمو غير المحدود، والنمو المتقزم، وعنق الثمرة الخالى من المفصل jointless؛ ثم قارنا هذه السلالات على مسافات زراعة مختلفة، وتدل دراساتهم على أن السلالات المحدودة النمو أنتجت محصولاً أعلى خلال الأسابيع الأربعة الأولى من الحصاد، ولكن تساوى محصولها الكلى مع محصول السلالات غير المحدودة النمو، وكان محصول كل منهما أعلى من محصول كل من السلالات المتقزمة والسلالات العديمة المفصل، كما كان محصول السلالات عديمة المفصل أعلى من محصول السلالات المتقزمة فى الأسبوع الأخير من الحصاد وقد استجابت السلالات المحدودة النمو لمسافات الزراعة الضيقة بإعطائها محصولا أعلى من السلالات الأخرى، خاصة فى الأسابيع الثلاثة الأولى من الحصاد، كما أنتجت السلالات غير المحدودة النمو والعديمة العقدة ثمارًا أكبر، ذات محتوى أعلى من المواد الصلبة الذائبة الكلية عما فى السلالات المحدودة النمو فى كل الأصناف، وفى مسافات الزراعة المستعملة (وهى ١٥ × ١٨٠ سم، و ٤٥ × ١٨٠ سم)، ولكن اختلف مقدار الفرق فى حجم الثمار، ومحتواها من المواد الصلبة الذائبة باختلاف الصنف. أما السلالات المتقزمة .. فقد أعطت ثمارًا أصغر حجمًا من السلالات غير المتقزمة إلا أن السلالتين تساويا فى محتواهما من المواد الصلبة الذائبة. وتعنى هذه النتائج .. أن جميع الجينات التى درست كانت ذات تأثير متعدد.

التأثيرات المتعددة للجين

يصعب – فى بعض الأحيان – معرفة إن كان الجين متعدد التأثير (أى إنه ذات pleiotropic effect)، أم أنه يرتبط بقوة بجينات أخرى. وبينما لا يكون لذلك أية أهمية – عمليًا – مادام المربى يحصل على الصفات المرغوب فيها، إلا أن الأمُر يكوُن مختلفا فى حالة ظهور صفات غير مرغوب فيها مع الصفة المرغوب فيها على الدوام؛ فينبغى فى هذه الحالة الاستغناء عن الجين إن كان ذا تأثير متعدد، أو محاولة كسر الارتباط غير المرغوب فيه إن وجد مثل هذه الارتباط (Allard ١٩٦٤).

ومن أبرز الأمثلة على التأثيرات المتعددة للجين تلك التى تحدثها الطفرات المتنحية التى تنشأ فى الخوخ وتحوله إلى النكتارين ذات الثمار الملساء؛ فمثلاً ظهرت فى عام ١٩٨٨ طفرة نكتارين فى صنف الخوخ TropicBeauty فى بستان التربية بجامعة فلوريدا وقد أظهرت تلك الطفرة – وهى بسيطة ومتنحية ويؤدى وجودها بحالة أصيلة إلى إنتاج ثمار ملساء – أظهرت قدرًا أكبر من احتياجات البرودة وفترة أقصر لاكتمال تكوين الثمار وفى عام ١٩٨٩ ظهرت طفرة أخرى فى أحد فروع سلالة الخوخ M3-I فى نفس البستان، وبدا أنها أقرب فى صفاتها إلى الصفات المميزة للنكتارين. وقد قورنت هاتين الطفرتين بصنفى الخوخ الأصليين، وتبين أن لكل منهما تأثيرات متعددة أخرى حيث كانت ثمرها أصغر حجمًا، وأكثر استدارة، وأكثر عقدًا، وكان لونها أشدّ احمرارًا، كما ظهرت بها تغيرات فى محتواها من السكريات والأحماض العضوية مقارنة بأصليهما من الخوخ كذلك أظهرت إحدى طفرتى النكتارين تأخرًا فى الإزهار. وميلاً إلى التلون الأحمر للأوراق قبل سقوطها فى الخريف (Wen وآخرون ١٩٩٥)

الانعزالات الوراثية

إن الانعزالات الوراثية Genetic Recombinations هى المصدر الرئيسى للاختلافات الوراثية التى يستعملها المربى فى برامج التربية لأجل تحسين النباتات، كما أنها ترتبط ارتباطا وثيقًا بطريقة التلقيح السائدة فى المحصول؛ ولذا .. فإن فهم الأساس الوراثى للعشائر النباتية وكيفية تداولها فى برامج التربية يتطلب إلمامًا تامًّا بكل ما يتعلق بالانعزالات الوراثية.

لا يحدث أى انعزال وراثى فى أفراد الجيل الأول F_1 generation مادامت الآباء المستخدمه فى التهجين أصيلة وراثيًا فى الصفات التى يراد دراستها، ويؤدى التلقيح الذاتى الطبيعى أو الصناعى إلى إنتاج نباتات الجيل الثانى، وهى التى يبدأ فيها ظهور الانعزالات الوراثية

تحدث الانعزالات الوراثية فى الجينات غير المرتبطة تبعًا لقانونى مندل، وهما:

١ – قانون الانعزال Law of Segregation:

ينعزل عاملا أى زوج من الجينات الآليلية عن بعضها عند تكوين الجاميطات دون أن يحدث بهما أى تغيير

٢ – قانون التوزيع الحر Law of Independent Assortment:

تستقل أزواج الجينات المختلفة فى إنعزالها، وتتوزع توزيعًا حرًا على الجاميطات

وراثة الصفات البسيطة

تخضع وراثة الصفات البسيطة لأى من التفاعلات الآليلية التالية .

١ – السيادة dominance·

من المعروف أن أحد الآليلات قد يسود على آليل آخر فى الموقع الجينى الواحد، وإذا وجدت عدة آليلات فى ذات الموقع، فإنها قد تتدرج فى شدة السيادة، كما يلاحظ – على سبيل المثال – فى آليلات عدم التوافق S alles فى الصليبيات، كما قد تكون السيادة جزئية partial dominance

٢ – عدم السيادة lack of dominance:

نجد فى حالة عدم السيادة أن الفرد الخليط فى تركيبه الوراثى Aa يكون وسطًا فى صفاته بين التركيبيين الوراثيين الأصيلين. AA، و aa.

٣ - السيادة الفائقة overdominance

نجد فى حالة السيادة الفائقة أن الفرد الخليط يتفوق فى صفاته – بالنقص أو بالزيادة – على الفردين الأصيلين الأقل أو الأكثر إظهارًا للصفة، على التوالى.

