

أمد محمد النقيب

التحسين الوراثي للحيوان

أ.د. ماهر حسب النبي خليل
أستاذ وراثه وتربية الحيوان

د. علي بن محمد السيف
أستاذ مشارك وراثه وتربية الحيوان

قسم إنتاج الحيوان وتربيته
كلية الزراعة والطب البيطري
جامعة القصيم

Qassim
University

النشر العلمي والترجمة

جامعة القصيم

بريدته - ص.ب. ٦٦٦٦ - ٥١٤٥٢

ح جامعة القصيم ، ١٤٣٢هـ (٢٠١١م)

فهرسة مكتبة الملك فهد الوطنية أثناء النشر

وافق المجلس العلمي على نشر هذا الكتاب وذلك في جلسته التاسعة للعام الدراسي ١٤٣١-١٤٣٢هـ المنعقدة بتاريخ

١٤٣٢/٢/٢٦هـ الموافق ٢٠١١/١/٣م.

إهداء

- إلى طلاب مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا في مجال الإنتاج الحيواني والطب البيطري بكلية الزراعة والطب البيطري بجامعة القصيم.
 - إلى كل طلاب مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا وأعضاء هيئة التدريس والباحثين في مجال وراثية الحيوان والتحسين الوراثي للحيوانات الزراعية بجامعة طننا العربي العزيز.
 - إلى الهيئات البحثية الحكومية والمنظمات الدولية التي تخطط لبرامج التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية في بلداننا العربية من المحيط إلى الخليج.
- نهدي لكم هذا المؤلف مع الدعاء أن يوفقنا الله وإياكم وما فيه الخير لوطننا العربي العزيز ، ، ،

المؤلفان

أ.د. ماهر حسب النبي خليل

د. علي بن محمد السيف

المقدمة

اللهم لا علم لنا إلا ما علمتنا ونحمدك ربنا على توفيقنا في إعداد هذا الكتاب وندعو الله العلي القدير أن يكون في هذا الكتاب النفع للمهتمين بدراسة سبل وتخطيط التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية في وطننا العربي العزيز.

بداية لتقديم هذا الكتاب يجدر الإشارة هنا أننا قد تعرضنا في مؤلف سابق تحت مسمى "أسس تربية ووراثة الحيوان" الأسس الوراثية اللازمة للتحسين الوراثي للحيوانات الزراعية وأهم المقاييس الوراثية للصفات وخاصة الكمية منها مع الشرح بالتفصيل طرق التربية المستخدمة في الحيوانات الزراعية. ومن ثم كان لزاما علينا أن نترجم هذه الأسس إلى برامج للتقييم والتحسين الوراثي ومن ثم وضع إستراتيجيات للتحسين الوراثي Genetic Improvement Strategies ببلدان الوطن العربي وكذلك الإستراتيجية التي يمكن اتباعها للوصول إلى الأهداف المنشودة من التحسين الوراثي بطريقة اقتصادية؟ ومن ثم تنبت فكرة توصيف برامج التقييم والتحسين الوراثي ودراسة النقاط الواجب توافرها عند وضع إستراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية من خلال تحديد أهداف برنامج التربية والتحسين وعمل التقييم الوراثي للسلاسل المختلفة وإمكانية تحسين السلالات من خلال الانتخاب مع الحصول على تركيبات وراثية معينة مرغوبة من خلال الخلط واستغلال الآثار التفاعلية بين الجينات

ومعرفة التكلفة الاقتصادية من برنامج التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية تحت ظروف منطقتنا العربية وتحديد الجدوى الاقتصادية لبرامج التحسين الوراثي. ولتغطية هذه الجوانب بأسلوب وراثي دقيق كان لزاما علينا إدراج الطرق والأساليب الوراثية الحديثة "Genetic Updated Methodologies" بهذا الكتاب والمستخدم في التقييم الوراثي للحيوانات والتي تطورت في العقدين الأخيرين بشكل ملحوظ مما كان له الأثر الجيد في ارتفاع معدلات التحسين الوراثي وبالتالي نجاح برامج التحسين الوراثي.

ومن النقاط التي تم سردها سابقا نشأة فكرة إعداد هذا الكتاب حيث إن الكتب والمراجع العربية التي تتناول مواضيع التحسين الوراثي نادرة للغاية ولقد نشأت أيضا فكرة إعداد هذا الكتاب نظرا للحاجة الماسة لطلاب مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا والباحثين في وطننا العربي الكبير إلى مرجع يساعدهم في فهم الأسس والطرق العلمية في التقييم والتحسين الوراثي للحيوانات الزراعية. وبالإضافة إلى ذلك فلقد راعينا بقدر المستطاع أن يحتوي الكتاب على مفردات مقرر "التحسين الوراثي للحيوان (٤١٢ نحت)" والمقرر على طلاب مرحلة البكالوريوس بقسم إنتاج الحيوان وتربيته بجامعة القصيم والجامعات السعودية الأخرى وكذلك مقرر "تربية ووراثة الحيوان متقدم (٥٢١ نحت)" وهو من المقررات الإلزامية لجميع طلاب الدراسات العليا بالقسم ومقرر "التقييم والتحسين الوراثي للحيوان (٥٣٩ نحت)" وهو من المقررات المقررة على طلاب الدراسات العليا الذين يدرسون في مجال التحسين الوراثي للحيوان بنفس القسم بجامعة القصيم والجامعات السعودية الأخرى. ويجدر الإشارة هنا إلى أن هناك كتابا آخر تحت مسمى "أسس تربية ووراثة الحيوان" (خليل ٢٠٠٧) والذي يحتوي على خمسة عشر فصلا حيث يعد ذلك الكتاب مقدمة وأساسا لهذا الكتاب.

طبقا لما ورد ذكره فإن هذا الكتاب يحتوي على أربعة عشر فصلا حيث تناول الفصل الأول بعض التعاريف للمصفوفات الخاصة وعملياتها الرياضية واستخداماتها في نماذج وطرق التقييم الوراثي للحيوان، والفصل الثاني تناول تعديل السجلات للعوامل غير الوراثية وتقدير الكفاءة الإنتاجية للحيوان، والفصل الثالث تناول تقسيم طرق الانتخاب للتحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية، والفصل الرابع تناول التحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب لأداء الصفة (الانتخاب الفردي والعائلي وداخل العائلة)، والفصل الخامس تناول التقييم والتحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب باختبار النسل، والفصل السادس تناول الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة وراثيا والتغيير المصاحب المتوقع من الانتخاب والفصل السابع تناول التقييم الوراثي للحيوان بتقدير القيمة التربوية لصفة واحدة باستخدام معلومات الأقارب والأسلاف والفصل الثامن تناول التحسين الوراثي لأكثر من صفة من خلال الانتخاب باستخدام دليل الانتخاب أو أحسن متنبئ خطي، والفصل التاسع تناول التقييم الوراثي للحيوان لصفة واحدة باستخدام النموذج الأبوي وتوفر سجل واحد لكل نسل، والفصل العاشر تناول التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام نموذج الحيوان Animal Model وتوفر سجل واحد للحيوان، والفصل الحادي عشر تناول التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام نموذج الحيوان وحالة تعدد السجلات للحيوان، والفصل الثاني عشر تناول التحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية من خلال خلط السلالات، والفصل الثالث عشر تناول خلط السلالات والتحسين الوراثي من خلال الانتخاب لقدرة التوافق العامة والخاصة لإنتاج الهجن التجارية في الحيوانات الزراعية، والفصل الرابع عشر تناول إستراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية في المنطقة العربية، والفصل الخامس عشر تناول قائمة المراجع

العربية والأجنبية، والفصل السادس عشر تناول ثبت المراجع العلمية (عربي - إنجليزي وإنجليزي - عربي)، والفصل السابع عشر تناول كشاف الموضوعات. وفي النهاية لا يفوتنا أن نشكر أستاذنا الدكتور صلاح جلال أستاذ تربية ووراثة الحيوان بكلية الزراعة جامعة عين شمس بمصر والخبير السابق بمنظمة الأغذية والزراعة بالأمم المتحدة الذي شجعنا كثيرا على كتابة وإعداد هذا المؤلف.

المؤلفان

أ.د. ماهر حسب النبي خليل

د. علي بن محمد السيف

مايو ٢٠٠٩م

المحتويات

الصفحة

..... المقدمة	
..... قائمة المحتويات	
..... قائمة الأشكال	
..... قائمة الجداول	
..... الفصل الأول: تعاريف بعض المصفوفات الخاصة وعملياتها الرياضية واستخداماتها	
..... في نماذج وطرق التقييم الوراثي للحيوان	
..... ١,١ تعريف المصفوفة	
..... ١,٢ المصفوفات الخاصة	
..... ١,٢,١ المصفوفة المربعة	
..... ١,٢,٢ المصفوفة القطرية	
..... ١,٢,٣ المصفوفة المربعة ثلاثية الزوايا	
..... ١,٢,٤ المصفوفة المنتظمة	
..... ٣,١ العمليات الحسابية الأساسية للمصفوفات	
..... ١,٣,١ عكس المصفوفة	

.....	١,٣,٢ جمع وطرح المصفوفات
.....	١,٣,٣ حاصل ضرب المصفوفات
.....	٤,٣,١ الناتج المباشر لضرب المصفوفات
.....	١,٣,٥ قلب المصفوفة
.....	١,٣,٥,١ المفهوم الرياضي لمقلوب المصفوفة
.....	١,٣,٥,٢ مقلوب المصفوفة 2×2
.....	١,٣,٥,٣ مقلوب المصفوفة 3×3
.....	٦,٣,١ رتبة المصفوفة
.....	٧,٣,١ مقلوب المصفوفة المعمم (العمومي)
.....	١,٣,٨ القيم الخاصة

الفصل الثاني: تعديل السجلات للعوامل غير الوراثية وتقدير الكفاءة الإنتاجية

للحيوان

.....	٢,١ سجلات الإنتاج وأهمية التسجيل
.....	٢,٢ نظم تسجيل بيانات الإنتاج والتناسل في بريطانيا وأمريكا
.....	٢,٢,١ نظم التسجيل في بريطانيا
.....	٢,٢,٢ نظم التسجيل في الولايات المتحدة الأمريكية
.....	٢,٣ مفهوم تعديل سجلات الحيوان
.....	٢,٣,١ عوامل التصحيح في البقر
.....	٢,٣,٢ عوامل التصحيح في الغنم
.....	٢,٤ كيفية اشتقاق عوامل التصحيح
.....	٢,٥ طرق تصحيح القيم المظهرية

.....	٢,٦ تعديل سجلات ماشية الحليب للعوامل غير الوراثة (البيئية المؤقتة)
.....	٢,٦,١ تعديل طول فترة الإدرار إلى ٣٠٥ يوم
.....	٢,٦,٢ تعديل عدد مرات الحليب إلى مرتين يوميا
.....	٢,٦,٣ تعديل عمر البقرة إلى معادل النضج
.....	٢,٦,٤ تعديل نسبة الدهن أو البروتين في الحليب إلى ٤٪
.....	٢,٦,٥ التعديل لطول فترة الأيام المفتوحة
.....	٢,٧ مثال محلول لتعديل سجلات الحليب
.....	٢,٨ تقدير الكفاءة الإنتاجية للحيوان لأغراض الانتخاب والاستبعاد
.....	٢,٨,١ مفهوم الكفاءة الإنتاجية للحيوان وأهميتها تقديرها
.....	٢,٨,٢ عناصر قياس الكفاءة الإنتاجية
.....	٢,٨,٢,١ سجلات الإنتاج
.....	٢,٨,٢,٢ متوسط القطيع
.....	٢,٨,٢,٣ المعامل التكراري
.....	٢,٨,٢,٤ المكافئ الوراثي
.....	٢,٨,٣ تقدير أقصى مقدرة إنتاجية محتملة
.....	٢,٨,٣,١ حساب أقصى مقدرة إنتاجية محتملة في حالة وجود سجل واحد للحيوان
.....	٢,٨,٣,٢ حساب المقدرة الإنتاجية المحتملة في حالة وجود أكثر من سجل للحيوان
.....	٢,٨,٤ تقدير القيمة التربوية باستخدام سجلات الحيوان المصححة للعوامل غير الوراثة
.....	٢,٨,٤,١ القيمة التربوية المحتملة في حالة وجود سجل واحد للحيوان
.....	٢,٨,٤,٢ القيمة التربوية المحتملة في حالة وجود أكثر من سجل واحد للحيوان

