التقدير على أساس تباينات الآباء والجيلين الأول والثانى والتلقيحات الرجعية

يمكن تقدير مكونات التباين الوراثى بزراعة عشائر الآباء والجيلين الأول والثانى والتلقيحات الرجعية – معاً– فى وقت واحد ، وحساب القيمة المشاهدة للصفة موضع الدراسة فى كل فرد من كل عشيرة ، ثم حساب تباين الصفة فى كل عشيرة بالمعادلة العامة التى سبق شرحها لدى مناقشة التباين البيئى ، وهى

$$V = \frac{\Sigma x^2 - \frac{(\Sigma x)^2}{n}}{n-1}$$

وبذا .. يمكن الحصول على تباين الأبوين (V_{P1} ، وV_{P2}) ، و تباين الجيلين الأول الثانى (V_{F_1}، و V_{F_2}على التوالى) ، و تباين التلقيحين الرجعيين للأبوين (V_{B1}، وV_{B2} للأبوين الأول والثانى على التوالى) .

وتقدر– بعد ذلك– مكونات التباين الوراثى ؛ بالاستنباط من المعادلات التالية (عن Simmonds ١٩٧٩) :

$$V_{F_2} = V_A + V_D + V_E$$

$$V_{B_1} + V_{B_2} = V_A + 2V_D + 2V_E$$

$$V_E = (VP_1 + VP_2 + VF_1) / 3$$

ويحسب التباين الإضافى بطرح حاصل ضرب المعادلتين الأولى والثانية من المعادلة الثانية ، ثم تحسب قيمة تباين السيادة بطرح التباين الإضافى من التباين الوراثى.

كما يمكن تقدير مكونات التباين الوراثى كما يلى (عن Benepal & Hall ١٩٦٧) :

$$V_A = 2(V_{F_2} - \frac{1}{4} V_D - V_E)$$

$$V_D = 4(V_{B_1} + V_{B_2} - V_{F_2} - V_E)$$

وتقدر مكونات التباين الوراثى كذلك بالمعادلات التالية (Warner ١٩٥٢) :

$$V_A = 2V_{F_2} - V_{B_1} - V_{B_2}$$

$$V_D = V_{F_2} - V_E - V_A$$

ويذكر Gamble (١٩٦٢) طريقة مبسطة ؛ للاستدلال على أهمية فعل الإضافة ، والسيادة ، والتفاعل للجينات المتحكمة فى الصفات الكمية من ست قيم إحصائية ، يستعمل فى حسابها المتوسطات الحسابية لكل من الأبوين (الأول $\bar{P}_1$ ، والثانى $\bar{P}_2$) ، والجيلين (الأول $\bar{F}_1$ ، والثانى $\bar{F}_2$) ، والتلقيحين الرجعيين (إلى الأب الأول $\bar{B}_1$ ، وإلى الأب الثانى $\bar{B}_2$) . وفيما يلى القيم الست وطريقة حسابها :

m (المتوسط العام) $= \bar{F}_2$

a (الفعل الإضافى للجينات)$= \bar{B}_1 - \bar{B}_2$

d (فعل السيادة للجينات)$= \bar{F}_1 + 2\bar{B}_1 + 2\bar{B}_2 - \frac{1}{2}P_1 - \frac{1}{2}\bar{P}_2 - 4\bar{F}_2$

aa (تفاعل الفعل الإضافى × الإضافى)$= 2\bar{B}_1 + 2\bar{B}_2 - 4\bar{F}_2$

ad (تفاعل الفعل الإضافى × السيادة)$= \frac{1}{2}\bar{P}_2 + \bar{B}_1 - \frac{1}{2}\bar{P}_1 - \bar{B}_2$

dd (تفاعل السيادة × السيادة)$= \bar{P}_1 + \bar{P}_2 + 2\bar{F}_1 + 4\bar{F}_2 - 4\bar{B}_1 - 4\bar{B}_2$

تعد القيم السابقة مجرد دليل على وجود الأنواع المختلفة من فعل الجينات وأهميتها ،ولكنها لا تفسر نسبة إلى التباينات الوراثية المختلفة ، التى تقدر بالطريقة التالية :