٤ السيادة المشتركة codominance

نجد فى حاله السيادة المشتركة أن الفرد الخليط Aa يُظهر كلا الصفتين اللتان تظهران فى التركيبيين الوراثيين الأصيلين، كما فى بعض حالات عدم التوافق لاسبوروفيتى

وتكون نسب الانعزالات المحلية القياسية فى التلقيحات المختلفة - فى حالة السيادة التامة - كما يلى:

العشيرة	النسبة
الجيل الثانى لفرد خلط فى جين واحد monohybrid	١ ٣
التلقيح الاختبارى بين جيل أول خليط فى جين واحد والأب المتنحى tetecross	١ ١
الجيل الثانى لفرد خليط فى عاملين وراثيين dihybrid	١ ٣ ٣ ٩
التلقيح الاختبارى بين جيل أول خليط فى عاملين وراثيين والأب المتنحى dihybrid testross	١ ١ ١ ١
الجيل الثانى لفرد خليط فى ثلاثة أزواج من العوامل الوراثية trihybrid	١ ٣ ٣ ٣ ٩ ٩ ٢٧

كما .. ويتأثر الانعزال فى الجيل الثانى بالعوامل التالية:

١ - عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الآبوان

٢ - عدد آليلات كل جين ومستوى التضاعف

٣ - شدة الارتباط ودرجة العبور

كذلك تتأثر الانعزالات الوراثية بعد الجيل الثانى بمدى شدة التربية الداخلية

تأثير عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الأبوان فى الانعزالات بالجيل الثانى

يتوقف عدد التراكيب الوراثية المنعزلة فى الجيل الثانى على عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الأبوان، وهى نفسها عدد المواقع الجينية التى تكون حليطه فى الجيل الأول ويبين جدول (٤-٥) عدد أنواع الجاميطات التى تنتجها نباتات الجيل الأول، وعدد الأشكال المظهرية، والتراكيب الوراثية، ومجموع نسب التراكيب الوراثية

المتوقعة فى الجيل الثانى فى حالتى السيادة التامة والسيادة غير التامة، بفرض اختلاف الأبوين فى عدد قدره (ن) من العوامل الوراثية. ويمكن استنباط هذه القوانين بسهولة، بحساب أعداد ونسب التراكيب الوراثية والأشكال المظهرية عند اختلاف الآباء فى زوج أو زوجين أو ثلاثة أزواج من العوامل الوراثية (جدول ٤–٦) ويتضح من الجداول أن أعداد التراكيب الوراثية المنعزلة المتوقعة فى الجيل الثانى تزيد زيادة كبيرة، بارتفاع عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الأبوان (ن)؛ فنجد أنها تكون ٣ فى حالة ن = ١، و ٩ فى حالة ن = ٢، و ٢٧ فى حالة ن = ٣، و ٨١ فى حالة ن = ٤، و ٥٩٠٤٩ فى حالة ن = ١٠، و ١٠٤٦٠٣٥٣٢٠٣ فى حالة ن = ٢١

جدول (٤–٥) عدد انواع الجاميطات التى تنتجها نباتات الجيل الأول، وعدد الأشكال المظهرية، والتراكيب الوراثية، ومجموع نسب التراكيب الوراثية المتوقعة فى الجيل الثانى فى حالتى السيادة التامة والسيادة غير التامة، بفرض اختلاف الأبوين فى عدد قدره (ن) من العوامل الوراثية.

البيان المطلوب	السيادة التامة	فى حالة غياب السيادة والتفوق
عدد أنواع الجاميطات التى تنتجها نباتات الجيل الأول	$٢^{ن}$	$٢^{ن}$
عدد الأشكال المظهرية المتوقعة فى الجيل الثانى	$٢^{ن}$	$٣^{ن}$
عدد التراكيب الوراثية الأصيلة المتوقعة فى الجيل الثانى	$٢^{ن}$	$٢^{ن}$
العدد الكلى للتراكيب الوراثية المتوقعة فى الجيل الثانى	$٣^{ن}$	$٣^{ن}$
مجموع نسب التراكيب الوراثية المتوقعة فى الجيل الثانى	$٤^{ن}$	$٤^{ن}$

ويمكن الحصول على نسبة أى تركيب وراثى بسهولة فى الجيل الثانى من المعادلة التالية

$$\text{نسبة التركيب الوراثى المرغوب فيه} = \frac{٢^{س}}{٤^{ن}}$$

حيث تمثل "س" عدد العوامل الوراثية الخليطة فى التركيب الوراثى المرغوب فيه و "ن" عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الأبوان.

أما نسبة الأفراد التى تكون ذات شكل مظهرى معين فإنها تساوى $\frac{٢^{ص}}{٤^{ن}}$

حيث تمثل "ص" عدد الصفات المظهرية السائدة فى الفرد المطلوب سواء أكان أصيلا، أم خليطا فى تركيبه الوراثى عند كل من هذه الصفات، وتمثل "ن" عدد العوامل الوراثية التى يختلف فيها الأبوين.

جدول (٤-٦) عدد أنواع الجاميطات والتراكيب الوراثية التى ينتجها الجيل الأول والجيل الثانى - على التوالى - عند تباين أعداد الجينات التى يختلف فيها الأبوان (مع افتراض عدم وجود ارتباط بين الجينات)

عدد الجينات التى يختلف فيها الأبوان	عدد أنواع الجاميطات التى ينتجها الجيل الأول	عدد التراكيب الوراثية فى الجيل الثانى	عدد الأفراد الكلى فى الجيل الثانى
١	٢	٣	٤
٢	٤	٩	١٦
٣	٨	٢٧	٦٤
٤	١٦	٨١	٢٦٥
١٠	١٠٢٤	٥٩٠٤٩	١٠٤٨٥٧٦
٢١	٢٠٩٧١٥٢	١٠٤٦٠٣٥٣٢٠٣	٤٣٩٨٠٤٦٥١١١٠٤
ن	٢ن	٣ن	٤ن

تأثير عدد آليلات كل جين ومستوى التضاعف فى الانعزالات بالجيل الثانى

كان الافتراض فى المناقشة السابقة أن النبات ثنائى المجموعة الكروموسومية، وبذا فإن الفرد الواحد لا يمكن أن يحتوى على أكثر من آليلين لكل جين. ولو تعددت آليلات الجين ولكن الأمر يختلف فى النباتات المتضاعفة، حيث يمكن أن يزيد عدد الآليلات عند كل موقع جينى، ويتوقف ذلك على درجة التضاعف، وعدد الآليلات المتوفرة من كل جين، ويتبع ذلك حدوث زيادة كبيرة فى عدد التراكيب الوراثية الممكنه فى الجيل الثانى

ومع زيادة عدد الآليلات عند كل موقع جينى، يزداد عدد التراكيب الوراثية المحتمل ظهورها فى الجيل الثانى بدرجة أكبر. ففى حالة وجود عامل وراثى واحد له آليلين يكون لدينا فى الجيل الثانى تركيبيين وراثيين أصيلين، وتركيب وراثى واحد

خليط، لكن إذا ما وجد عدد k من الآليلات عند كل موقع جيني، فإنه يمكن أن يتكون لدينا عدد k من التراكيب الوراثية الأصيلة، وعدد k(k-1)/2 من التراكيب الوراثية الخليطة، وعدد: k(k+1)/2 من إجمالى التراكيب الوراثية (جدول ٤-٧). هذا ويكون تأثير الآليلات المتعددة على عدد التراكيب الوراثية التى يحتمل ظهورها أكثر وضوحا فى حالات التلقيحات المركبة التى يدخل فيها عديد من السلالات التى قد تختلف فيما تحمله من آليلات.

جدول (٤-٧): عدد التراكيب الوراثية المحتمل ظهورها فى الجيل الثانى عند وجود آليلات متعددة للجين (بافتراض غياب الارتباط).