الفصل الثالث: تقسيم طرق الانتخاب لتحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية

- ٣,١ كفاءة الانتخاب
- ٣,٢ الانتخاب لصفة واحدة
- ٣,٢,١ الانتخاب باختبار أداء الصفة
- ٣,٢,٢ الانتخاب باختبار النسل
- ٣,٢,٣ الانتخاب باستخدام معلومات الأسلاف والأقارب
- ٣,٣ الانتخاب لأكثر من صفة
- ٣,٣,١ النقاط الواجب مراعاتها عند الانتخاب لأكثر من صفة
- ٣,٣,٢ المقاييس الوراثية الواجب توافرها عند إجراء الانتخاب لأكثر من صفة
- ٣,٣,٣ طرق الانتخاب لأكثر من صفة
- ٣,٣,٣,١ الانتخاب المتسلسل
- ٣,٣,٣,٢ الانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة
- ٣,٣,٣,٣ دليل الانتخاب أو أحسن متنبئ خطي
- ٣,٤ الانتخاب للجينات الكبرى
- ٣,٥ الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية

الفصل الرابع: التحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب لأداء الصفة

(الانتخاب الفردي والعائلي وداخل العائلة)

- ٤,١ الانتخاب الفردي لصفة واحدة
- ٤,١,١ الأساس الوراثي للانتخاب الفردي وكيفية إجرائه (تطبيقه)
- ٤,١,٢ مثال محلول عن الانتخاب الفردي لصفة واحدة
- ٤,١,٣ التنبؤ بالعائد الوراثي للانتخاب الفردي باستخدام التغاير بين الآباء والنسل

.....	٤,٢ الانتخاب العائلي لصفة واحدة.....
.....	٤,٢,١ الأساس الوراثي للانتخاب العائلي.....
.....	٤,٢,٢ كيفية إجراء (تطبيق) الانتخاب العائلي.....
.....	٤,٢,٣ مثال محلول عن الانتخاب العائلي لصفة واحدة.....
.....	٤,٢,٤ الحالات التي ترتفع فيها كفاءة الانتخاب العائلي.....
.....	٤,٢,٥ مقارنة كفاءة الانتخاب العائلي بكفاءة الانتخاب الفردي (المظهري).....
.....	٤,٣ الانتخاب داخل العائلات لصفة واحدة.....
.....	٤,٣,١ الأساس الوراثي للانتخاب داخل العائلات وطريقة إجرائه.....
.....	٤,٣,٢ مثال محلول عن الانتخاب داخل العائلات.....
.....	٤,٣,٣ مقارنة كفاءة الانتخاب داخل العائلات بالنسبة لكفاءة الانتخاب الفردي.....
	الفصل الخامس: التقييم والتحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب

باختبار النسل

.....	٥,١ مفهوم اختبار النسل للانتخاب لصفة واحدة.....
.....	٥,٢ انتخاب الطلائق وتطور تقييمها.....
.....	٥,٢,١ تقييم الطلائق باستخدام متوسط بنات الطلوقة.....
.....	٥,٢,٢ تقييم الطلائق بمقارنة البنات بالأمهات.....
.....	٥,٢,٣ تقييم الطلائق باستخدام مقارنة المعاصرات.....
.....	٥,٣ النظام البريطاني لاختبار الطلائق.....
.....	١-٥,٣ مفهوم النظام البريطاني لاختبار الطلائق.....
.....	٢-٥,٣ مثال محلول للنظام البريطاني لاختبار الطلائق.....
.....	٥,٤ النظام الأمريكي لتقييم الطلائق.....

٥,٤,١ مفهوم وطريقة إجراء النظام الأمريكي لتقييم الطلائق.....

٥,٤,٢ مثال محلول للنظام الأمريكي لاختبار الطلائق.....

الفصل السادس: الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة وراثيا والتغير المصاحب

المتوقع من الانتخاب

٦,١ تقدير الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة.....

٦,٢ تقدير التغير المصاحب المتوقع من استخدام الانتخاب الفردي.....

٦,٣ تقدير التغير المصاحب المتوقع من استخدام اختبار النسل.....

٦,٤ تقدير التغير المصاحب المتوقع عند استخدام الانتخاب المشترك بين اختبار النسل

والانتخاب الفردي.....

٦,٥ مثال محلول لتقدير التغير المصاحب.....

الفصل السابع: التقييم الوراثي للحيوان بتقدير القيمة التربوية لصفة واحدة باستخدام

معلومات الأقارب والأسلاف

٧,١ حدود ومعدلات التحسين الوراثي عند توافر سجلات الأقارب.....

٧,٢ مصادر التحسين الوراثي.....

٧,٢,١ آباء الطلائق.....

٧,٢,٢ أمهات الطلائق.....

٧,٢,٣ آباء الإناث.....

٧,٢,٤ أمهات الإناث.....

٧,٣ الفروض الواجب توافرها لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات أقاربه.....

٧,٤ المعادلة العامة لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات أقاربه.....

٧,٥ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات

الأقارب.....

المحتويات

ف

- ٧,٥,١ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات
أسلافه فقط
- ٧,٥,١,١ توافر سجل الأم أو الأب.....
- ٧,٥,١,٢ توافر سجل الأم وجددة الفرد من الأم
- ٧,٥,١,٣ توافر سجل الأم وجددة الفرد من الأب
- ٧,٥,٢ أمثلة محلولة لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجلات الأسلاف
- ٧,٥,٢,١ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم وجددة الفرد من الأم.
- ٧,٥,٢,٢ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم وجددة الفرد من الأم
وجددة الفرد من الأب
- ٧,٥,٢,٣ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم أو الأب وجددة الفرد
من الأم وجددة الفرد من الأب
- ٧,٥,٣ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات أسلافه
وسجل الفرد نفسه.....
- ٧,٥,٣,١ توافر سجل الفرد نفسه فقط
- ٧,٥,٣,٢ توافر سجل الفرد نفسه.....
- ٧,٥,٣,٣ توافر سجل الفرد نفسه.....
- ٧,٥,٣,٤ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه ..
- ٧,٥,٣,٥ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبيه ..
- ٧,٥,٤ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات أسلافه
وسجل الفرد نفسه وسجلات أشقاؤه.....
- ٧,٥,٤,١ توافر سجل الأم وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية
- ٧,٥,٤,٢ توافر سجل الأب وسجلات أنصاف الأشقاء الأبوية.....

- ٧,٥,٤,٣ توافر سجل الفرد نفسه وسجلات أنصاف الأشقاء الأبوية.....
- ٧,٥,٤,٤ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية.....
- ٧,٥,٤,٥ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبوه وسجلات أنصاف الأشقاء الأبوية.....
- ٧,٥,٤,٦ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبوه وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية.....
- ٧,٥,٤,٧ أمثلة محلولة لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه وسجلات أنصاف الأشقاء الأبوية.....
- ٧,٥,٥ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات الأخوة.....
- ٧,٥,٥,١ في حالة توافر سجل الفرد نفسه وتوافر سجل الأخوة.....
- ٧,٥,٥,٢ عدم توافر سجل الفرد نفسه وتوافر سجل الأخوة.....
- ٧,٥,٦ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات النسل.....
- ٧,٥,٦,١ استخدام سجل نسل الفرد فقط.....
- ٧,٥,٦,٢ استخدام سجل الفرد نفسه وسجل نسله.....
- ٧,٥,٦,٣ استخدام سجل الأم وأنصاف الأشقاء الأبوية وسجلات النسل كأنصاف أشقاء
- الفصل الثامن: التحسين الوراثي لأكثر من صفة من خلال الانتخاب باستخدام دليل الانتخاب أو أحسن متنبئ خطي**

- ٨,١ مفهوم دليل الانتخاب ومميزاته.....
- ٨,٢ المعلومات المطلوبة لعمل دليل الانتخاب.....
- ٨,٣ إجراء وتطبيق أدلة الانتخاب.....
- ٨,٤ تكوين (اشتقاق) أدلة الانتخاب.....
- ٨,٤,١ تمثيل الصفات في الدليل.....
- ٨,٤,٢ الوراثة التجمعية الكلية للحيوان.....
- ٨,٤,٣ حساب معامل الانحدار الجزئي لكل صفة.....

المحتويات

ق

- ٨,٤,٣,١ القيمة المتوقعة للتباينات والتغايرات الوراثية.....
- ٨,٤,٣,٢ إجراء التفاضل الجزئي لاستخراج معاملات الانحدار الجزئية.....
- ٨,٤,٣,٣ حل المعادلات الآنية لتكوين دليل الانتخاب.....
- ٨,٤,٣,٤ عمل دليل الانتخاب باستخدام المصفوفات.....
- ٨,٥ أمثلة محلولة لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية وتكوين أدلة الانتخاب باستخدام المعادلات الآنية.....
- ٨,٦ مثال محلول باستخدام المصفوفات 2×2 لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية وتكوين أدلة الانتخاب.....
- ٨,٦,١ حساب معاملات الانحدار الجزئية.....
- ٨,٦,٢ تباين دليل الانتخاب.....
- ٨,٦,٣ تباين القيمة الوراثية الكلية.....
- ٨,٦,٤ حساب دقة الدليل.....
- ٨,٧ مثال محلول باستخدام المصفوفات 3×3 لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية وتكوين أدلة الانتخاب.....
- ٨,٧,١ إيجاد مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المظهري.....
- ٨,٧,٢ حساب معاملات الانحدار الجزئية.....
- ٨,٧,٣ تباين دليل الانتخاب.....
- ٨,٧,٤ تباين القيمة الوراثية الكلية.....
- ٨,٧,٥ حساب دقة الدليل.....
- ٨,٨ مثال تطبيقي لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية باستخدام برنامج SAS.....

الفصل التاسع: التقييم الوراثي للحيوان لصفة واحدة باستخدام النموذج الأبوي وتوفير

سجل واحد لكل نسل

- ٩,١ القيود المفروضة علي النموذج الأبوي.....
- ٩,٢ تكوين مصفوفة القرابة وحساب مقلوبها
- ٩,٣ استخدام النموذج الأبوي في تقدير القيمة التربوية.....
- ٩,٤ أمثلة محلولة لتقدير BLUP باستخدام النموذج الأبوي.....
- ٩,٥ استخدام النموذج الأبوي لصفة واحدة في تقدير التأثيرات الثابتة BLUE والقيمة الوراثية BLUP ومكونات التباين
- ٩,٦ مثال محلول لتقدير التأثيرات الثابتة BLUE والقيمة الوراثية BLUP ومكونات التباين باستخدام النموذج الأبوي.....

الفصل العاشر: التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام نموذج الحيوان Animal Model

وتوفر سجل واحد للحيوان

- ١٠,١ مفهوم نموذج الحيوان.....
- ١٠,٢ النموذج الخطي لنموذج الحيوان وتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية.....
- ١٠,٢,١ النموذج الخطي المقترح للتقييم الوراثي
- ١٠,٢,٢ تقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية في حالة تجاهل القرابة بين الأفراد
- ١٠,٢,٣ تقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية عند الأخذ في الاعتبار القرابة بين الأفراد ...
- ١٠,٣ النموذج الوراثي التجمعي للحيوان في حالة توافر سجل واحد للصفة لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية ومكونات التباين
- ١٠,٣,١ نموذج الحيوان المقترح
- ١٠,٣,٢ توقعات مكونات التباين والتغاير.....
- ١٠,٣,٣ معادلات النموذج المختلط.....