$V_m = V\bar{F}_2$

$V_A = V\bar{B}_1 + V\bar{B}_2$

$V_D = V\bar{F}_1 + 16V\bar{F}_2 + \frac{1}{4}V\bar{P}_1 + \frac{1}{4}V\bar{P}_2 + 4V\bar{B}_1 + 4V\bar{B}_2$

$V_{AA} = 4V\bar{B}_1 + 4V\bar{B}_2 + 16V\bar{F}_2$

$V_{AD} = V\bar{B}_1 + \frac{1}{4}V\bar{P}_1 + V\bar{B}_2 + \frac{1}{4}V\bar{P}_2$

$V_{DD} = V\bar{P}_1 + V\bar{P}_2 + V\bar{F}_1 + 16V\bar{F}_2 + 16V\bar{B}_1 + 16V\bar{B}_2$

هذا .. مع العلم بأنه لايلزم لحساب أى من القيم السابقة الذكر سوى المتوسطات الحسابية للعشائر الست من تجربة بمكررات بتصميم القطاعات العشوائية الكاملة . يلى ذلك .. حساب الانحراف القياسى ، وقيمة "t" لكل تباين منها ، وهى التى يستدل منها على مدى جوهرية كل نوع من التباين . وتوجد معادلات لحساب التباينات السابقة عند

- عدم توفر بيانات عن التلقيحات الرجعية مع توفر بيانات عن الجيل الثالث .

اختبار اسكيلنج Scalling Tests .

يجرى اختبار اسكيلنج ؛ للتأكد من أمرين هما :

١- غياب التفاعل بين الجينات غير الأليلية .

٢- غياب التفاعل بين العوامل الوراثية والعوامل البيئية .

وترجع أهمية هذا الاختبار إلى أن معظم الطرق والمعادلات المستعملة فى حساب تباين الإضافة وتباين السيادة تفترض عدم وجود أى تفاعل بين الجينات وبعضها .

وتتوفر تفاصيل اختبارات اسكيلنج فى مراجع الوراثة الكمية والإحصائية ، مثل Singh & Chaudhary(١٩٧٩) ، ولايسعنا فى هذا المقام إلا أن نقدم للقارئ فكرة عامة عن ماهية هذه الاختبارات .

توجد أربعة اختبارات اسكيلنج ، تأخذ الرموز A ، و B ، و C ، و D ، ويعتمد كل اختبار منها على توفر بيانات عن المتوسطات الحسابية لعشائر الأبوين ($\bar{P}_1$ ، و $\bar{P}_2$) ، والجيلين الأول ($\bar{F}_1$) ، والثانى ($\bar{F}_2$) ، والتلقيحين الرجعيين للأب الأول ($\bar{B}_1$) ، والثانى ($\bar{B}_2$) ، على أن يحُصل على المتوسطات من تجربة بمكررات بتصميم القطاعات العشوائية الكاملة ، ويجرى اختبار اسكيلنج (D) عند توفر بيانات عن الجيل الثالث (F_3) مع غياب بيانات عن التلقيحات الرجعية .

يدل عدم اختلاف قيم اختبارات اسكيلنج (A) ، و (B) ، و (C) ، و (D) جوهرياً عن الصفر، أو عن حدود الانحراف القياسى لكل منها على عدم وجود أية تفاعلات ضمن مكونات تباين الشكل المظهرى ؛ وبذا .. يمكن تقدير قيم تباين الإضافة وتباين السيادة بالطريقة السهلة التى سبق بيانها ، التى تعتمد على قيم تباينات الآباء ، والجيلين الأول والثانى ، والتلقيحات الرجعية. أما إذا اختلفت قيم أى من اختبارات اسكيلنج جوهرياً عن الصفر .. فإن ذلك يكون دليلاً على وجود تفاعل بين جينات غير أليلة تتحدد نوعيتها حسب

الاختبار الجوهرى كما يلى :

الاختبار الجوهرى	التفاعل المتوقع
D	إضافى × إضافى بصفة أساسية
C	سيادة × سيادة
A ، و B	إضافى × إضافى ، وسيادة × سيادة ، وإضافى × سيادة

ويلزم – فى هذه الحالة – تقدير مكونات تباين الإضافة والسيادة والتفاعلات المختلفة من تباينات متوسطات عشائر الآباء ، والجيلين الأول والثانى ، والتلقيحات الرجعية بالطريقة التى سبق بيانها (Singh & Chaudhary ١٩٧٩) .