عدد المواقع الخليطة	عدد الآليلات فى كل موقع جينى	عدد التراكيب الوراثية المحتمل ظهورها فى الجيل الثانى
١	٢	٣
٢	٢	$٣^{٢}$
٣	٢	$٣^{٣}$
١	٣	٦
١	٤	١٠
١	١٠	٥٥
١	k	$[k(k+1)/2]^{1}$
٢	k	$[k(k+1)/2]^{2}$
٣	k	$[k(k+1)/2]^{3}$
n	k	$[k(k+1)/2]^{n}$

تأثير الارتباط بين الجينات فى الانعزالات بالجيل الثانى

يؤثر الارتباط بين الجينات – المحمولة على نفس الكروموسوم، والتى تتواجد قريبة من بعضها البعض – على الانعزالات الوراثية التى تظهر فى الجيل الثانى؛ حيث يؤدى إلى انعزالها معًا فى النسل؛ مما يعنى زيادة نسبة التراكيب الوراثية المماثلة للأبوين (التراكيب الأبوية) على حساب التراكيب الوراثية الجديدة (التراكيب العبورية). وذلك لأن كل كروموسوم ينتقل كوحدة كاملة أثناء الانقسام الاختزالى ويتوقف مقدار التأثير على درجة الارتباط بين الجينات، وعلى كيفية حمل الجينات المرتبطة معًا

على كروموسومات الجيل الأول، أتوجد السائدة معًا على كروموسوم، والمتنحيه معًا على الكروموسوم الآخر (لنظام الازدواجي AB/ab coupling)، أم تتوزع الآليلات السائدة والمتنحية على الكروموسومين بالتبادل (النظام التنافرى Ab/aB repulsion)، وهو ما يتوقف بطبيعة الحال على التركيب الوراثى للآباء ويؤثر الارتباط فى قيمة العبور التى تكون دائما أقل من ٥٠ (وهى قيمة العبور فى حاله الانعزال الحر)

وتحسب نسبة التراكيب الوراثية الأصيلة السائدة AA BB أو المتنحية aa bb فى الجيل الثانى بالمعادلتين التاليتين:

- نسبة التراكيب الوراثية الأصيلة السائدة أو المتنحية فى حالة النظام الازدواجى

$$= \frac{1}{4} (1-ع)^2$$

- نسبة التراكيب الوراثية الأصيلة السائدة أو المتنحية فى حالة النظام التنافرى

$$= \frac{1}{4} ع^2$$

حيث تمثل "ع" قيمة العبور بين الجينين.

ويتضح لدى تطبيق المعادلة – أن نسبه التراكيب الوراثية الأصيلة لا تختلف بين حالتى التماثل والتنافر، عندما يكون الانعزال حرا (أى عندما تكون قيمة ع – ٥٠)، بينما تزيد نسبة التراكيب الأصيلة بزيادة قيمة العبور فى حالة النظام الازدواجى، وتقل فى حالة النضم التنافرى كما فى جدول (٤-٨) والعبرة من ذلك أن الارتباط بين جينين أو أكثر يمكن أن يكون مفيدًا إذا وجدت الآليلات المرغوب فيها للجينات المرتبطة فى النظام الازدواجى، بينما يكون الارتباط معوقًا لعمل المربى إذا وجدت الآليلات المرغوب فيها للجينات المرتبطة فى النظام التنافرى

أهمية الارتباط للمربى

عمليا يؤدى الارتباط إلى زيادة فرصة ظهور التراكيب الوراثية الأبوية فى الجيل الثانى، بينما يقلل من فرصة ظهور انعزالات جديدة، ويتوقف ذلك على شدة الارتباط التى تزيد بانخفاض قيمة (ع)

وقد يكون لارتباط مرغوبًا فيه أو غير مرغوب فيه، ففى النباتات غير المستأنسه، والمحاصيل حديثة العهد بالزراعه يقلل الارتباط من احتمالات تحسين المحصول

لأنه يقلل من فرصة ظهور تراكيب وراثية جديدة، قد يستفاد بها فى تحسين المحصول. أما فى النباتات المزروعة – منذ أمد بعيد – فإن الارتباط يكون مرغوبًا فيه، لأنه يحافظ على ثبات التراكيب الوراثية فيها .. ويكون الهدف النهائى لأى برنامج للتربية هو جمع الصفات المرغوب فيها معًا، أى تشجيع الارتباطات بين الجينات المرغوب فيها، وهو ما يتم بصورة تدريجية.

جدول (٤–٨): تأثير الارتباط فى النظامين الازدواجى coupling والتنافرى repulsion على معدل ظهور التراكيب الوراثية الأصيلة السائدة AB/AB، أو الأصيلة المتنحية ab/ab فى الجيل الثانى عند اختلاف قيمة العبور (ع).

قيمة العبور (ع)[أ]	نسبة ظهور التراكيب الوراثية الأصيلة السائدة، أو الأصيلة المتنحية فى الجيل الثانى فى حالة	
	النظام الازدواجى (AB/ab)	النظام التنافرى (aB/Ab)
٠,٥ (انعزال حر)	٦,٢٥	٦,٢٥
٠,٤	٩,٠٠	٤,٠٠
٠,٣	١٢,٢٥	٢,٢٥
٠,٢٥	١٤,٠٦	١,٥٦
٠,٢٠	١٦,٠٠	١,٠٠
٠,١٠	٢٠,٢٥	٠,٢٥
٠,٠٥	٢٢,٥٦	٠,٠٦٢٥
٠,٠٢	٢٤,٠١	٠,٠١
٠,٠١	٢٤,٥٠	٠,٠٠٢٥
ع	١٠٠ × [¼ (١–ع)²]	١٠٠ × (¼ ع)²

أ– تمثل ع نسبة الجاميطات العبورية التى ينتجها الجيل الأول الخليط فى زوجين من العوامل الوراثية (AB/ab أو Ab/aB) وتتحدد تلك النسبة – عادة – بالتلقيح الاختبارى testcross (F_1 × ab/ab) وتكون نسبة الطرز الانعزالية فى التلقيح الاختبارى هى ع. وفى النظام الازدواجى تكون الطرز الانعزالية هى Ab، و aB، بينما فى حالة النظام التنافرى تكون الطرز الانعزالية هى AB، و ab.

وعندما يكون الارتباط شديدًا (عندما تقل نسبة العبور عن ١٪)، فإن الانتخاب لإحدى الصفتين المرتبطتين يكفى للانتخاب للصفة الأخرى المرتبطة معها. فمثلاً .. نجد فى الشعير ارتباطًا قويًا بين صفتى المقاومة لكل من صدأ الساق والتفحم السائب ونظرًا

لأن إجراء اختبار المقاومة لصدأ الساق أسهل كثيرا من إجراء اختبار المقاومة للتفحم السائب، لذا يكفى عادة – فى برامج التربية إجراء الانتخاب لمقاومة صدأ الساق، بينما يحدث الانتخاب لمقاومة التفحم السائب تلقائيًا

تقرير نسبة العبور

لتقدير نسبة العبور يلقح الجيل الأول رجعيًا إلى الأب المنتحى فى الصفات المدروسة، ذلك لأنه فى حالة الانعزال الحر تكون الانعزالات الناتجة من هذا التلقيح بنسب متساوية، ولذا يعرف هذا التلقيح باسم التلقيح الاختبارى test cross فإذا ما حصلنا من التلقيح الاختبارى Aa Bb × aa bb على انعزالات بنسبة ٤ : ١ : ١ : ٤، فإن ذلك يعنى أن التراكيب الأبوية (ذوات النسب العالية) تمثل ٨٠٪ من المجموع، بينما تمثل التراكيب الانعزالية ٢٠٪، ويستدل من ذلك على أن قوة الارتباط بين العاملين هى ٨٠٪ (Gardner & Sunstead ١٩٨٤)

ويبين شكل (٤–١) وراثة عدد صفوف الأزهار بالسنابل ولون القنابات فى الشعير، مع بيان تأثير الارتباط بين الصفتين فى حالتى النظام الازدواجى والتنافرى على نسبة مختلف الأشكال المظهرية فى التلقيح الاختبارى لنباتات الجيل الأول.