١٠.٤	أمثلة محلولة لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية ومكونات التباين من نموذج الحيوان لصفة واحدة عند توافر سجل واحد للحيوان.....
١٠.٤.١	مثال محلول لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية
١٠.٤.١.١	نموذج الحيوان المقترح
١٠.٤.١.٢	توقعات النموذج.....
١٠.٤.١.٣	تكوين المصفوفات وحل معادلات النموذج
١٠.٤.١.٤	إيجاد حلول لمعادلات المربعات الدنيا.....
١٠.٤.١.٥	تمرين للحل لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية
١٠.٥.١	تقدير التأثيرات الثابتة والعشوائية.....
١٠.٥.٢	عمل معادلات النموذج المختلط.....
١٠.٥.٣	الحصول علي معادلات أقل المربعات العادية
١٠.٥.٤	إيجاد مقلوب مصفوفة القرابة:
١٠.٥.٥	إيجاد حلول المعادلات للتأثيرات الثابتة BLUE وللتأثيرات العشوائية BLUP.....
١٠.٦	حساب مكونات التباين بطريقة MIVQUE
١٠.٦.١	حساب مكون التباين للخطأ العشوائي.....
١٠.٦.٢	حساب مكون التباين العشوائي للحيوان.....
الفصل الحادي عشر: التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام نموذج الحيوان وحالة	

تعدد السجلات للحيوان

١١.١	نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات
١١.٢	توقعات نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات
١١.٣	تطبيق نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات وفي حالة أن تكون الحيوانات مرتبطة
١١.٤	التنبؤ بالقيمة التمريية وتقدير المقدرة الإنتاجية الحقيقية

- ١١,٥ مثال محلول لتقدير مكونات التباين والتأثيرات الثابتة والقيم الوراثية باستخدام نموذج الحيوان عند تعدد السجلات للحيوان
- ١١,٥,١ نموذج الحيوان الخطي في حالة تعدد سجلات الحيوان
- ١١,٥,٢ مصفوفة القرابة للحيوانات
- ١١,٥,٣ إيجاد حلول لمعادلات النموذج المختلط
- ١١,٥,٣ إيجاد حلول لمعادلات أقل المربعات العادية
- ١١,٦ تقدير مكونات التباين باستخدام طريقة MIVQUE
- ١١,٦,١ تباين التأثيرات العشوائية للحيوان
- ١١,٦,٢ تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة
- ١١,٦,٣ تباين التأثيرات العشوائية للبيئة المتبقية
- ١١,٦,٤ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للحيوان
- ١١,٦,٥ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة
- ١١,٦,٦ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للخطأ العشوائي
- ١١,٦,٧ إيجاد مكونات التباين

الفصل الثاني عشر: التحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية من خلال خلط

السلالات

- ١٢,١ النموذج الوراثي لخلط السلالات
- ١٢,١,١ نموذج التأثير الوراثي المباشر وقوة الخلط في الفرد نفسه
- ١٢,١,٢ نموذج تأثير الأمومة وقوة الخلط الأمية
- ١٢,١,٣ نموذج تأثير الأبوة وقوة الخلط الأبوية
- ١٢,٢ أغراض الخلط بين السلالات
- ١٢,٢,١ تكوين سلالات جديدة مركبة من نسب معينة بين سلالتين أو أكثر

.....	١٢,٢,٢ إنتاج حيوانات لحم للتسويق
.....	١٢,٣ نظم خلط السلالات
.....	١٢,٣,١ الخلط البسيط
.....	١٢,٣,٢ الخلط الدوري
.....	١٢,٣,٣ الخلط الدوري مع طلوقة نهائي
.....	١٢,٣,٤ خلط السلالات عندما يكون أحد الأبوين أو كليهما خليطاً
.....	١٢,٣,٥ الخلط الرجعي
.....	١٢,٣,٦ التدريب
.....	١٢,٣,٦,١ مفهوم التدريب وأغراضه
.....	١٢,٣,٧ نظام خلط الطلوقة المهجين المتكرر
.....	١٢,٤ النتائج المتوقعة من خلط السلالات
.....	١٢,٥ تخطيط إستراتيجيات خلط السلالات
الفصل الثالث عشر: خلط السلالات والتحسين الوراثي من خلال الانتخاب لقدرة	
التوافق العامة والخاصة لإنتاج الهجن التجارية في الحيوانات الزراعية	
.....	١٣,١ النموذج الرياضي لتحليل بيانات خلط السلالات (٤×٤) لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة
.....	١٣,٢ معادلات المربعات الدنيا للنموذج الرياضي
.....	١٣,٣ وضع القيود علي النموذج الرياضي لتقدير المكونات الوراثية
.....	١٣,٤ حساب الثوابت والمتوسطات والخطأ القياسي
.....	١٣,٥ حساب مجموع المربعات وتكوين جدول تحليل التباين
.....	١٣,٦ تقدير مكونات التباين لقدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية
.....	١٣,٧ مثال رقمي محلول لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية:

- ١٣,٧,١ تكوين معادلات المربعات الدنيا
- ١٣,٧,٢ حساب مجموع المربعات المختزلة
- ١٣,٧,٣ تكوين جدول تحليل التباين لتقدير تباين قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية
- ١٣,٧,٣ ١. حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق العامة
- ١٣,٧,٣ ٢. حساب مجموع المربعات للمقدرة الأمية
- ١٣,٧,٣ ٣. حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق الخاصة
- ١٣,٧,٤ تقدير مكونات التباين لقدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية
- الفصل الرابع عشر: إستراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية في المنطقة**

العربية

- ١٤,١ النقاط الواجب توافرها عند وضع استراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية
- ١٤,٢ الجانب الفني والتنظيمي في إستراتيجية التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية
- ١٤,٣ الانتخاب في السلالات المحلية بالوطن العربي
- ١٤,٤ استيراد بعض السلالات من الحيوانات الزراعية وتقييمها تحت ظروفنا البيئية
- ١٤,٤,١ ديناميكية القطيع
- ١٤,٤,٢ عوامل التغيير الوراثي
- ١٤,٤,٣ المستوى الوراثي القاعدي
- ١٤,٤,٣,١ المستوى الوراثي القاعدي الثابت
- ١٤,٤,٣,٢ المستوى الوراثي القاعدي المتحرك
- ١٤,٤,٣,٣ المستوى الوراثي القاعدي التدريجي
- ١٤,٤,٤ الطريقة المقترحة لاختيار الطلائق

الوطن العربي	١٤,٥
..... استيراد السائل المنوي من الخارج	١٤,٥,١
..... الاعتماد علي السائل المنوي المنتج محليا	١٤,٥,٢
..... المراجع العربية	١٥,١
..... المراجع الأجنبية	١٥,٢
..... ثبت المصطلحات	١٦
..... كشف الموضوعات	١٧

قائمة الأشكال

الصفحة

- الشكل رقم (٢،١). برنامج قومي مقترح لتسجيل الإنتاج في الحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية.....
- الشكل رقم (١٢،٢). برنامج خلط كباش البوردليسستر مع نعاج الشيفوت لإنتاج حيوانات لحم للتسويق في اسكتلندا وشمال إنجلترا.....
- الشكل رقم (١٢،٣). برامج خلط الأغنام المحلية بالأغنام الأجنبية بالمنطقة العربية بمصر لإنتاج حيوانات للتسويق.....
- الشكل رقم (١٢،٤). الخلط البسيط بين سلالتين من الأرانب النيوزيلندية والبلدية في المنطقة العربية.....
- الشكل رقم (١٢،٥). التخطيط والنسب الوراثية الناتجة من الخلط الدوري المتناوب بين سلالتين.....
- الشكل رقم (١٢،٦). الخلط الدوري المتناوب بين سلالتين من الأغنام لإنتاج أغنام اللحم والصوف في إستراليا.....
- الشكل رقم (١٢،٧). الخلط الدوري المتناوب بين ثلاثة سلالات للحصول على سلالات جديدة.....

- الشكل رقم (١٢,٨). الخلط الدوري مع طلوقة نهائي للاستفادة من التباين التجمعي بين السلالات من خلال الخلط مع طلوقة في المراحل الأخيرة من برنامج الخلط.....
- الشكل رقم (١٢,٩). خلط السلالات عندما يكون أحد الأبوين أو كليهما خليطاً للاستفادة من قوة الخلط الأمية والأبوية.....
- الشكل رقم (١٢,١٠). الخلط الرجعي للإناث الخليطة مع ذكور أحد الأبوين للاستفادة من قوة الخلط الأمية.....
- الشكل رقم (١٢,١١). تدرج السلالات المحلية بطلائق من سلالة أجنبية للاستفادة من قوة الخلط الأمية وإدخال الجينات المرغوب فيها من السلالة الأجنبية في الحيوانات المحلية المدرجة.....
- الشكل رقم (١٢,١٢). نظام خلط الطلوقة المهجين المتكرر.....
- الشكل رقم (١٢,١٣). كيفية تخطيط إستراتيجية الخلط لتحديد خطة خلط مناسبة.....
- الشكل رقم (١٤,١). الجوانب العلمية والفنية المقترحة لإستراتيجية التحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية في المنطقة العربية.....
- الشكل رقم (١٤,٢). هيكل برنامج النواة المغلق التعاوني للتحسين الوراثي في السلالات المحلية الواعدة بالمنطقة العربية.....
- الشكل رقم (١٤,٣). معدل التحسين الوراثي والمظهري والبيئي نتيجة الانتخاب في محصول اللبن السنوي في الولايات المتحدة الأمريكية خلال السنوات من ١٩٦٠ حتى ٢٠٠٠.....
- الشكل رقم (١٤,٤). المستوى الوراثي القاعدي الثابت لمحصول اللبن السنوي الذي يؤخذ في الاعتبار عن استيراد الطلائق أو الأبقار.....
- الشكل رقم (١٤,٥). المستوى الوراثي القاعدي المتحرك لمحصول اللبن السنوي الذي يؤخذ في الاعتبار عن استيراد الطلائق أو الأبقار.....

قائمة الجداول

الصفحة

- الجدول رقم (٢,١). بعض المعلومات الواجب تسجيلها للأبقار لغرض التقييم.
- الجدول رقم (٢,٢). معاملات التعديل لطول فترة الإدرار إلى ٣٠٥ يوم.
- الجدول رقم (٢,٣). معاملات التعديل إلى مرتين حليب يوميا.
- الجدول رقم (٢,٤). معاملات تعديل عمر البقرة إلى معام النضج.
- الجدول رقم (٢,٥). معاملات تعديل عمر البقرة إلى معام النضج لمحصل ٣٠٥ يوم للفرزيان في مصر.
- الجدول رقم (٢,٦). معام تعديل عمر البقرة إلى معادل النضج لمحصل ٣٠٥ يوم لبقر الهولستين فريزيان المرباة في المملكة العربية السعودية.
- الجدول رقم (٢,٧). معاملات التعديل لطول فترة الأيام المفتوحة لمحصل ٣٠٥ يوم لبقر الهولستين فريزيان المرباة في مصر وكذلك للجاموس المصري.
- الجدول رقم (٣,١). فترة الجليل لبعض حيوانات المزرعة المختلفة.
- الجدول رقم (٣,٤). مقارنة كفاءة الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية بالانتخاب المظهري لصفة واحدة أو صفتين.
- الجدول رقم (٤,١). أداء النسل مقدر بوحدات إنتاجية لكل عائلة أم وأب.

- الجدول رقم (٤,٢). أداء النسل طبقا للجنس لحساب مقدار التحسين من إجراء الانتخاب الفردي في كل من قطيع الذكور والإناث.
- الجدول رقم (٧,١). عوامل الوزن للمكافئ الوراثي عند استخدام أعداد مختلفة من السجلات وقيم مختلفة من المعامل التكراري.
- الجدول رقم (١٢,١). نسبة عدد المواقع الخليطة في أنظمة الخلط المختلفة بعد استقرارها إلى تلك الموجودة في الجيل الأول.
- الجدول رقم (١٣,١). حساب مجموع المربعات وتكوين جدول تحليل التباين لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة.
- الجدول رقم (١٣,٢). حساب درجات الحرية لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة.
- الجدول رقم (١٣,٣). حساب متوسط المربعات المتوقعة لجدول تحليل التباين لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة.

تعريف بعض المصفوفات الخاصة وعملياتها الرياضية واستخداماتها في نماذج وطرق التقييم الوراثي للحيوان

العناصر الأساسية لجبر المصفوفات الضرورية لفهم مبادئ تقدير بعض المقاييس الوراثية بالعشيرة الحيوانية مثل القيمة التربوية للحيوان . أمكن تلخيصها واستعراضها في هذا الفصل ويمكن الرجوع إلي Searle 2006 ، Walsh and Lynch 2009 لمزيد من التفصيل. ومدرج في نهاية هذا الفصل مثال توضيحي باستخدام برنامج SAS لتوضيح كيفية إتمام التعامل مع قواعد المصفوفات باستخدام الحاسب .