ويوجد اختبار اسكيلنج آخر : للتعرف على مدى استقلالية التأثير البيئى عن التأثير الوراثى : أى لاختبار غياب التفاعل بين البيئة والوراثة . ويجرى الاختبار بمقارنة تباينات العشائر غير الانعزالية V_{P_1} ، و V_{P_2} ، و V_{F_1} باستخدام اختبار (F) وتحسب قيمة (F) بقسمة التباين الأكبر على التباين الأصغر ، فى كل مقارنة من المقارنات الثلاث الممكنة ، وهى : V_{P_1} مع V_{P_2} ، و V_{P_1} مع V_{F_1} ، و V_{P_2} مع V_{F_1} . تعرف جوهرية قيمة (F) المحسوبة لكل مقارنة من جدول (F) ، مع اعتبار درجات الحرية الأفقية للبسط ، والرأسية للمقام ، وتحسب درجات الحرية على اعتبار أنها = ن – ١ ؛ حيث تمثل (ن) عدد الأفراد التى استخدمت فى حساب قيمة التباين ، وتدل جوهرية الاختبار على وجود تفاعل وراثى × بيئى (Sheppard ١٩٧٣) .

تصميم دايالليل Diallel Design

يستعمل تصميم دايالليل التزاوجى diallel mating design فى تقدير مكونات التباين الوراثى . ويتم – أولا – اختيار مجموعة من التراكيب الوراثية (تسمى الآباء) من عشيرة تكثر فيها الاختلافات الوراثية فى الصفة المراد دراستها ، مع المحافظة على كل تركيب وراثى منها – بالإكثار بطريق التلقيح الذاتى – حتى يمكن تقييمها فيما بعد. يلى ذلك .. إجراء كل التزاوجات الممكنة بين التراكيب الوراثية (الآباء) المنتخبة ، وحصاد البذور التى تنتج من كل تلقيح منفصلة عن التلقيحات الأخرى. كما قد تجرى التلقيحات

العكسية reciprocal crosses – أيضا – حيث يستعمل كل تركيب وراثى – فى هذه الحالة – مرة كأب ، ومرة أخرى كأم فى كل التزاوجات الممكنة ، وتحصد البذور الناتجة من كل تلقيح منها منفصلة أيضاً . وبالإضافة إلى البذور الناتجة من كل التزاوجات والتزاوجات العكسية الممكنة .. فإن البذور الناتجة من التلقيح الذاتى لكل تركيب وراثى قد تستخدم هى الأخرى فى التصميم

يتوقف عدد المداخل entries (العشائر الوراثية) التى يتم تقييمها فى تصميم دايالليل على عدد التراكيب الوراثية (الآباء) المنتخبة من العشيرة الأصلية ، فإذا كان عددها (ن) .. يكون :

عدد التزاوجات بينها بدون التزاوجات العكسية = $\frac{\text{ن (ن – ١)}}{٢}$

عدد التزاوجات الممكنة بينها شاملة التزاوجات العكسية = ن (ن – ١)

ويمكن أن يتضمن التقييم فى تصميم دايالليل واحدة من الحالات الست التالية :

١– التزاوجات فقط .

٢– التزاوجات ، والأنسال الناتجة من التلقيح الذاتى للآباء المنتخبة .

٣– التزاوجات العكسية فقط .

٤– التزاوجات العكسية والأنسال الناتجة من التلقيح الذاتى للآباء المنتخبة .

٥– التزاوجات والتزاوجات العكسية (دايالليل كامل complete diallel) .

٦– التزاوجات والتزاوجات العكسية والأنسال الناتجة من التلقيح الذاتى للآباء المنتخبة .

ويعنى اعتماد التصميم على عدد قليل من الآباء توقع زيادة كبيرة فى الخطأ التجريبى sampling error فى القيم الإحصائية المحسوبة (قيم القدرة على التآلف) ، بينما تؤدى كثرة عدد الآباء إلى صعوبة إجراء دايالليل كامل ، أو نصف دايالليل ، وقد حدا ذلك بعلماء الوراثة الإحصائية إلى إجراء تصميم يعتمد على تحليل نتائج مجموعة محدودة فقط من التزاوجات ، من بين كل التزاوجات الممكنة بين الآباء ، حينما يكون عددها كبيراً .