التفوق

فى أحيان كثيرة يُشاهد انحرافًا فى النسب الوراثية المشاهدة عن النسب الأساسية المتوقعة على أساس الانعزال الحر للجينات دون وجود أى ارتباط بين الجينات، وهو ما يرجع إلى حدوث تفاعل بين الجينات المختلفة (غير الآليلية)، أو ما يعرف بالتفوق epistasis وتعرف عدة أنواع من التفاعلات غير الآليلية تؤدى إلى حدوث حالات مختلفة من التفوق

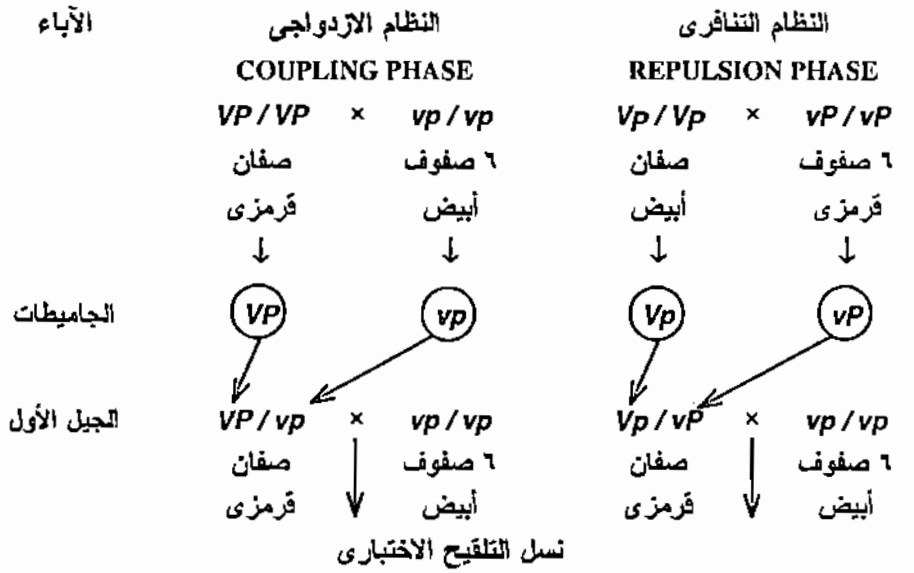
أنواع تفاعلات التفوق

من أمثلة حالات التفوق، ما يلى

١ – الفعل المكمل

يلزم فى حالة الفعل المكمل complementary action وجود جينين غير آليلين لظهور

الصفة. فمثلاً . نجد فى الشوفان أن المقاومة لمرض crown rust لا تظهر إلاّ فى وجود أليل واحد سائد – على الأقل – من كل من الجينين A، و B، فيكون التركيب الوراثى A-B- مقاومًا، بينما تكون جميع التراكيب الأخرى (A-bb، و aa B-، و aa bb) قابلة للإصابة.



جاميطات الجيل الاول	جاميطات الأب	التركيب الوراثى	الشكل المظهرى	Frequency (%) Coupling	Frequency (%) Repulsion
Vp	vp	VP/vp	صفان – قرمزى	٤٠,٣	٩,٧
vp	vp	vp/vp	٦ صفوف – أبيض	٤٠,٣	٩,٧
Vp	vp	Vp/vp	صفان – أبيض	٩,٧	٤٠,٣
vP	vp	vP/vp	٦ صفوف – قرمزى	٩,٧	٤٠,٣

* فى التعير .. تسود صفة صفين من الأزهار بالسنابل على ستة صفوف، وصفة القنابة البيضاء على القرمزية.

شكل (٤–١): وراثة عدد صفوف الأزهار بالسابل ولون القابات فى الشعير، مع بيان تأثير الارتباط بين الصفتين فى حالتى النظام الازدواجى والتنافرى على نسبة مختلف الأشكال المظهرية فى التلقيح الاختبارى لنباتات الجيل الأول (عن Singh ١٩٩٣).

٢ – الفعل المحور:

فى حالة الفعل المحور modifying action لا يُظهر الجين تأثيره إلا فى وجود جين آخر فى موقع جينى آخر. فمثلاً نجد فى الذرة أن الجين Pr يجعل طبقة الألـيرون

حمراء. تكون في وجود جين آخر سائد هو R، ولكنه يكون عديم التأثير في وجود الآليل المتنحي r، فيكون Pr R نوري، و prpr R أحمر، و Pr-rr و prpr rr عديم اللون.

٣ الفعل المثبط

نجد في حالة الفعل المثبط inhibiting action أن أحد الجينات قد يعمل كمثبط لظهور فعل جين آخر. فمثلاً لا يؤثر الجين R المختص بلون الأحمر بقية الألوان في الذرة في وجود جين مثبط سائد هو I. فنجد أن التركيب الوراثي I R يكون أحمر اللون، بينما تكون التراكيب الوراثية (I R و I rr، و rrI و rrII) بيضاء اللون.

٤ فعل الحجب أو الإخفاء

نجد في حالة فعل الحجب masking action أن أحد الجينات يحجب أو يخفي تأثير جين آخر عندما يتواجدان معاً. فمثلاً نجد في السودان أن الجين السائد Y يعطي غطاء بذرة بلون أصفر، وأن جين آخر B يعطي غطاء بذرة بلون أسود، إلا أن الجين Y لا يظهر تأثيره في وجود الجين B لأن لون الغطاء البذري الأسود يخفي اللون الأصفر. فتكون التراكيب الوراثية Y B و Y BB سوداء، و bb Y صفراء و bbyy بيضاء.

٥ الفعل المماثل

نجد في حالة الفعل المماثل duplicate action أن أي من الجينين قد يعطي تأثيراً مماثلاً. كما قد يظهر نفس التأثير عند وجودهما معاً. فمثلاً نجد أن ثمرة كيس الراعي (وهي كبسولة) تكون مملوءة بالشكل في وجود أقل واحد سائد على الأقل من أي من الجينين C، و D، بينما تكون الثمرة بيضية الشكل في التركيب الوراثي المتنحي الأصيل في الجينين، فنجد أن التركيب الوراثية C D، و C dd، و Dd، ذات ثمار مملوءة بينما يكون التركيب الوراثي المتنحي الأصيل ddd، ذات ثمار بيضية الشكل.

٦ فعل الإضافة

في حالة فعل الإضافة additive effect يعطي كل جين نفس التأثير. إلا أن تأثيرهما معاً يكون متجمعاً. فمثلاً نجد في السعير أن أياً من الجينين A، أو B يعطي سنفاً متوسط الطول. بينما يعطي الآليلان سائدان معاً سنفاً طويلاً، ويعطي الآليلان المتنحيان

سنابل تخلو من السفا؛ فنجد أن A-B- ذات سفا طويل، و A-bb، و aabb بهما سفًا متوسط الطول، و aabb عديم السفا.

٧ – التأثير المتعدد للجين:

تؤثر الجينات ذات التأثير المتعدد pleiotropic genes على أكثر من صفة فى الفرد (عن Poehlman & Sleper ١٩٩٥).

الانعزالات المتوقعة فى مختلف حالات التفوق

عندما يكون لدينا زوجان من العوامل الوراثية، فإن الانعزالات المتوقعة فى مختلف حالات التفوق تكون كما يلى:

حالة التفوق	النسبة الانعزالية المظهرية
التفوق المتنحى Recessive epistasis	٩:٣:٤
التفوق السائد Dominant epistasis	١٢:٣:١
التفوق المتنحى متماثل التأثير Recessive duplicate epistasis	٩:٧
التفوق السائد متماثل التأثير Dominant duplicate epistasis	١٥:١
التفوق السائد والمتنحى Dominant and recessive epistasis	١٣:٣
التفوق متماثل التأثير غير الكامل Incomplete duplicate epistasis	٩:٦:١

فإذا كان الانعزال فى الجيل الثانى لزوجين من العوامل الوراثية (A-B-) – فى حالة غياب التفوق والارتباط – هو: ٩ A-B- : ٣ A-bb : ٣ aaB- : ١ aabb، فإن الانعزال فى حالات التفوق المختلفة يكون كما يلى (علمًا بأن التراكيب الوراثيين التى بين القوسين تكون متماثلة فى شكلها المظهرى):

١ – التفوق المتنحى: A-B- : A-bb : (aabb + aaB-).