١,١ تعريف المصفوفة Matrix definition

هي مجموعة من الأرقام مرتبة في شكل صفوف Rows of matrix وأعمدة Columns of matrix وموضوعة بين قوسين عموديين. المصفوفة B تتكون من عدة عناصر Elements of matrix تنظم في صفين وثلاثة أعمدة كما هو موضح بعد:

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \end{bmatrix} \quad \text{or } B = \begin{bmatrix} 2 & 4 & 5 \\ 6 & 8 & 9 \end{bmatrix}$$

ومن ثم فإن ترتيب المصفوفة B أو ما يعرف Order of matrix هو مصفوفة 3×2 حيث توصف المصفوفة بعدد صفوفها أولاً ثم عدد أعمدها ولهذا فإن المصفوفة B السابقة يمكن كتابة ترتيبها بالرمز $B_{2 \times 3}$ والمصفوفة الصفية Row vector هي تلك التي تتكون من صف واحد وأحياناً تسمى المتجه الصفية كما هو موضح بعد:

$$c = [2 \ 6 \ -4]$$

وبالمثل فإن المصفوفة العمودية Column Vector هي تلك التي تتكون من عمود واحد وتسمى بالمتجه العمودي كما هو موضح بعد:

$$D = \begin{bmatrix} -20 \\ 60 \\ 8 \\ 2 \end{bmatrix}$$

والمصفوفة وحيدة العنصر Scalar matrix هي مصفوفة تتكون من صف واحد وعمود واحد.

١,٢ المصفوفات الخاصة Special Matrices

١,٢,١ المصفوفة المربعة Square Matrix

هي مصفوفة تتكون من عدد متساو من الصفوف والأعمدة ومن ثم فإن المصفوفة G هي مصفوفة مربعة ذات ترتيب 3×3 :

$$G = \begin{bmatrix} 2 & 1 & 6 \\ 4 & 2 & 7 \\ 0 & 4 & 8 \end{bmatrix}$$

وفي المصفوفة المربعة هذه فإن العناصر التي توجد على وترها تسمى بالعناصر القطرية Diagonals of matrix والعناصر التي لا توجد على الوتر تسمى العناصر غير القطرية Off-diagonals of matrix .

١,٢,٢ المصفوفة القطرية Diagonal Matrix

تعرف المصفوفة القطرية هي تلك المصفوفة التي تكون فيها جميع عناصرها غير القطرية تساوي صفرا فعلى سبيل المثال فإن المصفوفة B هي مصفوفة قطرية :

$$B = \begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 18 \end{bmatrix}$$

ومصفوفة الوحدة Identity matrix (I) هي تلك المصفوفة القطرية التي جميع عناصرها أصفار عدا العناصر الموجودة على قطرها :

$$I = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

١,٢,٣ المصفوفة المربعة ثلاثية الزوايا Triangular Matrix

هي تلك المصفوفة المربعة التي تكون عناصرها غير القطرية سواء فوق Above diagonal أو تحت القطر Under diagonal تساوي صفرا. فعندما تكون جميع العناصر التي فوق القطر تساوي صفرا تسمى المصفوفة المربعة في هذه الحالة بالمصفوفة صفرية المثلث الأسفل Lower triangular matrix ، في حين لو كانت جميع العناصر التي تحت

القطر تساوي صفرا سميت المصفوفة بالمصفوفة المربعة صفرية المثلث العلوي Upper triangular matrix ولذلك فإن المصفوفة المربعة D هي مصفوفة ثلاثية صفرية المثلث السفلي بينما المصفوفة المربعة E هي مصفوفة ثلاثية صفرية المثلث العلوي:

$$D = \begin{bmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 1 & 3 & 0 \\ -2 & 7 & 9 \end{bmatrix} ; E = \begin{bmatrix} 3 & 9 & 1 \\ 0 & 4 & 8 \\ 0 & 0 & 6 \end{bmatrix}$$

١,٢,٤ المصفوفة المنتظمة Symmetric Matrix

هي تلك المصفوفة المربعة التي تكون عناصرها فوق القطر مطابقة لعناصرها المناظرة تحت القطر والمصفوفة A هنا هي مصفوفة منتظمة:

$$A = \begin{bmatrix} 2 & -4 & 0 \\ -4 & 6 & 3 \\ 0 & 3 & 7 \end{bmatrix}$$

وكل عنصر من عناصر المصفوفة A يرمز له بالرمز a ومن ثم فإن العنصر a_{12} يساوي العنصر a_{21} والعنصر a_{13} يساوي العنصر a_{31} والعنصر a_{23} يساوي a_{32} .

١,٣ العمليات الحسابية الأساسية للمصفوفات Basic matrix operations

١,٣,١ عكس المصفوفة Transpose of a matrix

هي تلك العملية التي نقوم فيها بعكس صفوف المصفوفة الأصلية إلى أعمدة والأعمدة إلى صفوف. فمثلا معكوس المصفوفة A يكتب بالرمز A' وفيه يتم عكس صفوف المصفوفة A الأصلية إلى أعمدة في المصفوفة المعكوسة A' كما يلي:

$$A = \begin{bmatrix} 3 & 2 \\ 1 & 1 \\ 4 & 0 \end{bmatrix}; \quad A' = \begin{bmatrix} 3 & 1 & 4 \\ 2 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

ويلاحظ هنا أن المصفوفة A لا تساوي المصفوفة A' ويمكن أن يكون معكوس المصفوفة A' يساوي ويطلق المصفوفة الأصلية A عندما تكون المصفوفة منتظمة .Symmetric matrix

١,٣,٢ جمع وطرح المصفوفات Matrix addition and subtraction

يمكن جمع وطرح المصفوفات إذا كانت لها نفس الحجم من الصفوف والأعمدة أي لها نفس الترتيب Same order . وتعتمد عملية الجمع أو الطرح على جمع أو طرح العناصر المتناظرة في كل من المصفوفتين المراد جمعهم أو طرحهم. فإذا كان لدينا المصفوفة X والمصفوفة Y ذات ترتيب متناظر ٢×٢ فإن حاصل جمعهم هو المصفوفة W وحاصل طرحهم هو المصفوفة B كما هو موضح بعد:

$$X = \begin{bmatrix} 40 & 10 \\ 39 & -25 \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad Y = \begin{bmatrix} -2 & 20 \\ 4 & 40 \end{bmatrix}$$

$$W = \begin{bmatrix} 40 + (-2) & 10 + 20 \\ 39 + 4 & -25 + 40 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 38 & 30 \\ 43 & 15 \end{bmatrix}$$

$$B = X - Y = \begin{bmatrix} 40 - (-2) & 10 - 20 \\ 39 - 4 & -25 - 40 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 42 & -10 \\ 35 & -65 \end{bmatrix}$$

١,٣,٣ حاصل ضرب المصفوفات Matrix multiplication

يمكن ضرب مصفوفتين إذا كان عدد الأعمدة بالمصفوفة الأولى يساوي عدد الصفوف بالمصفوفة الثانية ويكون ناتج حاصل الضرب هو مصفوفة لها عدد صفوف المصفوفة الأولى وعدد أعمدة المصفوفة الثانية. أي أن حاصل ضرب المصفوفة $A_{3 \times 3}$ في المصفوفة $B_{3 \times 2}$ هو المصفوفة $C_{2 \times 3}$:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 4 & -1 \\ 2 & 5 & 0 \\ 3 & 6 & 1 \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad B = \begin{bmatrix} 2 & 5 \\ 4 & 3 \\ 6 & 1 \end{bmatrix}$$

وتجري عملية الضرب بأن نضرب كل عنصر من عناصر الصف في المصفوفة الأولى بالعنصر المناظر له في العمود في المصفوفة الثانية ثم نجمع حاصل الضرب لكل عناصر الصف في عناصر العمود لينتج العنصر في مصفوفة حاصل الضرب C. ومن ثم يمكن الحصول على عناصر المصفوفة C كما يلي:

$$c_{11} = 1(2) + 4(4) - 1(6) = 12 \quad (\text{row 1 of A multiplied by column 1 of B})$$

$$c_{21} = 2(2) + 5(4) + 0(6) = 24 \quad (\text{row 2 of A multiplied by column 1 of B})$$

$$c_{31} = 3(2) + 6(4) + 1(6) = 36 \quad (\text{row 3 of A multiplied by column 1 of B})$$

$$c_{12} = 1(5) + 4(3) + (-1)(1) = 16 \quad (\text{row 1 of A multiplied by column 2 of B})$$

$$c_{22} = 2(5) + 5(3) + 0(1) = 25 \quad (\text{row 2 of A multiplied by column 2 of B})$$

$$c_{32} = 3(5) + 6(3) + 1(1) = 34 \quad (\text{row 3 of A multiplied by column 2 of B})$$

وتجدر الإشارة هنا إذا كان لدينا مصفوفتان A ، B هما نفس الحجم فإن حاصل ضرب BxA لا تساوي حاصل ضرب (AxB) أي أن $AB \neq BA$. وأن حاصل ضرب مصفوفة الوحدة (I) Identity matrix في مصفوفة أخرى (A على سبيل المثال) وبشرط جواز ضربهما من ناحية الحجم فإن الناتج سيكون هو المصفوفة A. أي أن $IA = AI = A$.

$$\therefore \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2 & 2 & 4 \\ 1 & 5 & 2 \\ 6 & 1 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & 2 & 4 \\ 1 & 5 & 2 \\ 6 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & 2 & 4 \\ 1 & 5 & 2 \\ 6 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

١,٣,٤ الناتج المباشر لضرب المصفوفات Direct product of matrices

إذا كان لدينا مصفوفة G ذات ترتيب n x m ومصفوفة أخرى A ذات ترتيب t x

s فيكون ناتج ضرب المصفوفات المباشر هو:

$$G^* A = \begin{bmatrix} g_{11} A & g_{12} A \\ g_{21} A & g_{22} A \end{bmatrix}$$

وهنا يؤخذ كل عنصر من عناصر المصفوفة G وهو Scalar وضربه في جميع عناصر المصفوفة A . والناتج هنا يعرف بأنه ناتج كرونينكر Kronecker product ذات الترتيب $nt \times ms$:

$$G = \begin{bmatrix} 10 & 5 \\ 5 & 20 \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 \\ 0 & 1 & 4 \\ 2 & 4 & 1 \end{bmatrix}$$

$n \times m$ $t \times s$

Kronecker product

$$G * A = \begin{bmatrix} 10 & 0 & 20 & 5 & 0 & 10 \\ 0 & 10 & 40 & 0 & 5 & 20 \\ 20 & 40 & 10 & 10 & 20 & 5 \\ 5 & 0 & 10 & 20 & 0 & 40 \\ 0 & 5 & 20 & 0 & 20 & 80 \\ 10 & 20 & 5 & 20 & 80 & 20 \end{bmatrix}$$

$nt \times ms$

ويفيد ناتج كرونينكر في تقييم الصفات المتعددة Multiple-trait evaluation في

تقييم الحيوان كما سيتضح لاحقا.

١,٣,٥ قلب المصفوفة Matrix inversion

١,٣,٥,١ المفهوم الرياضي لمقلوب المصفوفة

المصفوفة المقلوبة Inversed matrix والتي يرمز لها بالرمز A^{-1} هي تلك

المصفوفة التي إذا ضربت في المصفوفة الأصلية Original matrix نحصل على مصفوفة

الوحدة Identity Matrix.

$$(A^{-1})(A) = I$$

والمصفوفات المربعة Squared matrix هي المصفوفات الوحيدة التي يتم قلبها فقط . كذلك فإن المصفوفات القطرية يكون مقلوبها بسيطاً وذلك بإيجاد معكوس العناصر القطرية كما يلي :

$$B = \begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 18 \end{bmatrix} \quad \text{and} \quad B^{-1} = \begin{bmatrix} 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/4 & 0 \\ 0 & 0 & 1/18 \end{bmatrix}$$

١,٣,٥,٢ مقلوب المصفوفة ٢×٢

يسهل حساب مقلوب المصفوفة ٢×٢ كما هو موضح بعد للمصفوفة A :

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

وهنا يتم أولاً حساب محدد المصفوفة Matrix Determinant بضرب الطرفين مطروحاً منه حاصل ضرب الوسطين كما يلي : $a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21}$ ثم عكس الخلايا القطرية بالمصفوفة A وضرب الخلايا غير القطرية في -١ وقسمة كل عناصر المصفوفة على المحدد :

$$A^{-1} = \frac{1}{a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} a_{11} & -a_{12} \\ -a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

ولتوضيح قلب المصفوفة ٢×٢ نفترض المصفوفة A التالية :

$$A = \begin{bmatrix} 8 & 4 \\ 6 & 4 \end{bmatrix}$$

$$A^{-1} = \frac{1}{(8)(4) - (6)(4)} \begin{bmatrix} 4 & -4 \\ -6 & 8 \end{bmatrix} = \frac{1}{8} \begin{bmatrix} 4 & -4 \\ -6 & 8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.50 & -0.50 \\ -0.75 & 1.00 \end{bmatrix}$$

هذا مع ملاحظة أن $A^{-1}A=I=AA^{-1}$ كما أشرنا سابقا.