يعتمد تحليل الدايالليل على توفر بيانات عن الصفة المراد قياسها ، تؤخذ من تجربة

بمكررات مصممة إحصائياً (يفضل عادة اتباع تصميم القطاعات العشوائية الكاملة Randomized Complete Block Design) . وتدخل فى التصميم كل العشائر الوراثية التى يرغب فى استعمالها حسب نوع الدياليل، وهى: التزاوجات مع الآباء ، أو بدونها ؛ ومع التزاوجات العكسية ، أو بدونها. ويعتبر كل تزاوج أو أب معاملة فى التصميم ، تؤخذ منها قراءة واحدة لكل صفة مدروسة من كل مكررة .

إن العرض المفصل لخطوات تحليل تصميم الدياليل يخرج عن أهداف هذا الكتاب ، ويمكن الرجوع إليه فى أحد المصادر المتخصصة؛ مثل Griffing (١٩٥٦) ، و Hansen & Robinson(١٩٦٣) و Mather & Jinks (١٩٧٧) ، و Singh & Chaudhary (١٩٧٩) الذى يعد من أيسر المراجع فى هذا الموضوع لغير المتخصصين فى الوراثة الإحصائية ، ويفيد التصميم فى عمل تحليل كامل لمكونات التباين الوراثى لكل صفة مقيسة فضلاً عن الاستفادة منه فى تقدير المقدرة العامة على التآلف general Combining ability (GCA) والمقدرة الخاصة على التآلف Specific Combining ability (SCA) للآباء المستخدمة فى التصميم ، وهى القيم التى يكون لها أهمية بالغة عند استعمال الآباء فى إنتاج الأصناف الهجين أو الأصناف التركيبية (يراجع لذلك الفصل الخاص بالأصناف الهجين) . ونكتفى - فيمايلى - بعرض موجز لتحليل دياليل وكيفية استعماله فى تقدير مكونات التباين الوراثى (عن Fehr ١٩٨٧) .

يمكن تقدير مكونات التباين الوراثى بتحليل التباين ، من تصميم دياليل الذى يتضمن التلقيحات فقط (جدول ٤ - ٣) . ويمكن تقسيم الاختلافات بين التلقيحات فى الدياليل إلى اختلافات بين عائلات أنصاف الأقارب half-sib families (HS) واختلافات بين عائلات الأقارب التامة full - sib families (FS) ، علما بأنه توجد عائلة أنصاف أقارب لكل أب فى الدياليل . ويقدر سلوك عائله من أنصاف الأقارب من المتوسط المحسوب لجميع التلقيحات التى تشترك معاً فى أحد الآباء. وتعد الاختلافات بين عائلات أنصاف الأقارب تقديراً للقدرة العامة على التآلف ، أما عائلات الأقارب التامة .. فهى التى تنتج من تزاوج أبوين لكل منها ؛ وبذا .. فإن عدد عائلات الأقارب التامة فى تصميم الدياليل يساوى عدد التزاوجات التى يجرى تقييمها. ويستعمل سلوك عائلات الأقارب التامة فى تقدير القدرة الخاصة على التآلف .

جدول (٤ – ٣) : تحليل التباين لتصميم دايالليل يشتمل على $\frac{ن\,(ن-١)}{٢}$ تلقيح بين عدد (ن) من الآباء ، وعدد (r) من المكررات .

مصدر التباين	عدد درجات الحرية	التباين (أ) (mean square)
المكررات	r - 1	
التلقيحات	[n (n - 1) / 2] - 1	M_2
القدرة العامة على التآلف (GCA)	n - 1	M_{21}
القدرة الخاصة على التآلف (SCA)	n (n - 3) / 3	M_{22}
الخطا التجريبى	(r - 1) {[n (n - 1) / 2] - 1}	M_1
المجموع	rn - 1	

(أ) تشمل توقعات التباينات المختلفة على ما يلى :

$$M_2 = V_e + rV_c$$

$$M_{21} = V_e + r\,(Cov\ FS - 2\ Cov\ HS) + r\,(n - 2)\ Cov\ HS$$

$$M_{22} = V_e + r\,(Cov\ FS - 2\ Cov\ HS)$$

$$M_1 = V_e$$

حيث يمثل (V_e) تباين الخطا التجريبى ، و (V_c) تباين التلقيحات ، و (Cov FS) التباين المرافق لعائلات الأقارب التامة ، و (Cov HS) التباين المرافق لعائلات أنصاف الأقارب .