٢ – التفوق السائد: (A-B- + A-bb) : aaB- : aabb.

٣ – التفوق المتنحى متماثل التأثير: A-B- : (aabb+ aaB- + A-bb).

٤ – التفوق السائد متماثل التأثير: (A-B- + A-bb + aaB-) : aabb.

٥ – التفوق السائد والمتنحى: (A-B- + A-bb + aabb) : aaB-،

أو: (A-B- + aaB- + aabb) : A-bb.

٦ – التفوق متماثل التأثير غير الكامل: A-B- : (aaB- + A-bb) : aabb.

قوة الجين فى إظهاره للصفات التى يتحكم فيها

تتحدد قوة الجين فى إظهاره لتأثيره من خلال خاصيتين، كما يلى

القدرة على إحداث التأثير

يطلق مصطلح penetrance على قدرة الجين على بإظهار لتأثيره فى الأفراد الحاملة له فمثلا يوجد فى فصوليا الليما جينًا يحدث نقصا جزئيًا فى الكلوروفيل بالأوراق الفلقية، ولكنه لا يظهر سوى فى حوالى ١٠٪ من الأفراد الحاملة له وتعرف الحالات التى لا يظهر فيها تأثير الجين إلاّ فى بعض الأفراد الحاملة له فقط باسم incomplete penetrance، وأحيانا يكون مرد ذلك الحاجة إلى التعرض لظروف بيئية معينة

وتعرف الصفات التى لا تظهر فى الأفراد الحاملة لها إلاّ إذا تعرضت لظروف بيئية معينة باسم threshold characters، فمثلاً توجد طفرة ألبينو فى بادرات السعير تظهر فقط فى حرارة تقل عن ٨°م، وفى حرارة تزيد عن ١٩°م تكون البادرات الحاملة للجين المطفر خضراء تمام وتنمو بصورة طبيعية

وعمليًا لا تظهر كثير من الصفات – ولا يمكن التعرف على النباتات الحاملة لها إلا عند توفر ظروف خاصة يتم توفيرها فى برامج التربية بتعريض النباتات لاختبارات خاصة، كما فى حالات المقاومة للأمراض والآفات، والرقاد، وتحمل الحرارة والبرودة إلخ

القدرة على التعبير

يطلق مصطلح القدرة على التعبير expressivity على مدى تجانس ظهور الصفة الخاصة بجين معين فى الأفراد الحاملة له، فقد يكون ظهور الصفه متجانسا فى كل الأفراد، وتلك حالة uniform expressivity، وقد لا يكون متجانس، وتلك حالة variable expressivity، فمثلاً نجد أن الجين المسئول عن النقص الجزئى للكلوروفيل فى الأوراق الفلقية للفاصوليا الليما قد يؤدى – حال ظهور تأثيره – إلى نقص متجانس فى الكلوروفيل فى كل الورقه الفلقية، أو فى قمتها فقط، أو فى حوافه، علما بأن تلك التباينات فى نقص الكلوروفيل لا تورث، حيث إن ما يورث هو صفة نقص الكلوروفيل بكل تباياتها

وفى أغلب الحالات .. نجـد أن الجينـات التـى لا يمكنـها إظـهار تأثيرهـا بنسـبة ١٠٠٪ (حـالات الـ incomplete penetrance) تكـون – كذلـك – غـير متجانسـة فـى التعبير عن الصفة (تكـون ذات variable expressivity)، وترجـع كلتـا الظـاهرتين إلى التأثير القوى للبيئـة على فعل الجينات، ولاشك أنـهما يعقـدان برامـج التربيـة، حيـث يلزم إجراء اختبار النسل لأكثر من جيـل للتـأكد مـن حمـل الأفـراد المنتخبـة للجينـات المرغوب فيها

حساب الحد الأدنى لعدد النباتات التى تلزم زراعتها للحصول على التركيب الوراثى المرغوب فيه

يهتم المربى بزراعة عدد كاف من النباتـات فـى الأجيـال الانعزاليـة، لكـى يضمـن الحصـول على نبات واحد –على الأقل – من التركيب الوراثى المرغوب فيـه، وتسـتخدم معادلة Mainlane (عن Watts ١٩٨٠) لحساب الحد الأدنى لعدد النباتات التى ينبغـى زراعتها كما يلى:

$$N = \log_e F(P/2)$$

حيث تمثل N عدد النباتات التى تلزم زراعتها، و P مقلوب احتمال ظهور الـتركيب الوراثى المرغوب فيـه فـى الجيـل الانعـزالى، و F احتمـال المخـاطرة بعـدم العثـور علـى التركيب الوراثـى المطلـوب (احتمـال الفشـل) علمًـا بـأن لوغـاريتم احتمـالات الفشـل للأسـاس (e) .. (أى قيمة $\log_e F$) تكـون: ٢,٣، عندمـا يكـون مسـتوى احتمـال الفشـل المسموح به ٠,١، و ٢,٩٩٦ عند مستوى احتمال فشل قدره ٠,٠٥، و ٤,٦ عنـد مسـتوى احتمال فشل ٠,٠١، و ٦,٩ عندما يكون مستوى احتمال الفشل ٠,٠٠١ .

أما عندما يحتاج المربى إلى عدد أكبر من النباتات من التركيب الوراثى المرغـوب فيـه . فإنه يسـتخدم لذلك معادلات أخرى، مثل معادلة J. R Sedcole (عن Fehr ١٩٨٧)، وهى كما يلى:

$$n = \frac{[2(r-0.5) + Z^2(1-q)] + z[Z^2(1-q)2 + 4(1-q)(r-0.5)]^{1/2}}{2q}$$

حيث تمثل n العدد الكلى للنباتات التى يتعين زراعتها، و r العدد المطلوب من النباتات ذات التركيب الوراثى المرغوب فيه، و q نسبة (معدل) ظهورها فى النسل، و P احتمال الحصول على العدد المطلوب منها، و z قيمة محسوبة تقابل الاحتمال P علما بأن قيمة z تكون ١٦٤٥ ١ فى حالة P = ٠ ٩٥، و ٢ ٣٢٦ عند P = ٠ ٩٩.