ومحدد المصفوفة يعرف فقط للمصفوفات المربعة ويكتب شبيها بالمصفوفة فيما عدا استبدال القوسين بخطين رأسيين. ومع تزايد حجم المصفوفة فيلزم ذلك استخدام برامج الكمبيوتر الجاهزة Ready mode programs لحساب مقلوب تلك المصفوفات. ومن المعلوم أنه لا يمكن حساب مقلوب المصفوفة غير القطرية Non-diagonal matrix في حالة أن يكون محدود المصفوفة يساوي صفرا. والمصفوفة المربعة والتي محدها يساوي صفرا يقال عنها إنها مصفوفة ليس لها مقلوب ويطلق عليها Singular matrix في حين أن المصفوفة المربعة التي لها محدد يطلق عليها Non-Singular matrix ولذلك فإن:

$$(AB)^{-1} = B^{-1}A^{-1}$$

١,٣,٥,٣ مقلوب المصفوفة 3×3

ولتوضيح طريقة حساب مقلوب المصفوفة 3×3 نفترض المصفوفة B التالية:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 3 & 5 \\ 1 & 5 & 12 \end{bmatrix}$$

أوجد مقلوب المصفوفة B؟

الحل

١- حساب محدد المصفوفة (D):

$$D = 1(36-25) - 2(12-5) + 3(5-3) = 3$$

٢- وضع إشارات عناصر المصفوفة كما يلي:

$$\begin{bmatrix} + & - & + \\ - & + & - \\ + & - & + \end{bmatrix}$$

٣- إيجاد مرافق المصفوفة Matrix cofactor :

عنصر المصفوفة Element	المصفوفة الصغرى Minor	المرافق Cofactor أخذ إشارة العنصر فقط في المصفوفة السابقة ثم ضربها في الناتج هنا
--------------------------	--------------------------	--

$$1,1 \quad \begin{bmatrix} 3 & 5 \\ 5 & 12 \end{bmatrix} = 36 - 25 = 11 \quad 11$$

$$1,2 \quad \begin{bmatrix} 1 & 5 \\ 1 & 12 \end{bmatrix} = 12 - 5 = 7 \quad -7$$

$$1,3 \quad \begin{bmatrix} 1 & 3 \\ 1 & 5 \end{bmatrix} = 5 - 3 = 2 \quad 2$$

وهكذا لباقي عناصر المصفوفة ، ومن ثم تكون المصفوفة كما يلي :

$$B = \begin{bmatrix} 11 & -7 & 2 \\ -9 & 9 & -3 \\ 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$$

٤- عكس الأعمدة صفوف في المصفوفة السابقة للحصول على المصفوفة

المرتبطة (A) Adjoin Matrix كما يلي :

$$A = \begin{bmatrix} 11 & -9 & 1 \\ -7 & 9 & -2 \\ 2 & -3 & 1 \end{bmatrix}$$

٥- حساب مقلوب المصفوفة B بقسمة المصفوفة المرتبطة السابقة (A) على

المحدد :

$$B^{-1} = \frac{1}{3} \begin{bmatrix} 11 & -9 & 1 \\ -7 & 9 & -2 \\ 2 & -3 & 1 \end{bmatrix}$$

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{11}{3} & -3 & \frac{1}{3} \\ \frac{-7}{3} & 3 & \frac{-2}{3} \\ \frac{2}{3} & -13 & 1 \end{bmatrix}$$

وللتحقق من صحة الحل نُجرى ضرب المصفوفات التالية:

$$B(B^{-1}) = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 1 & 3 & 5 \\ 1 & 5 & 12 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{11}{3} & -3 & \frac{1}{3} \\ \frac{-7}{3} & 3 & \frac{-2}{3} \\ \frac{2}{3} & -1 & \frac{-}{3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

(I) وحيث إن حاصل ضرب المصفوفة B في مقلوبها = مصفوفة الوحدة Identity matrix ومن ثم فإن مقلوب المصفوفة B صحيح.

ومقلوب مصفوفة التباين والتغاير المظهري للصفات الكمية يمكن استخدامها في حساب معاملات الانحدار الجزئية (b) لتكوين دليل الانتخاب لأكثر من صفة كما سيتضح تفصيلاً في فصل لاحق بهذا الكتاب.

وقلب المصفوفات نحتاج إليه عند حل المعادلات الخطية Linear equations لإيجاد المجاهيل بهذه المعادلات. وبافتراض المعادلة الخطية التالية:

$$Ab = y$$

وبضرب طرفي المعادلة في مقلوب المصفوفة A يعطي ذلك حلاً لقيم b المجهولة

في المعادلة السابقة في صورة متجهه Vector:

$$A^{-1} Ab = A^{-1} y$$

$$b = A^{-1} y$$

استخدام المعادلات الآتية في إيجاد مجاهيل المعادلات

أفترض أنه لدينا ثلاث معادلات آنية بثلاثة مجاهيل كما هو مبين بعد:

$$3x - y + 2z = 7$$

$$2x + y - z = 1$$

$$4x + 2y - 3z = -1$$

والمطلوب استخراج قيم Z, y, x :

الحل

يتم تكوين المصفوفة للمعادلات الثلاث كما يلي:

$$\begin{bmatrix} 3 & -1 & 2 \\ 2 & 1 & -1 \\ 4 & 2 & -3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \\ Z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 7 \\ 1 \\ -1 \end{bmatrix}$$

Matrix A Matrix B Matrix C

ثم نحسب المحدد (D) للمصفوفة A كما يلي:

$$D_A = 3(-3+2) - (-1)[-6 - (-4)] + 2(4-4) = 3-2 + zero = -5$$

والمحدد الذي تم حسابه هو مقام المعادلة التي سنستخرج منها قيم Z, y, x

ويكون البسط في المعادلة X هو المحدد الأصلي بعد استبدال عمود X بالقيم الموجودة

بالمصفوفة يمين علامة تساوي ويجعل نفس الشيء لاستخراج قيم Z, y :

$$X = \frac{1}{D} \begin{bmatrix} 7 & -1 & 2 \\ 1 & 1 & -1 \\ -1 & 2 & -3 \end{bmatrix} = \frac{1}{-5} \left[7 \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ 2 & -3 \end{pmatrix} - (-1) \begin{pmatrix} 1 & -1 \\ -1 & -3 \end{pmatrix} + 2 \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ -1 & 2 \end{pmatrix} \right]$$

$$X = \frac{7(-3+2) + 1(-3-1) + 2(2+1)}{-5} = \frac{-7-4+6}{-5} = \frac{-11+6}{-5} = \frac{-5}{-5} = 1$$

$$Y = \frac{1}{D} \begin{vmatrix} 3 & 7 & 2 \\ 2 & 1 & -1 \\ 4 & -1 & -3 \end{vmatrix} = \frac{-10}{-5} = 2$$

$$Z = \frac{1}{D} \begin{vmatrix} 3 & -1 & 7 \\ 2 & 1 & 1 \\ 4 & 2 & -1 \end{vmatrix} = \frac{-15}{-5} = 3$$

١,٣,٦ رتبة المصفوفة Rank of the matrix

تمثل رتبة المصفوفة Rank of matrix عدد الصفوف أو الأعمدة المستقلة خطياً بالمصفوفة Linearly independent rows or columns . والمصفوفة المربعة ذات الرتبة هي تلك المصفوفة التي فيها الصفوف أو الأعمدة مستقلة خطياً ومن ثم يقال عنها المصفوفة تامة الرتبة Full rank matrix . وفي بعض المصفوفات نجد أن بعض الصفوف أو الأعمدة تمثل اتحاداً خطياً لصفوف أو أعمدة أخرى بالمصفوفة ومن ثم فإن رتبة المصفوفة تكون أقل من عدد الصفوف أو الأعمدة وفي هذه الحالة يقال عنها المصفوفة غير تامة الرتبة Non-full rank matrix أو بمعنى آخر فإن الصفوف أو الأعمدة ليست مستقلة أو أنها معتمدة على بعضها. ولتوضيح ذلك نفترض وجود المعادلات التالية:

$$3x_1 + 2x_2 + 1x_3 = y_1$$

$$4x_1 + 3x_2 + 0x_3 = y_2$$

$$7x_1 + 5x_2 + 1x_3 = y_3$$

وفي هذه المعادلات الآتية الثلاث نجد أن المعادلة الثالثة هي مجموع المعادلتين الأولى والثانية. ويمكن وضع هذه المعادلات في صورة مصفوفات Matrix notation كما يلي:

$$\begin{bmatrix} 3 & 2 & 1 \\ 4 & 3 & 0 \\ 7 & 5 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ x_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix}$$

ويمكن وضع هذه المصفوفات في صورة رمزية كما يلي :

$$DX = y$$

ونتيجة لعدم استقلالية الصفوف في المصفوفة D ومن ثم يطلق عليها مصفوفة لا يوجد لها مقلوب Unique inverse حيث إن في هذه المصفوفة يوجد صفان مستقلان خطيا Linearly independent ومن ثم يمكن القول بأن رتبة هذه المصفوفة يساوي ٢ وتكتب كما يلي :

$$r(D) = 2$$

أي أن المصفوفة D ليست تامة الرتبة Not of full rank ومن ثم لا يوجد لها مقلوب. والمصفوفة المربعة هذه غير تامة الرتبة ولا يوجد لها محدد وبالتالي لا يوجد لها مقلوب. وبالنظر إلى المصفوفة A التالية :

$$\begin{bmatrix} 1 & 2 & 5 & 1 \\ 2 & 2 & 10 & 6 \\ 3 & 4 & 15 & 1 \\ 4 & 4 & 20 & 6 \end{bmatrix}$$

نجد أن رتبة هذه المصفوفة = ٣ نظرا لأن العمود الثالث بعد مشترك ٥ من

عناصره نجد أن العمود يصبح :

$$5 \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{bmatrix}$$

وهذا العمود يطابق الآن العمود الأول في المصفوفة A الأصلية ومن ثم فإن المصفوفة A المربعة غير تامة الرتبة ولا يوجد لها محدد وبالتالي لا يوجد لها مقلوب.