هذا .. وتعتمد مكونات التباين الوراثى الملازمة للتباين المرافق covariance لعائلات أنصاف الأقارب (Cov HS) ، وعائلات الأقارب التامة (Cov FS) على مدى التربية الداخلية (F) للتراكيب الوراثية المستعملة كآباء فى الدايالليل ؛ فعندما تكون الآباء عبارة عن نباتات من الجيل الثانى أو سلالات مستمدة منها (أى إن F= صفراً) .. تصبح مكونات

التباين الوراثى كما يلى :

$$\text{Cov HS} = \frac{1}{4}V_A + \frac{1}{16}V_{AA}$$

$$\text{Cov FS} = \frac{1}{2}V_A + \frac{1}{4}V_A + \frac{1}{4}V_{AA}$$

ويضاف - أيضاً - إلى الجانب الإيمن للمعادلة الأولى الدرجات الأعلى من تباينات التفوق الإضافية ، بينما يضاف - كذلك - إلى الجانب الأيمن من المعادلة الثانية تباينات التفوق الأخرى الإضافية والسيادة ، وبفرض عدم وجود تفوق .. فإن التباين الإضافى (VA) يحصل عليه بضرب قيمة الـ Co HS ، فى أربعة (المعادلة الأولى) . كما يمكن الحصول على تقدير لتباين السيادة (VD) كما يلى :

$$V_D = 4\,(\text{Cov FS} - 2\,\text{Cov HS})$$

$$= 4\left[\left(\frac{1}{2}V_A + \frac{1}{4}V_D\right) - 2\left(\frac{1}{4}V_A\right)\right]$$

وعندما تكون الآباء عبارة عن سلالات مرباة تربية داخلية ، ومختارة عشوائيا من العشيرة (أى F=1) .. فإن مكونات التباين الوراثى .. تصبح كما يلى :

$$\text{Cov HS} = \frac{1}{2}V_A + \frac{1}{4}V_{AA}$$

$$\text{Cov FS} = V_A + V_D + V_{AA}$$

ويشتمل الجانب الأيمن للمعادلة الأولى على الدرجات الأعلى من تباينات التفوق الإضافية ، بينما يشتمل الجانب الأيمن من المعادلة الثانية على تباينات التفوق الأخرى والسيادة . وبفرض عدم وجود تفوق .. فإن التباين الإضافى (VA) يُحْصَل عليه بضرب قيمة الـ Cov HS فى ٢ . كما يمكن الحصول على تقدير لتباين السيادة (VD) كما يلى:

$$\text{Cov FS} - 2\,\text{Cov HS} = (V_A + V_D) - 2\left(\frac{1}{2}V_A\right) = V_D$$

تصميم رقم ١ Design I

يمكن تقدير مكونات التباين الوراثى - أيضاً - بواسطة مايعرف بتصميم رقم (١) أو الـ nested design . ويتضمن الجيرمبلازم الذى يستخدم لهذا التصميم تلقحيات بين نباتات تؤخذ اعتباطا من عشيرة تكثر فيها الاختلافات الوراثية ، مع تخصيص بعض هذه

النباتات كآباء male parents (P_m) ، و البعض الآخر كأمهات famale parents (P_f) . يستخدم كل أب (ذكر) فى تلقيح عدد متساو من الأمهات (إناث) ، على أن يتم اختيار الآباء والأمهات بشكل اعتباطى ، وتستخدم مجموعات مختلفة من نباتات الأمهات مع كل نبات مستعمل كأب ، وبذا .. يكون عدد التلقيحات الفردية الممكنة مساوياً لعدد الآباء (P_m) مضروبا فى عدد الأمهات (P_f) التى يتم تزاوجها مع كل أب. فإذا تم تزاوج (١٠) سلالات آباء مع (٥٠) سلالة أمهات ، بمعدل خمس سلالات مختلفة لكل سلالة من سلالات الآباء .. يصبح عدد التلقيحات الفردية ١٠ × ٥ = ٥٠ تلقيحاً. ويستخدم – غالبا – تصميم القطاعات العشوائية الكاملة كتصميم إحصائى لدراسة الصفات .