وتجدر الإشارة إلى أن المعادلتين السابقتين يمكن استعمالهما - كذلك فى كل الحالات المماثلة، فهما تستخدمان - مثلاً - فى حساب الحد الأدنى لعدد النباتات التى تلزم زراعتها، للعثور على نبات واحد، أو عدد معين من النباتات المصابة بمرض ما إذا علمت نسبة إصابة البذور بذلك المرض

وقد استخدم Sedcole معادلة أخرى أكثر دقة وتعقيدا فى التوصل إلى الأرقام المبينة فى جدول (٤-٩)، وهى أعداد النباتات التى يتعين زراعتها، للعثور على عدد معين من تركيب وراثى مرغوب فيه، عندما تكون احتمالات ظهورها حسب النسب المبينة فى الجدول (وهى أكثر شيوعا)، ومع احتمال قدره ٠.٩٥ أو ٠ ٩٩ للحصول على العدد المطلوب من النباتات ذات التركيب الوراثى المرغوب فيه، ويتبين من الجدول أن أعداد النباتات التى يتعين زراعتها تزيد زيادة كبيرة عند خفض احتمال المخاطرة، بعدم ظهور التركيب الوراثى المرغوب فيه من ٥٪ إلى ١٪، وعند انخفاض النسبه المتوقعة لظهور التركيب الوراثى المرغوب فيه، ومع زيادة العدد المطلوب من النباتات

ويجب أن تؤخذ نسبة إنبات البذور فى الحسبان عند حساب عدد البذور التى يتعين زراعتها وبحسب عدد البذور التى تلزم زراعتها بقسمة العدد المحسوب من النباتات (بواسطة المعادلات) على نسبة إنبات البذور

اختبار مربع كاى

يستخدم اختبار مربع كاى فى المجالات التالية

١ - لمطابقة النسب المشاهدة للانعزالات الوراثية مع النسب المتوقعة

٢ لاختبار مدى استقلالية النتائج المشاهدة، مثل اختبار ما إذا كانت نسب النباتات المصابة، وغير المصابة بمرض ما تختلف أو لا تختلف - جوهريًا فى مجموعة من الأصناف

٣ - لاختبار إن كانت مجموعة من العينات تنمى الى عشيرة واحدة، أم لا

جدول (٤–٩) الحد الأدنى لعدد النباتات التى تلزم زراعتها فى العشائر الانعزالية؛ حتى يمكن الحصول منها على عدد معين من نباتات ذات تركيب وراثى مرغوب فيه، عند اختلاف النسبة المتوقعة لظهورها فى العشيرة، واختلاف احتمالات النجاح الإحصائية، المتوقعة لتحقيق ذلك

عدد النباتات التى تجب زراعتها عندما يكون عدد النباتات المطلوبة من التركيب الوراثى المرغوب فيه (r) كما يلى:

P	q (ب)	١	٢	٣	٤	٥	٦	٨	١٠	١٥
٠٩٥	١/٢	٥	٨	١١	١٣	١٦	١٨	٢٣	٢٨	٤٠
	١/٣	٨	١٣	١٧	٢١	٢٥	٢٩	٣٧	٤٤	٦٢
	١/٤	١١	١٨	٢٣	٢٩	٣٤	٤٠	٥٠	٦٠	٨٤
	١/٨	٢٣	٣٧	٤٩	٦٠	٧١	٨٢	١٠٣	١٢٣	١٧٢
	١/١٦	٤٧	٧٥	٩٩	١٢٢	١٤٤	١٦٦	٢٠٨	٢٤٨	٣٤٧
	١/٣٢	٩٥	١٥٠	٢٠٠	٢٤٦	٢٩١	٣٣٤	٤١٨	٥٠	٦٩٧
	١/٦٤	١٩١	٣٠٢	٤٠١	٤٩٤	٥٨٤	٦٧١	٨٣٩	١٠٠٢	١٣٩٧
٠٩٩	١/٢	٧	١١	١٤	١٧	١٩	٢٢	٢٧	٣٢	٤٥
	١/٣	١٢	١٧	٢٢	٢٧	٣١	٣٥	٤٤	٥٢	٧١
	١/٤	١٧	٢٤	٣١	٣٧	٤٣	٤٩	٦٠	٧٠	٩٦
	١/٨	٣٥	٥١	٦٤	٧٧	٨٩	١٠١	١٢٤	١٤٦	١٩٨
	١/١٦	٧٢	١٠٤	١٣٢	١٥٨	١٨٢	٢٠٦	٢٥٢	٢٩٦	٤٠٢
	١/٣٢	١٤٦	٢١٠	٢٦٦	٢١٨	٢٦٨	٣١٦	٥٠٨	٥٩٧	٨٠٩
	١/٦٤	٢٩٣	٤٢٣	٥٣٥	٦٤٠	٧٣٩	٨٣٥	١٠٢٠	١١٩٨	١٦٢٣

(أ) p – احتمال الحصول على العدد المطلوب من النباتات ذات التركيب الوراثى المرغوب فيه.

(ب) q = نسبة النباتات ذات التركيب الوراثى المرغوب فيه فى الجيل الانعزالى.

استخدام اختبار مربع كاى فى مطابقة نسب الانعزالات الوراثية المشاهدة على النسب المتوقعة:

يستخدم اختبار مربع (كا^2 χ^2، أو chi square test) فى معرفة إن كانت النسب أو القيم المشاهدة للانعزالات الوراثية هى حقيقة مشابهة للنسب المندلية أو القيم المتوقعة،

ويحصل على مربع كاى عن طريق إيجاد الانحراف للقيم المشاهدة عن المتوقعة لكل حد من حدود النسبة، ثم تربيع كل انحراف، وقسمته على القيمة المتوقعة لحده، ثم جمع هذه القيم مع بعضها، فيكون حاصل الجمع هو مربع كاى أى إن:

$$\text{مجموع مربع كاى} = \text{مجموع} \left[\frac{(\text{المشاهد} - \text{المتوقع})^2}{\text{المتوقع}} \right]$$

ويحدد بعد ذلك احتمال حدوث مثل هذه القيمة من جدول توزيع مربع كاى (جدول ٤-١٠) عند العدد المناسب لدرجات الحرية (وهو يساوى عدد فئات الأشكال المظهرية المنعزلة-١) فلو فرض - مثلا - إن كانت قيمة مربع كاى لصفة بسيطة فى الجيل الثانى هى ٣٢٢ ٠ فعلى أى شئ تدل هذه القيمة ؟، وكيف نحدد إن كانت النسبة المشاهدة هى حقيقة تمثل النسبة ٣ ١ يلاحظ من جدول توزيع مربع كاى أن قيمة ٣٢٢ ٠ لدرجة حرية تساوى واحد، تقع بين القيمتين ١٦ ٠ لاحتمال ٩٠ ٠، ٤٥٥ ٠ لاحتمال ٥٠ ٠ أى أن قيمة مربع كاى المحسوبة تقع بين درجتى احتمال ٥٠٪ و ٩٠٪ ويعنى ذلك أن إعادة هذه التجربة سينتج انحرافات ترجع إلى الصدفة تشابه - فى كبرها - الانحرافات المشاهدة - غالبا - أقل من مرة فى الخمسين، ولكنها - غالبا - تكون أكبر من مرة فى التسعين، وبذا يمكن اعتبار أن هذا الانحراف المشاهد يرجع إلى العينة أو إلى المصادفة، وبمعنى آخر فإن هذا الانحراف غير معنوى

وعادة ما تفسر النتائج حسب موقع مجموع مربع كاى من الاحتمالات فى جدول توزيع مربع كاى على النحو التالى:

١ إذا كانت درجة الاحتمال ٠٥ ٠ (أى ٥٪) أو أقل فإن ذلك يعنى أن النتائج المتحصل عليها غير مطابقة للنظرية الافتراضية المقترحة، وأن الانحرافات المشاهده تعد انحرافات معنوية، لا ترجع إلى المصادفة فقط، كما تعد النظريه الافتراضية غير مرضية

٢ - إذا كانت درجة الاحتمال أكبر من ٠٥ ٠ حتى ٩٠ ٠ فإن ذلك يعنى إن الانحرافات المشاهدة غير معنوية، وأنها ترجع إلى المصادفة. وبذا تكون النظرية الافتراضية التى حسبت القيم المتوقعة على أساسها متقنة مع النتائج أو القيم المشاهدة