١,٣,٧ مقلوب المصفوفة العمومي Generalized inverse

عندما تكون المصفوفة ليس لها مقلوب Singular matrix فإنه يمكن استخدام المقلوب المعمم Generalized inverse لإيجاد مقلوب تلك المصفوفة. وعادة يرمز للمقلوب المعمم للمصفوفة D بالرمز D^{-} والذي يمثل التعبير التالي:

$$DD^{-}D = D$$

ولحساب المقلوب المعمم للمصفوفة D بالمثل السابق في الجزء ٣- ٦ بأن نحصل مبدئياً على المصفوفة B تامة الرتبة بوصفها جزءاً من المصفوفة الرئيسة D كما يلي:

$$B = \begin{bmatrix} 3 & 2 \\ 4 & 3 \end{bmatrix}$$

يحسب مقلوب المصفوفة B من خلال إحلال عناصر المصفوفة D بالعناصر المناظرة لها من المصفوفة B ووضع صفر في جميع العناصر المتبقية من المصفوفة D فيكون الناتج هو المقلوب المعمم للمصفوفة D والذي يرمز له بالرمز D^{-} . وطبقاً لما سبق ذكره فإن المقلوب المعمم للمصفوفة D يمكن توضيحه في الخطوات التالية:

$$B = \begin{bmatrix} 3 & 2 \\ 4 & 3 \end{bmatrix} \quad B^{-1} = \begin{bmatrix} 3 & -2 \\ -4 & 3 \end{bmatrix}$$

$$D^{-} = \begin{bmatrix} 3 & -2 & 0 \\ -4 & 3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

١,٣,٨ القيم الخاصة Eigenvalues:

هي القيم التي تستخدم لمعرفة كم من المصادر المستقلة تظهر في التباين الوراثي والتي يعبر عنها أحيانا بلفظ تحليل مكونات الأساس Principal Components Analysis. ١,٤ مثال يوضح كيفية القيام بالعمليات الرياضية الخاصة بالمصفوفات باستخدام برنامج SAS :

SAS Code :
PROC IML;

١,٤,١ عكس المصفوفة Transpose of a matrix:

a= {3 2 , 1 1, 4 0};
b= a`;
Print a , b ;

• الناتج :

A		
3	2	
1	1	
4	0	
B		
3	1	4
2	1	0

١,٤,٢ جمع وطرح المصفوفات Matrix addition and subtraction:

x= { 40 10 , 39 -25};
y = { -2 20, 4 40};
c= x-y;
Print x , y, c

• الناتج :

X		
40	10	
39	-25	
Y		
-2	20	
4	40	

تعريف بعض المصفوفات الخاصة

C
42 -10
35 -65

١,٤,٣ حاصل ضرب المصفوفات Matrix multiplication

الناتج:

A
1 4 -1
2 5 0
3 6 1
B
2 5
4 3
6 1
C
12 16
24 25
34

١,٤,٤ حاصل ضرب مصفوفة الوحدة (I Identity matrix) في مصفوفة أخرى

```
PROC IML;
a= {1 0 0 ,0 1 0,0 0 1};
b= {2 2 4 ,1 5 2,6 1 1};
c = a* b ;
Print a , b , c ;
```

الناتج:

A
1 0 0
0 1 0
0 0 1
B
2 2 4
1 5 2
6 1 1
C
2 2 4
1 5 2
6 1 1

١,٤,٥ قلب المصفوفة Matrix inversion:

```
PROC IML;
B= {3 0 0,0 4 0,0 0 18};
bINV= INV(B);
Print b , bINV ;
```

الناتج :

```
B
3    0    0
0    4    0
0    0   18
```

BINV

```
0.3333333    0    0
0            0.25  0
0            0    0.0555556
```

: Identity matrix ٦,٤,١ تكوين مصفوفة أحادية

```
PROC IML;
a= I(6);
Print A ;
```

الناتج :

```
B
3    0    0
0    4    0
0    0   18
```

BINV

```
0.3333333    0    0
0            0.25  0
0            0    0.0555556
```

A

```
1    0    0    0    0    0
0    1    0    0    0    0
0    0    1    0    0    0
0    0    0    1    0    0
0    0    0    0    1    0
0    0    0    0    0    1
```

١,٤,٧ تكوين مصفوفة ثابتة: Constant matrix

```
PROC IML;
a=j(5,5,0);
```

لتكوين مصفوفة صفرية 5X5

```
b=j(6,1);
```

لتكوين مصفوفة من عمود واحد بالرقم ١ مكونة من ٦ صفوف

```
PRINT A,B ;
```

الناتج:

```
A
0 0 0 0 0
0 0 0 0 0
0 0 0 0 0
0 0 0 0 0
0 0 0 0 0
```

```
B
1
1
1
1
1
1
1
1
```

١,٤,٨ تكوين مصفوفة قطرية بعناصر محددة للقطر diagonal matrices

```
D
1 0 0
0 2 0
0 0 4
```


تعديل السجلات للعوامل غير الوراثية وتقدير الكفاءة الإنتاجية للحيوان

٢,١ سجلات الإنتاج وأهمية التسجيل

في كثير من الدول المتقدمة تأخذ جمعيات السلالات على عاتقها مهمة وضع نظم دقيقة للتسجيل تجعل المعلومات تسير في دورة من المنتج إلى مراكز تجميع المعلومات و ترتيب البيانات وتحليلها ثم تعود إلى المنتج في صورة إرشادات لتقود خطاها إلى الأحسن وتمدها بكل جديد من المعلومات في التربية و الرعاية و التغذية وخلافه. والجدول رقم ٢,١ يوضح نموذجاً لسجل إنتاجي وتناسلي للأبقار على سبيل المثال في الحيوانات الزراعية وذلك لإدخالها على الكمبيوتر لغرض تحليلها والحصول على النتائج. ومن ثم فإننا سوف نتناول هنا على سبيل المثال موضوع التسجيل و السجلات في قطعان ماشية الحليب وكيفية استعمالها مع وصف باختصار طريقة التسجيل التي تتبعها جمعية تحسين قطعان الحليب في الولايات المتحدة و بريطانيا بوصف ذلك نظاماً دقيقاً و بسيطاً يمكن اتباعه في المنطقة العربية.

وأهمية التسجيل يتمثل في تتبع نسب الحيوان وسجله الإنتاجي بشكل عام مما يسهل نجاح عملية إدارة القطيع واتخاذ القرارات المناسبة كسياسة الانتخاب و تتبع مراحل النمو للحيوان لتحديد ضوابط إدارة التغذية في القطيع و الإدارة التناسلية ومستويات الإخصاب و الحالة الصحية للقطيع من علاج ووقاية.

الجدول رقم (٢،١): بعض المعلومات الواجب تسجيلها للأبقار لغرض التقييم

تسلسل أعمدة السجل ⁺	بيان الأنساب والإنتاج والتناسل
١	رقم البقرة Cow number
٢	المجموعة الوراثية للبقرة Genetic group of cow
٣	رقم أب البقرة Sire of cow
٤	المجموعة الوراثية لأب البقرة Genetic group of sire of cow
٥	القيمة التربوية لأب البقرة Breeding value of sire of cow
٦	رقم أم البقرة Dam of cow
٧	المجموعة الوراثية لأم البقرة Genetic group of dam of cow
٨	القيمة التربوية لأم البقرة Breeding value of dam of cow
٩	تاريخ ميلاد البقرة Date of birth of cow
١٠	رقم الطلوقة الملقح للبقرة Mating bull for cow
١١	المجموعة الوراثية للطلوقة الملقح Genetic group of mating bull
١٢	تاريخ أول تلقيحة Date of first mating
١٣	تاريخ الإخصاب Date of conception
١٤	تاريخ الولادة Date of calving
١٥	ترتيب الولادة Parity
١٦	فترة الإدرار Lactation length
١٧	محصول لبن ٣٠٥ يوم -٣٠٥ day milk yield
١٨	محصول دهن ٣٠٥ يوم -٣٠٥ day fat yield
١٩	محصول بروتين ٣٠٥ يوم -٣٠٥ day protein yield
٢٠	فترة الجفاف Dry period
٢١	تاريخ الانتخاب أو الاستبعاد Date of selection or culling

⁺ يلاحظ ترك مسافة بين كل عمود والعمود الذي يليه.

٢,٢ نظم تسجيل بيانات الإنتاج والتناسل في بريطانيا وأمريكا

من المعروف حالياً أنه يوجد هناك برامج عديدة معدة لغرض تسجيل بيانات الإنتاج والتناسل وخاصة للأبقار والأغنام والماعز حيث تقوم جمعيات السلالات في الولايات المتحدة الأمريكية وبريطانيا بالتعاون مع الجهات البحثية والإرشاد في تسجيل البيانات للحيوانات الزراعية وستقوم هنا بعرض نظام التسجيل في قطاع الحليب بهاتين الدولتين بوصف ذلك أسلوباً ونموذجاً متطوراً للتسجيل لغرض تقييم الحيوانات:

٢,٢,١ نظم التسجيل في بريطانيا

يشرف على هذه النظم من التسجيل مجلس تسويق الألبان Milk Marketing Board (MMB) من خلال إدارته لنظم الإنتاج التالية:

١ - سجلات الحليب القومية (NMR National Milk Records)

يستخدم هذا النظام على النطاق القومي حيث يقوم مشرف ذو خبرة في تداول البيانات بتسجيل الإنتاج في القطعان ومن ثم استعمال هذه البيانات في تقييم الطلائق.

٢ - سجلات الحليب المحددة (CMR Controlled Milk Records)

يستخدم هذا النظام على نطاق جمعيات السلالات حيث يقوم المشرف بتسجيل الإنتاج ومن ثم استعمال هذه البيانات في تقييم الطلائق.

٣ - سجلات الحليب الخاصة (PMR Private Milk Records)

يستخدم هذا النظام على نطاق الأفراد حيث تستعمل البيانات المستخرجة للمربي نفسه داخل مزرعته وفي هذا النظام يقوم المربي بإجراء التسجيل بنفسه ومن ثم لا يزوره مشرف

٢.٢.٢ نظم التسجيل في الولايات المتحدة الأمريكية

١- نظام التسجيل على النطاق القومي

يشرف على هذا النظام المراكز البحثية بالجامعات الأمريكية ومن أهم هذه النظم نظام جمعية تحسين قطعان الحليب والمعروف باسم Dairy herd improvement Association (DHIA) ويعتمد هذا النظام على زيارة مشرف معتمد للمزارع المشتركة في النظام مرة كل شهر لجمع المعلومات المطلوبة وأخذ عينات لبن لتقدير نسبة الدهن لكل بقرة على حدة.

٢- نظام التسجيل على نطاق جمعيات السلالات

الغرض من هذه النظم هو تحسين الصفات الإنتاجية للسلالات وعمل الدعاية اللازمة لنشر هذه السلالات ومن أهم هذه النظم ما يلي :

أ) سجل تسجيل القطيع الرسمي Herd Improvement Registry

ويعرف هذا النظام باسم HIR حيث يقوم المشرف بنفس المهام كما في نظام DHIA ولكن للأبقار المسجلة فقط Registered cows وترسل المعلومات إلى جمعية السلالة للتحليل وتعاد النتائج وملخصات الإنتاج إلى المربي بصفة منتظمة مرة كل شهر وتشر متوسطات القطعان المشتركة وإنتاجية كل بقرة فيها في كتيبات Booklets وتستعمل هذه المعلومات لتقييم الطلائق ولتعريف المربين بحيواناتهم التابعة للسلالة.

ب) السجل الرسمي المتقدم Advanced Registry

وهو نظام مصمم للحصول على معلومات تخص بقرة مسجلة معينة أو أكثر وليس كل البقر المسجلة في القطيع وفي هذا النظام تستعمل البيانات الناتجة في نفس المجالات كما في نظام HIR إلا أن الاشتراك في هذا النظام أخذ في التناقص.

ج) سجل تحسين قطيع الحليب الرسمي Dairy Herd Improvement Registry

ويعرف هذا النظام باسم DHIR حيث ينفذ هذا النظام بالتعاون بين جمعيات السلالات والبرنامج القومي لتحسين قطعان الحليب والمعروف باسم DHIA ويلزم للاشتراك أن يكون القطيع تابعا لنظام DHIA ويتقدم المربي بطلب للانضمام لنظام DHIR وبعد تحليل المعلومات بالكمبيوتر في DHIA ترسل الملخصات إلى مقر DHIR حيث يقوم باستعمالها ونشرها وتوثيقها كما سبق التوضيح في نظام HIR. وبالنظر إلى المتطلبات المختلفة للمربين يمكن القول بأن نظام DHIR هو أكثر هذه الأنظمة وفاء بهذه الاهتمامات مجتمعة على نطاق جمعيات السلالات بينما يعتبر برنامج جمعية تحسين قطعان الحليب والمعروف باسم DHIA أكثر النظم استعمالا على النطاق القومي لتسجيل الإنتاج نظرا لسهولة تطبيقه عمليا وكذلك للخدمات الكبيرة التي يؤديها لمربي ماشية الحليب.

ولأهمية التسجيل كان لزاما علينا أن نقترح برنامجا قوميا لتسجيل الإنتاج على المستوي القومي للبلدان في منطقتنا العربية وذلك لغرض توافر المعلومات التي تفيد في تحسين قطعان الحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية. هذا البرنامج يتضمن المنتجين لقطعان ذات أعداد معقولة (٥٠ رأساً في الماشية والإبل و ٣٠٠ رأس في الغنم والمعز على سبيل المثال) والشكل رقم (٢،١) يوضح هذا البرنامج المقترح البسيط.



الشكل رقم (٢.١). برنامج قومي مقترح لتسجيل الإنتاج في الحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية.