ويتم تقسيم الاختلافات بين التلقيحات إلى اختلافات بين الآباء (الذكور) ، واختلافات بين الأمهات (الإناث) لكل ذكر ، وتكون مصادر الاختلافات ودرجات الحرية فى التحليل الإحصائى على النحو التالى :

مصادر الاختلافات	درجات الحرية	التباين
المكررات	r-1	
الذكور	m-1	M_3
الإناث لكل ذكر	m(f-1)	M_2
الخطأ التجريبى	(r-1) (mf-1)	M_1
الكلى	rmf-1	

حيث تمثل (r) عدد المكررات، و (m) عدد نباتات أو سلالات الآباء (الذكور) ، و (f) عدد نباتات أو سلالات الأمهات (الإناث) المستخدمة مع كل ذكر ، هذا .. ويعد تباين الذكور ممثلاً للقدرة العامة على التآلف بينما يعد تباين الإناث ممثلا للقدرة الخاصة على التآلف ، وتشتمل توقعات التباينات المختلفة على مايلى :

$$M_3 = V_e + r\,(\text{Cov FS} - \text{Cov HS}) + rf\,\text{Cov HS}$$

$$M_2 = V_e + r\,(\text{Cov FS} - \text{Cov HS})$$

$$M_3 = V_e$$

علما بأن Cov FS هو التباين المرافق لعائلات الأقارب التامة ، Cov HS هو التباين لعائلات أنصاف الأقارب ، V_e هو تباين الخطأ التجريبى . وبذا يمكن حساب التباين الإضافى (VA) وتباين السيادة (VD) بنفس الطريقة التى سبق بيانها لدى مناقشة تصميم دياليل .

هذا .. ويمكن إجراء التصميم بالطريقة التى سبق بيانها مع زراعة عدد K من النباتات فى كل قطعة تجريبية (Plot) وإجراء تحليل التباين على النحو التالى :

مصادر الاختلافات	درجات الحرية	توقعات متوسط المربعات
الذكور	m-1	$V+kV_t+rkV_{f/m}+nrkV_m$
الإناث لكل ذكر	m(f-1)	$V+kV_t+rkV_{f/m}$
القطع التجريبية لكل ذكر		
ولكل أنثى	mf(r-1)	$V+kV_t$
الخطأ التجريبى	mfr(k-1)	V
الكلى	mfrk-1	

علماً بأن :

V مجموع التباين الوراثى ، والتباين البيئى داخل القطع التجريبية .

V_t تباين تأثير القطع التجريبية .

V_f تباين تأثير الأمهات .

V_m تباين تأثير الآباء الذكور .

ويحسب التباين الإضافى (V_A) وتباين السيادة (V_D) كما يلى :

$$\frac{1}{4} V_A = V_m$$

$$\frac{1}{4} V_A + \frac{1}{4} V_D = V_f$$

تصميم رقم ٢ Design II

تقدر مكونات التباين الوراثى – كذلك – بواسطة مايعرف بالتصميم رقم (٢) ، وهو

تصميم عاملى factorial design ، تمثل فيه بعض النباتات المنتخبة من عشيرة تكثر فيها الاختلافات الوراثية كآباء (ذكور) ، والبعض الآخر كأمهات(إناث) ويلقح كل أب مع كل أم ، ولكن لاتلقح الآباء مع بعضها كما لاتلقح الأمهات مع بعضها كذلك ؛ وبذا .. يكون عدد التلقيحات الفردية الممكنة مساوياً لعدد الآباء (P_m) ، مضروباً فى عدد الأمهات (P_f) ؛ فلو كان عدد الآباء ثمانية ، وكان عدد الأمهات ستاً ، يكون عدد التلقيحات الفردية الممكنة ٨ × ٦ = ٤٨ تلقيحاً .