٣ إذا كانت درجة الاحتمال أكبر من ٩٠ ٠ حتى ٩٥ ٠ فإن ذلك يعنى وجود تقارب سديد غير طبيعى بين النتائج المشاهدة والنظرية الافتراضية

٤ – أما إذا كانت درجة الاحتمال أكبر من ذلك . فإن ذلك يثير الشك حول النتائج فى احتمال وجود تحيز بوعى، أو بدون وعى لمطابقة النتائج المشاهدة مع النظرية الافتراضية

ويعنى اتخاذ درجة الاحتمال ٠,٠٥ كأساس لقياس مطابقة النتائج المشاهدة مع النظرية الافتراضية أن فرصة رفض نظرية صحيحة لا تزيد على ٥٪، بينما لا تزيد فرصة رفض نظرية صحيحة على ١٪ إذا اتخذت درجة احتمال ٠,٠١ كأساس . بينما توجد فى هذه الحالة فرصة أكبر لقبول نظرية غير صحيحة

وتجب مراعاة الأمور التالية عند تطبيق اختبار مربع كاى

١ – لا يكون الاختبار حساسًا للعينات الصغيرة، فمثلاً . يكون الانحراف عن النسبة ١ : ١ غير مقبول، حسب اختبار مربع كاى، إذا كانت النسبة المشاهدة ٣٠٢، بينما يكون مقبولاً إذا كانت النسبة المشاهدة ٢٠ : ٣٠، ويمكن القول .. إنه لا يمكن تطبيق الاختبار – بدقة – على التوزيعات التى يقل فيها عدد الأفراد عن خمسة أفراد فى أى من الفئات.

٢ – يزيد احتمال جوهرية النتائج كلما قرب الفرق المتوقع بين النسب، فمثلاً يحتاج الاختبار إلى عينة أصغر حجمًا، عندما يكون الانعزال بنسبة ١ : ١ عما لو كان بنسبة ١٥ : ١.

٣ – لا يمكن تطبق اختبار مربع كاى – بدقة – على النسب المئوية، أو النسب المأخوذة من تكرارات عددية، ولكن الاختبار يطبق على التكرارات العددية ذاتها، فمثلاً . إذا شوهد فى تجربة سبعة أفراد من طراز معين، وواحد وعشرون فردا من الطراز الآخر .. فإنه لا يكون من العدل إعادة حساب هذه القيم إلى نسب مئوية مثل ٢٥٪ للطراز الأول، و ٧٥٪ للطراز الثانى، ثم بعد ذلك .. يطبق اختبار مربع كاى لهذه النسب المئوية التى تفترض أن المورد يتكون من مئة فرد، بينما لا يوجد – حقيقة – فى هذه التجربة سوى ٢٨فردًا، وبالمثل .. فإن من الخطأ إعادة حساب القيمة المشاهدة، تبعا للنسبة ١ : ٣ مثلاً، ثم اختبار هذه النسبة بمربع كاى بعد ذلك (طنطاوى وحامد ١٩٦٣، و Whitehouse ١٩٧٣، و Little & Hills ١٩٧٨).

وقد أخضع بعض الباحثين نتائج دراسات مندل لاختبار مربع كاى، حيث وجد أنها

كانت مطابقة للنسب المتوقعة بدرجة غير عادية؛ فعندما فحصت النتائج كلها مجتمعة كانت قيمة الاحتمال لاختبار مربع كاى ٠,٩٩٩٩٣ وهى نتيجة لا تحدث بمحض الصدفه إلا مره واحده فى كل ١٤٣٠٠ مرة. وقد تراوحت قيمة الاحتمال فى اختبارات مربع كاى لجميع التجارب التى أجراها مندل بين ٠,٠٥ و ٠,٩، على أنه ينتظر أن تس أو تزيد قيمة الاحتمال عن ٠,٥٠ بنفس الدرجة بفرض أن جميع النتائج مطابقة للمتوقع

جدول (٤-١٠) جدول توزيع مربع كاى

	الاحتمال							
درجات الحرية	0.99	0.95	0.50	0.20	0.10	0.05	0.02	0.01
1	0.0002	0.004	0.46	1.64	2.71	3.84	5.41	6.64
2	0.020	0.103	1.39	3.22	4.60	5.99	7.82	9.21
3	0.115	0.35	2.37	6.64	6.25	7.82	9.84	11.34
4	0.30	0.71	3.36	5.99	7.78	9.49	11.67	13.28
5	0.55	1.14	4.35	7.29	9.24	11.07	13.39	15.09
6	0.87	1.64	5.35	8.56	10.64	12.59	15.03	16.81
7	1.24	2.17	6.35	9.80	12.02	14.07	16.62	18.48
8	1.65	2.73	7.34	11.03	13.36	15.51	18.17	20.09
9	2.09	3.32	8.34	12.24	14.68	16.92	19.68	21.67
10	2.56	3.94	9.34	13.44	15.99	18.31	21.16	23.21
11	3.05	4.58	10.34	14.63	17.28	19.68	22.62	24.72
12	3.57	5.23	11.34	15.81	18.55	21.03	24.05	26.22
13	4.11	5.89	12.34	16.98	19.81	22.36	25.47	27.69
14	4.66	6.57	13.34	18.15	21.06	23.68	26.87	29.14
15	5.23	7.26	14.34	19.31	22.31	25.00	28.26	30.58
16	5.81	7.96	15.34	20.46	25.54	26.30	29.63	32.00
17	6.41	8.67	16.34	21.62	24.77	27.59	31.00	33.41
18	7.02	9.39	17.34	22.76	25.99	28.87	32.35	34.80
19	7.63	10.12	18.34	23.90	27.20	30.14	33.69	36.19
20	8.26	10.85	19.34	25.04	28.41	31.41	35.02	37.57
21	8.90	11.59	20.34	26.17	29.62	32.67	36.34	38.93
22	9.54	12.34	21.34	27.30	30.81	33.92	37.66	40.29
23	10.20	13.09	22.34	28.43	32.01	35.17	38.97	41.64
24	10.86	13.85	23.34	29.55	33.20	36.42	40.27	42.98
25	11.52	14.61	24.34	30.68	34.38	37.65	41.57	44.31
26	12.20	15.38	25.34	31.80	35.56	38.88	42.86	45.64
27	12.88	16.15	26.34	32.91	36.74	40.11	44.14	46.96
28	13.56	16.93	27.34	34.03	37.92	41.34	45.42	48.28
29	14.26	17.71	28.34	35.14	39.09	42.56	46.69	49.59
30	14.95	18.49	29.34	36.25	40.26	43.77	47.96	50.89

صدا .. إلا أن الحقائق التاريخية تؤكد ما يلى:

١ – يمكن أن تتسع الحديقة التى أجرى فيها مندل دراسته لعدد النباتات التى ذكرها

٢ – تتطلب دراسة انعزالات صفات الجنين فى البذور زراعة جيل إضافى كما ذكر مندل

وقد فُسِّر ذلك التطابق غير العادى بين نتائج دراسات مندل وبين النتائج المتوقعة بأن مندل لم ينشر سوى نتائج دراسات خمس سنوات (من عام ١٨٥٩ إلى ١٨٦٣). على الرغم من ذكره أنها نتائج دراسات ثمانى سنوات (من عام ١٨٥٦ إلى ١٨٦٣)؛ مما يعنى أن دراسات السنوات الثلاث الأولى لم تنشر مطلقا

ويعتقد Fisher أن مندل وضع نظريته عن وراثة الصفات خلال فترة السنوات الثلاث الأولى، والتى تضمنت زراعة نحو ٧٠٠٠ نبات وفى السنوات الخمس التالية قدر Fisher أن مندل زرع ٢٦٥٠٠ نبات، وأجرى دراساته عليها لإثبات صحة نظرية كان قد توصل إليها بالفعل خلال السنوات الثلاث الأولى (عن Whitehouse ١٩٧٣)