٢,٣ مفهوم تعديل سجلات الحيوان Adjustment of animals' records

لقد تم التعرض في الفصول السابقة إلى مفهوم القيم المظهرية وكيف أن القيم المظهرية المقاسة قسمت إلى جزأين رئيسيين هما الجزء الوراثي والجزء البيئي الذي يحتوى على كل العوامل غير الوراثية. وحتى تكون المفاضلة بين أفراد العشيرة على أسس

موضوعية عند عملية الانتخاب وجب تنقية قيمهم المظهرية وذلك بإزالة تأثيرات العوامل غير الوراثة منها. وقد أكدت دراسات عديدة في هذا المجال على وجود عوامل غير وراثية ذات تأثير معروف وثابت في عدة صفات إنتاجية في حيوانات المزرعة. ولهذه الأسباب وضعت جداول تحمل عوامل التصحيح للقيم المظهرية لإزالة أثر العوامل غير الوراثة منها. ويوضح هذا الفصل طريقة حساب واستعمال عوامل التصحيح Adjustment factors لكثير من الصفات المقاسة في البقر والغنم والمعز تم تحليلها بواسطة نماذج إحصائية Statistical Models وكانت أهم نتائجها أن هناك عوامل غير وراثية تؤثر في بعض الصفات المقاسة كمحصول الحليب أو سرعة النمو في الوزن . وبالتالي أصبحت هذه العوامل معروفة مسبقا لما لها من تأثير ثابت يستمر لمدة طويلة. وقد وضعت جداول تحمل عوامل تصحيح Adjustment factors ينصح باستعمالها لإزالة الفوارق الناتجة عن هذه التأثيرات غير الوراثة ، وهو ما يجعل المفاضلة بين أفراد العشيرة الحيوانية أكثر دقة وموضوعية.

٢,٣,١ عوامل التصحيح في الأبقار

بالنسبة للبقر الحلابة أكدت دراسات عديدة أن هناك عوامل غير وراثية لها تأثيرات معبرة على محصول الحليب وهذا ما يؤدي إلى وجود فوارق حقيقية بين البقر من نفس القطيع ونفس السلالة. ومن هذه العوامل : عمر البقرة عند الولادة و شهر الولادة و طول موسم الإدرار و عدد مرات الحلابة في اليوم و طول فترة الأيام المفتوحة ، الخ ومن بين العوامل التي اتضح أن لها تأثيرات ولفترة طويلة من الزمن نجد عمر البقرة عند الولادة وشهر الولادة. ولهذه الأسباب فقد وضعت عوامل تصحيح لمحصول الحليب وترجمته إلى قيمة مظهرية مصحح لها Standardized للعوامل التالية :

- طول موسم الإدرار = ٣٠٥ أيام.
- عمر البقرة عند الولادة = عمر معين واحد لكل البقر.
- عدد مرات الحلابة = ٢.
- شهر الولادة = شهر معين لكل البقر.

ويجب هنا تصحيح محصول الحليب حسب المواصفات وهو ما يقلل من تأثير هذه العوامل ويمكن المقارنة بين البقر بأكثر موضوعية.

٢,٣,٢ عوامل التصحيح في الغنم

أجمعت معظم الدراسات في الغنم على أن جنس الحملان ونوع ولادة الحملان وعمر الأم عند الولادة وسنة الولادة كلها عوامل غير وراثية لها تأثيرات علي أوزان وسرعة نمو الحملان بصورة عامة ((National Goat Handbook, 2008). ومن بين العوامل التي لها تأثيرات ثابتة ومعروفة حسب السلالة نجد عمر الأم وجنس ونوع الولادة. وقد وضعت أيضا جداول تحمل عوامل تصحيح وذلك لإزالة الفوارق الناتجة عن هذه التأثيرات في القيم المظهرية وجعل القيم المظهرية تقترب أكثر فأكثر من القيمة الوراثية للأفراد. ويتضح هنا أهمية وجود عوامل التصحيح في تحسين سلالات الغنم.

٢,٤ كيفية اشتقاق عوامل التصحيح

العوامل التي يتم التعديل لها في حيوانات المزرعة المختلفة كثيرة وطرق حسابها متعددة فمنها ما يحسب بطريقة المقارنة المزدوجة Paired Comparison ومنها ما يحسب بطريقة المقارنة الكلية Gross comparison وهناك طريقة تحليل الانحدار متعدد الحدود Polynomial Regression analysis ولمعرفة طريقة حساب عوامل التصحيح سنعتمد هنا على مثال تم اختياره من مذكرات (Schaeffer 1983) والذي يتعلق ببقر اللحم في

سلالة ما، والمطلوب هنا هو حساب عوامل التصحيح لعمر الأم بالسنة ولأوزان العجول عند الفطام (بالرطل):

عمر الأم بالسنة					متوسط القطيع	القطيع
	4	3	2	1		
	395	375	410	360	397	1
	420	415	370	420		
	410	425	395	385		
	435	410	385	390		
				350		
	455	430	380	380	413.15	2
	440	445	420	420		
	415	395	415	405		
	430	435	430	410		
			390	385		
				370		
	490	485	440	420	464.76	3
	480	495	480	430		
	465	445	465	470		
	505	480	470	455		
	475	465	450	460		
				435		
n.= 57	13	13	14	17	n	
المتوسط العام= 427.425	447.3	438.5	421.5	408.6		المتوسط Mean

ويظهر حسب هذا المثال أن العجول المولودة من الأمهات ذات عمر ٥ سنوات يفوق متوسط أوزانها ٤١.٧ رطلا مقارنة بعجول الأمهات ذات السنتين من العمر. وللتأكد من ذلك بصورة أكثر دقة وموضوعية وجب تحليل هذه البيانات حسب الأنموذج الخطي Linear Model التالي:

$$Y_{ijk} = \mu + a_i + h_j + e_{ijk}$$

حيث Y_{ijk} = وزن العجل.

μ = متوسط وزن عجول العشيرة عند الفطام.

a_i = تأثير عمر الأم.

h_j = تأثير القطيع الذي ينتمي إليه العجل.

e_{ijk} = الخطأ العشوائي في الأوزان.

ولتقدير هذه المتغيرات تم حل معادلات هذا النموذج وأعطيت التقديرات التالية

لعمر الأم:

$$\begin{bmatrix} \hat{a}_1 - \hat{a}_4 \\ \hat{a}_2 - \hat{a}_4 \\ \hat{a}_3 - \hat{a}_4 \\ \hat{a}_4 - \hat{a}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -38.7 \\ -25.9 \\ -8.8 \\ 0.0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{a}_1 \\ \hat{a}_2 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{a}_4 \end{bmatrix}$$

وتدل هذه التقديرات على الفوارق الحاصلة في أوزان العجول عند الفطام الناتجة عن فوارق أعمار الأمهات. فلو افترضنا أن هناك عجلا يزن ٤١٥ رطلا عند الفطام من أم لها خمسة سنوات من العمر. فهذا يدل على أن العجل المعنى قد استفاد بما قدره ٣٨,٧ Hvhg مقارنة بعجل من أم لها سنتان فقط من العمر. ولذلك وجب تصحيح هذه الفوارق الناتجة عن اختلاف أعمار الأمهات.

و لأنه قد تم الاختيار على عمر a_4 أي أبقار الخمس سنوات لتكون قاعدة المقارنة Base of Comparison كما يظهر ذلك من خلال المعادلات السابقة ($\hat{a}_4 - \hat{a}_4 = 0$) ولحساب عوامل التصحيح فسنضيف إلي تقديرات تأثير عمر الأم متوسط هذه المجموعة أي (٤٤٧,٣) حسب ما يظهر من بيانات المثال السابق.

$$\begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -38.7 \\ -25.9 \\ -8.8 \\ 0.0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 44.7 \\ 44.7 \\ 44.7 \\ 44.7 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 408.6 \\ 421.4 \\ 438.5 \\ 447.3 \end{bmatrix}$$

وتصبح عوامل التصحيح كالآتي :

$$k_1 = a_4/a_1 = 447.3/408.6 = 1.095$$

$$k_2 = a_4/a_2 = 447.3/421.4 = 1.061$$

$$k_3 = a_4/a_3 = 447.3/438.5 = 1.020$$

$$k_4 = a_4/a_4 = 447.3/447.3 = 1.000$$

وباستخدام عوامل التصحيح هذه يمكن التصحيح لأوزان العجول عند الفطام من التأثير الخارجي الناتج عن الفوارق الموجودة في أعمار الأمهات.

٢,٥ طرق تصحيح القيم المظهرية

يمكن تصحيح القيم المظهرية للعوامل غير الوراثة المؤثرة عليها بعدد من الطرق حسب حجم البيانات المتوفرة وإمكانات الحاسب في التخزين والتحليل. فهناك طريقة تركز على إدخال كل العوامل المؤثرة في النموذج الإحصائي وتقديرها بعد حل معادلات النموذج. كما أن هناك من ينصح بحساب عوامل التصحيح للعوامل غير الوراثة التي اتضح أن لها تأثيرات ثابتة واستعمالها لمدة معينة ثم إعادة حسابها وهو ما يعطى سهولة أكثر في التخزين والتحليل.

أما الطريقة الثالثة فهي تجمع بين الاثنين أي التصحيح ثم الأخذ في الاعتبار العوامل غير الوراثة المصححة لها مرة أخرى في النموذج التحليلي .

أما بالنسبة لعوامل التصحيح المحسوبة فهناك طريقتان في استعمالها . الطريقة الأولى يتبع فيها أسلوب الجمع ويعنى ذلك أن عامل التصحيح يضاف أو يطرح من القيمة المظهرية المقاسة. وينصح أن تتبع هذه الطريقة عندما يتضح أن تباين القيم المظهرية للصفة المقاسة لا يزداد عندما تزداد متوسطات هذه القيم. أما الطريقة الثانية فينصح اتباعها عند عدم توفر الشرط الأخير. وبالتالي تتبع عملية ضرب عامل التصحيح في القيمة المظهرية المراد تصحيحها.

٢,٦ تعديل سجلات ماشية الحليب للعوامل غير الوراثية (البيئية المؤقتة)

وضعت جمعيات تحسين ماشية الحليب معاملات تصحيح لإنتاج الحليب حسب عمر البقرة عند موسم الحليب - عدد مرات الحليب اليومي - طول موسم الإدرار. وقد يعدل لنسبة الدهن إلى ٤٪ إلا أنه في كثير من الأحوال لا يعدل لهذه النسبة على أساس أنها خاصة وراثية من خصائص البقرة والسلالة التي تنتمي إليها البقرة. ويمكن استعمال نفس معاملات التعديل الخاصة بمحصول الحليب في تعديل محصول الدهن أو البروتين. وفيما يلي العوامل غير الوراثية التي يتم التصحيح لها في ماشية الحليب :

٢,٦,١ تعديل طول فترة الإدرار إلى ٣٠٥ أيام

في كثير من الحالات يعدل لطول فترة الإدرار إلى ٣٠٥ أيام - وهذا يبدو منطقياً لأن البقرة تعطي أقصى ربح لها إذا ولدت مرة كل سنة (٣٦٥ يوم) وفترة الحليب التي طولها ٣٠٥ أيام تسمح بفترة جفاف مدتها ٦٠ يوماً بين مواسم الإدرار المتتالية. كما أن أخذ إنتاج ٣٠٥ أيام الأولى من موسم الإدرار يقلل من تأثير الحمل على كمية الحليب الناتج في نفس الوقت الذي يقلل فيه من تأثير الاختلافات في طول

فترة الإدرار. لذلك تستعمل معاملات تعديل تقل عن الواحد الصحيح بالنسبة لفترات الإدرار التي تطول عن ٣٠٥ أيام لتحويلها إحصائياً إلى إنتاج مساو لمحصول الحليب في ٣٠٥ أيام. أما في الحالات التي تقل فيها طول فترة الإدرار عن ٣٠٥ أيام أو عندما يراد التنبؤ بمحصول الحليب عند ٣٠٥ أيام من محصول الحليب في فترة أقصر فإن محصول الحليب يضرب في معاملات تعديل تزيد عن الواحد الصحيح. وبصورة عامة فإن معامل التعديل لطول موسم الإدرار = $305 \div$ طول موسم الإدرار الحقيقي. والجدول رقم (٢,٢) يوضح معاملات التعديل الخاصة لطول فترة الإدرار.