تقسم الاختلافات بين التلقيحات إلى اختلافات بين الآباء (الذكور) ، واختلافات بين الأمهات (الإناث) ، والتفاعل بين الذكور والإناث . ويمكن اعتبار التباين المرافق بين عائلات أنصاف الأقارب أنه Cov HS_m عندما يكون الأب (الذكر) مشاركاً فى كل التلقيحات ، و Cov HS_f حينما تكون الأم (الأنثى) مشاركة فى كل التلقيحات ، علما بأنه تتساوى مكونات التباين الوراثى المزاملة لكل منهما . وعندما تكون الآباء (الذكور والإناث) سلالات مرباة تربية داخلية (أى حينما تكون قيمة F مساوية للصفر) .. تكون مكونات التباين الوراثى كما يلى .

$$\text{Cov } HS_m \text{ and Cov } HS_f = \frac{1}{4} V_A + \frac{1}{16} V_{AA}$$

ويضاف إلى الجانب الأيمن من المعادلة الدرجات الأعلى من تباينات التفوق الإضافية . أما حينما تكون الآباء (الذكور والإناث) عبارة عن سلالات مرباه تربية داخلية (أى حينما تكون قيمة (F = 1) .. تصبح مكونات التباين الوراثى كما يلى :

$$\text{Cov } HS_m \text{ and Cov } HS_f = \frac{1}{2} V_A + \frac{1}{4} V_{AA}$$

ويضاف إلى الجانب الأيمن من المعادلة الدرجات الأعلى من تباينات التفوق الإضافية . وتستخدم قيم التباينات المرافقة لعائلات أنصاف الأقارب لكل من الآباء (الذكور) والأمهات (الإناث) فى إيجاد تقديرات مستقلة للتباين الإضافى (VA) . أما تقدير تباين السيادة (VD) ؛ فيمكن الحصول عليه من العلاقة التالية :

$$\text{Cov } FS - (\text{Cov } HS_m + \text{Cov } HS_f) = V_D$$

علما بأن

$$V_{mxf} = V_e + r \, (\text{Cov } FS - \text{Cov } HS_f - \text{Cov } HS_m)$$

حيث تمثل (V_{mxf}) تباين التفاعل بين الذكور والإناث ، و (V_e) تباين الخطأ التجريبى، و r عدد المكررات المستعملة فى التصميم الإحصائى . وتكون مصادر الاختلافات ودرجات الحرية فى التحليل الإحصائى على النحو التالى :

مصادر الاختلافات	درجات الحرية	التباين
المكررات (r)	r-1	
الذكور (m)	m-1	M_4
الإناث (f)	f-1	M_3
الذكور × الإناث	(m-1) (f-1)	M_2
الخطأ التجريبي	(r-1) (mf-1)	M_1
الكلى	rmf-1	

علماً بأن توقعات التباينات المختلفة تتضمن ما يلى :

$$M_4 = V_e + r\,(Cov\ FS - Cov\ HS_f - Cov\ HS_m) + rf\,Cov\ HS_m$$

$$M_3 = V_e + r\,(Cov\ FS - Cov\ HS_f - Cov\ HS_m) + rm\ Cov\ HS_f$$

$$M_2 = V_e + r\,(Cov\ FS - Cov\ HS_f - Cov\ HS_m)$$

$$M_1 = V_e$$

حيث يمثل (V_e) تباين الخطأ التجريبى ، و (Cov FS) التباين المرافق لعائلات الأقارب التامة ، و ($Cov\ HS_f$) التباين المرافق لعائلات أنصاف الأقارب حينما تكون الأم(الأنثى) مشاركة فى كل التلقيحات ، و ($Cov\ HS_m$) التباين المرافق لعائلات أنصاف الأقارب ، حينما يكون الأب (الذكر) مشاركا فى كل التلقيحات (عن Sprague ١٩٦٦، Fehr ١٩٨٧)

درجة التوريث

يرتبط مفهوم درجة التوريث Heritability – عادة – بالصفات الكمية ، إلا إنه لايوجد ما يحول دون استعمالها مع الصفات البسيطة التى تتأثر كثيراً بالعوامل البيئية . ويعنى