استخدام مربع كاى فى اختبار إن كانت مجموعة من العينات تنتمى إلى عشيرة واحد أم لا

يستخدم اختبار مربع كاى كذلك لدى مقارنة عشيرتين أو أكثر، تقسم فيها الأفراد إلى فئات نوعية؛ فمثلا يجرى الاختبار عند مقارنة عشيرتين من محصول ما لمعرفة إن كانتا متشابهتين أم مختلفتين فى نسبة إصابتها بمرض ما. ويجرى الاختبار على اعتبار أن العشيرتين توجد بهما نفس درجة الإصابة بالمرض؛ أى إنهما يجب أن يتشابها فى نسبة النباتات المصابة بكل منهما؛ فيحسب العدد المتوقع للنباتات المصابة فى كل من العشيرتين (أ، و ب) على أساس أنهما سيكونان بنفس النسبة التى توجد فى المجموع الكلى كما يلى

العدد المتوقع للنباتات المصابة من العشيرة أ =

العدد الكلى للنباتات المصابة فى العشيرتين × العدد الكلى للنباتات المختبرة من العشيرة أ

العدد الكلى للنباتات المختبرة من العشيرتين

لعدد المتوقع لنباتات المصابة من العشيرة ب =

لعدد الكلى للنباتات المصابة فى العشيرتين × العدد الكلى للنباتات المختبرة من العشيرة ب

العدد الكلى للنباتات المختبرة من العشيرتين

وبنى ذلك حساب العدد المتوقع للنباتات غير المصابة من العشيرتين، بحساب الفرق بين العدد الكلى المختبر، والعدد المتوقع المصاب فى كل منهما، ثم بحساب مربع كاى لأربع مجموعات من الأرقام المشاهدة والمتوقعة (تساوى دائما عدد العشائر المختبرة × عدد النباتات بكل عشيرة)، وبجمعها معا نحصل على مجموع مربع كاى ويحدد بعد ذلك احتمال حدوث هذه القيمة من جدول توزيع مربع كاى عند العدد المناسب من درجات الحرية ويحسب عدد درجات الحرية المناسب من المعادلة التالية

عدد درجات الحرية = (عدد العشائر المختبرة - ١) × (عدد النباتات بكل عشيرة - ١)

أى يكون عدد درجات الحرية فى هذا المثال (٢-١) × (٢ - ١) = ١

وبعد احتمال ٠,٠٥ هو الحد الفاصل بين قيم مربع كاى الجوهرية (الأعلى من ٠,٠٥) وغير الجوهرية (٠,٠٥ أو أقل) وتدل القيم الجوهرية على أن العشيرتين تختلفان وراثيا عن بعضهما أما القيم غير الجوهرية فتدل على أن العشيرتين متشابهتان فى درجة مقاومتهما للمرض، وأن فرقا بينهما يرجع بالقدر المشاهد، أو أكبر منه لا يتوقع حدوثه بالصدفة، إلا فى ٥ أقل من الحالات المتشابهة (Briggs & Knowle ١٩٦١)

ويزيد من التفاصيل عن استعمالات اختبار مربع كاى يراجع أحد مراجع الإحصاء مثل Snedecor & Cochran (١٩٦٧)، و Little & Hills (١٩٧٨)، و Gomez & Gomez (١٩٨٤)

الخريطة الكروموسومية

يمكن بدراسة الانعزال فى ثلاثة جينات تحمل على كروموسوم واحد تحديد نسبة الانعزال المزدوج double crossing over، وترتيب الجينات على الكروموسوم بالنسبة لبعضها البعض، فيما يعرف باسم خريطة الكروموسومية chrome ome map

وكمثال على ذلك أجرى التلقيح AuBbCc x aabbcc، وكانت النتائج كما يلى

الشكل المظهرى	العدد
A-B-C-	٧٨٦
aa bb cc	٧٥٣
A- bb cc	١٠٧
aa B- C-	٩٧
aa B- cc	٨٦
A- bb C-	٩٤
aa bb CC	١
A- B- cc	٢
	١٩٢٦

يستدل من هذه النتائج على ما يلى:

١ – التراكيب الأبوية هى التى توجد بأعلى نسبة شكل مظهرى.

٢ – التراكيب الناتجة من عبور مفرد single crossing over هى الأشكال الأربعة التالية فى النسبْ.

٣ – التراكيب الناتجة من العبور المزدوج هى التى توجد بأقل نسبة، ذلك لأن نسبتها تكون دائما أقل من نسب العبور المفرد.

ويمكن تحديد ترتيب الجينات بسهولة من نِسبْ التراكيب ذات العبور المزدوج – وهى أقل النسب – حيث يسهل تخيل ترتيب الجينات، ثم يطبق ذلك الترتيب بالنسبة لبقية الأشكال المظهرية المتحصل عليها.

تقدر المسافة AB بحساب نسبة العبور بين هذين الجينين، كما يلى

$$\text{المسافة AB} = \frac{(٢ + ١ + ٩٧ + ١٠٧)}{١٩٢٦} \times ١٠٠ = ١٠,٧ \%$$

= ١٠٧ وحدة عبور

وتقدر المسافة BC بحساب نسبة العبور بين هذين الجينين، كما يلى.

$$\text{المسافة BC} = \frac{(٢ + ١ + ٩٤ + ٨٦)}{١٩٢٦} \times ١٠٠ = ٩,٥ \%$$

= ٩,٥ وحدة عبور

ويحسب العبور المزدوج المتوقع فى منطقتين متجاورتين من حاصل ضرب العبور المفرد فى كل منطقة كروموسومية على حدة بعد تحويل قيمة العبور المفرد فى كل منطقة على حدة إلى رقم عشرى وفى مثالنا . يصبح العبور المزدوج المتوقع ٠,١٠٧ × ٠,٠٩٥ = ٠,٠١٠٢، أى ١,٠٢٪

عموما يندر حدوث عبور مزدوج فى مسافات كروموسومية تقل عن ١٠ وحدات عبور، على الرغم من أن بعض الكروموسومات الطويلة قد تظهر بها ١٠ حالات عبور تكون موزعة اعتباطيًا عليها

ويقل دائمًا العبور المزدوج المتحصل عليه فعلاً عن العبور المزدوج المتوقع، ويرجع ذلك إلى أن حدوث العبور فى منطقة كروموسومية يثبط بشكل ما العبور فى المنطقة المجاورة لها مباشرة، ويعرف ذلك بالتعارض interference

ويقدر معامل التعارض Coincidence of Interference بقسمة العبور المزدوج المتحصل عليه فعلاً على العبور المزدوج المتوقع.

وتتراوح قيمة معامل التعارض بين الصفر فى حالة التعارض التام، والواحد الصحيح فى حالة غياب أى تعارض

وفى مثالنا السابق كان العبور المتحصل عليه $\frac{٣}{١٩٢٦} \times ١٠٠ = ٠,١٦$ ٪، بينما كان العبور المزدوج المتوقع ١,٠٢٪، ويعنى ذلك أن معامل التعارض كان ٠,٠٠١٦ ÷ ٠,٠١٠٢ = ٠,١٦، أى إنه لم يحدث فعلاً سوى ١٦٪ من العبور المزدوج الذى كان متوقعا.

هذا ويقل التعارض كلما بعدت الجينات عن بعضها البعض (عن Gardner & Sunstead ١٩٨٤)