الجدول رقم (٢,٢). معاملات التعديل لطول فترة الإدرار إلى ٣٠٥ أيام

معامل التعديل إلى ٣٠٥ يوم	طول فترة الإدرار باليوم
٤.٣	٥٣ - ٥٠
٢.٣	١٠٣ - ١٠٠
١.٦	١٥٣ - ١٥٠
١.٣	٢٠٣ - ٢٠٠
١.١٣	٢٥٣ - ٢٥٠
١.١	٣٠٤ - ٣٠٠
١.٠	٣٠٨ - ٣٠٥
٠.٩٩	٣١٢ - ٣٠٩
٠.٨٤	٣٦٥ فأكثر

٢,٦,٢ تعديل عدد مرات الحليب إلى مرتين يوميا (X٢)

رغم أن الدراسات التي أجريت على أثر زيادة عدد مرات الحليب على كميات الحليب الناتجة لم تتفق نتائجها تماما إلا أن هناك دلائل كافية تشير إلى أن زيادة عدد مرات الحليب من مرتين إلى ثلاثة يوميا يزيد محصول الحليب بنسبة قدرها ١٧ - ٢٠٪

وأن حلب البقرة أربع مرات يوميا يزيد إنتاجها من الحليب بنسبة قدرها ٢٦ - ٣٠٪ عما لو حلبت مرتين يوميا فقط. وتتوقف درجة استجابة البقر لزيادة عدد مرات الحليب اليومي على العمر فتزيد كميات الحليب الناتجة بمعدل أكبر في البقر الأصغر سنا عنها في البقر الأكبر سنا. والجدول رقم (٢,٣) يوضح معاملات تعديل سجلات الحليب (يوما) إلى مرتين حليب يوميا.

الجدول رقم (٢,٣). معاملات التعديل إلى مرتين من الحليب يوميا

معاملات التعديل إلى مرتين حليب يوميا		عمر البقرة عند الولادة
من ٣ مرات حليب يوميا	من ٤ مرات حليب يوميا	
٠,٨٣	٠,٧٤	٢ سنة لأقل من ٣ سنوات
٠,٨٥	٠,٧٧	٣ سنوات لأقل من ٤ سنوات
٠,٨٧	٠,٧٩	٤ سنوات فأكثر

٢,٦,٣ تعديل عمر البقرة إلى معادل النضج (ME) Mature Equivalent

تستعمل معاملات تعديل عمر البقرة لتصحيح سجلات محصول الحليب المعدلة لطول فترة الحليب إلى ٣٠٥ يوم ومرتين حليب يوميا على أساس محصول الحليب الذي يتوقع أن تنتجه البقرة إذا كانت تامة النمو (6-7) Completely mature سنوات. إلا أن تأثير عمر البقرة على محصول الحليب لا يمكن فصله عن تأثير زيادة البقرة في الوزن والحجم ونمو الضرع مع تقدم العمر حتى تمام النمو. هذا وقد وجد أن معادلة حساب معادل النضج لعمر البقرة عند ٢٤ شهراً تكون:

معامل النضج لعمر البقرة عند عمر ٢٤ شهراً = مستوى الإنتاج من الحليب
للبقرة الناضجة ÷ مستوى الإنتاج للبقرة عند عمر ٢٤ شهراً

والجدول رقم (٢,٤) يشتمل على معاملات تعديل عمر البقرة إلى معادل

النضج في السلالات المختلفة لماشية الحليب (مأخوذة من Bath et al 1985).

الجدول رقم (٢,٤). معاملات تعديل عمر البقرة إلى معامل النضج لمحصول ٣٠٥ يوم

معاملات التعديل في سلالات :					عمر البقرة بالسنة
الجيرسي	الجرنسي	البرون سويس	الإيرشير	الفريزيان	عند الولادة
1.31	1.22	1.51	1.28	1.35	2
1.18	1.12	1.26	1.14	1.21	3
1.07	1.06	1.12	1.10	1.10	4
1.02	1.01	1.05	1.02	1.02	5
1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	6
1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	7
1.02	1.00	1.00	1.03	1.01	8
1.03	1.01	1.01	1.03	1.02	9
1.05	1.01	1.03	1.03	1.04	10

ومن هذا الجدول يتضح طريقة استخدام معاملات التصحيح لعمر البقرة وذلك بأن يضرب إنتاج البقرة المعدل (على أساس ٣٠٥ يوم وحلبتين في اليوم) في المعامل المقابل لعمر هذه البقرة بالسنة فينتج الإنتاج المتوقع كما لو كانت هذه البقرة تحلب وهي في تمام النضج. والجداول أرقام (٢,٤ ، ٢,٥) توضح بعض معاملات التصحيح لعمر البقرة لبعض الدراسات بالمنطقة العربية لبعض سلالات ماشية الحليب.

الجدول رقم (٢,٥). معاملات تعديل عمر البقرة إلى معامل النضج لمحصول ٣٠٥ يوم للفريزيان في مصر

معاملات التعديل :			عمر البقرة بالشهر
مزارع وزارة الزراعة Khalil et al, 1994	المزارع التجارية Khalil et al, 1992	أبقار مديرية التحرير, Galal et al	عند الولادة
1.357	2.254	1.27	أقل من ٢٥
1.313	2.012	1.24	٢٧ - ٢٥
1.273	1.825	1.21	٣٠ - ٢٨
1.238	1.678	1.19	٣٣ - ٣١
1.206	1.559	1.16	٣٦ - ٣٤
1.178	1.462	1.14	٣٩ - ٣٧
1.152	1.381	1.12	٤٢ - ٤٠
1.129	1.313	1.10	٤٥ - ٤٣
1.109	1.256	1.09	٤٨ - ٤٦

تابع الجدول (٢,٥)

معاملات التعديل :			عمر البقرة بالشهر عند الولادة
مزارع وزارة الزراعة Khalil et al, 1994	المزارع التجارية Khalil et al, 1992	أبقار مديرية التحرير, Galal et al,	
1.091	1.207	1.07	٥١ - ٤٩
1.091	1.172	1.06	٥٤ - ٥٢
1.060	1.131	1.05	٥٧ - ٥٥
1.048	1.166	1.04	٦٠ - ٥٨
1.037	1.076	1.03	٦٣ - ٦١
1.028	1.055	1.02	٦٦ - ٦٤
1.020	1.038	1.01	٦٩ - ٦٧
1.013	1.024	1.01	٧٢ - ٧٠
1.008	1.013	1.01	٧٥ - ٧٣
1.004	1.005	1.00	٧٨ - ٧٦
1.002	1.000	1.00	٨١ - ٧٩
1.000	0.988	1.00	٨٤ - ٨٢
1.000	0.988	1.00	٨٧ - ٨٥
1.000	1.001	1.00	٩٠ - ٨٨
1.000	1.000	1.00	أكثر من ٩٠

٢,٦,٤ تعديل نسبة الدهن أو البروتين في الحليب إلى ٤٪

تختلف نسبة الدهن أو البروتين في الحليب من سلالة لأخرى ومن بقرة لأخرى داخل السلالة الواحدة. لذلك تعدل كمية الحليب الناتجة من البقرة إحصائياً إلى مستوى موحد هو لبن معدل به ٤٪ دهن وذلك باستعمال المعادلة التالية (بالنسبة لأبقار الفريزيان):

$$\text{محصول الحليب المعدل إلى ٤٪ دهن} = (\text{محصول الحليب} \times 0.4) + (15 \times \text{محصول الدهن})$$

(محصول الدهن)

ويجوز استخدام هذه المعادلة في تعديل سجلات البروتين كما يلي :
 محصول الحليب المعدل إلى ٤٪ بروتين = (٠,٤ × محصول الحليب) + (١٥ ×
 محصول البروتين).

مثال محلول : محصول الحليب لبقرة ما هو ٣٨٠٠ كجم سنويا ونسبة الدهن به
 ٣,٦٪ فما هو محصول الحليب المعدل إلى ٤٪ دهن ؟
 محصول الحليب المعدل إلى ٤٪ دهن = (٣٨٠٠ × ٠,٤) + (١٥ × (٣,٦ × ٣٨٠٠))
 = ٢٠٥٢ + ١٥٢٠ = ٣٥٧٢ كجم

ويدهي أن لكل سلالة من السلالات معادلة خاصة تختلف فيها المعاملات التي
 تضرب في محصول الحليب والدهن والبروتين وكما أن نسبة الدهن أو البروتين في
 الحليب المعدل قد تختلف عن ٤٪ تبعاً لمتوسط نسبة الدهن أو البروتين في السلالة إذا
 كان التعديل يتم لإنتاج أبقار تنتمي لنفس السلالة إلا أنه في كثير من الأحوال لا يعدل
 نسبة الدهن أو البروتين في الحليب لأنها خاصية وراثية من خصائص البقرة والسلالة
 التي تنتمي إليها.

الجدول رقم (٢,٦). معامل تعديل عمر البقرة إلى معادل النضج لمحصول ٣٠٥ يوم لبقرة الهولستين
 فريزيان المرباة في المملكة العربية السعودية

عمر البقرة بالشهر عند الولادة	معاملات التعديل للعمر خلال شهور السنة					
	يناير	فبراير	مارس	إبريل	مايو	يونيو
	موسم الإدرار الأول :					
١٨	1.36	1.38	1.42	1.41	1.44	1.50
٢٤	1.22	1.23	1.27	1.26	1.28	1.33
٣٠	1.15	1.16	1.19	1.19	1.21	1.25
٣٦	1.13	1.14	1.17	1.17	1.18	1.22
٤٢	1.16	1.17	1.20	1.20	1.21	1.25

تابع الجدول رقم (٢.٦)

معاملات التعديل للعمر خلال شهور السنة						عمر البقرة بالشهر عند الولادة
يونيو	مايو	إبريل	مارس	فبراير	يناير	
موسم الإدرار الثاني :						
1.19	1.16	1.14	1.14	1.11	1.10	٣٠
1.16	1.13	1.11	1.12	1.09	1.08	٣٦
1.13	1.10	1.09	1.09	1.06	1.05	٤٢
1.10	1.07	1.06	1.06	1.04	1.03	٤٨
1.07	1.04	1.03	1.03	1.01	1.00	٥٤
موسم الإدرار الثالث :						
١,١٥	١,١٢	١,١٠	١,١١	١,٠٨	١,٠٧	٤٢
١,١٣	١,١٠	١,٠٨	١,٠٩	١,٠٦	١,٠٥	٤٨
١,١٠	١,٠٧	١,٠٦	١,٠٦	١,٠٤	١,٠٣	٥٤
١,٠٧	١,٠٤	١,٠٣	١,٠٣	١,٠١	١,٠٠	٦٠
١,٠٤	١,٠١	١,٠٠	١,٠٠	٠,٩٨	٠,٩٧	٦٦
موسم الإدرار الرابع :						
١,١١	١,٠٨	١,٠٦	١,٠٧	١,٠٤	١,٠٣	٥٤
١,١٢	١,٠٨	١,٠٧	١,٠٧	١,٠٥	١,٠٤	٦٠
١,٠٩	١,٠٦	١,٠٥	١,٠٦	١,٠٣	١,٠٢	٦٦
١,١	١,٠٧	١,٠٦	١,٠٦	١,٠٤	١,٠٣	٧٢
١,٠٩	١,٠٦	١,٠٥	١,٠٥	١,٠٣	١,٠٢	٧٨
موسم الإدرار الخامس وما بعده :						
١,١٤	١,١	١,٠٩	١,٠٩	١,٠٧	١,٠٦	٦٦
١,١٣	١,٠٩	١,٠٨	١,٠٨	١,٠٦	١,٠٥	٧٢
١,١٢	١,٠٩	١,٠٧	١,٠٨	١,٠٥	١,٠٤	٧٨
١,١٢	١,٠٩	١,٠٧	١,٠٨	١,٠٥	١,٠٤	٨٤
١,١٢	١,٠٩	١,٠٧	١,٠٨	١,٠٥	١,٠٤	٩٠

المصدر: Mansour, 1992

تابع الجدول رقم (٢.٦).

معاملات التعديل للعمر خلال شهور السنة						عمر البقرة بالشهر عند الولادة
ديسمبر	نوفمبر	أكتوبر	سبتمبر	أغسطس	يوليو	
موسم الإدراج الأول :						
1.26	1.29	1.32	1.34	1.42	1.42	١٨
1.14	1.17	1.19	1.21	1.27	1.27	٢٤
1.08	1.10	1.12	1.14	1.19	1.19	٣٠
1.06	1.08	1.10	1.12	1.17	1.17	٣٦
1.08	1.11	1.13	1.15	1.20	1.20	٤٢
موسم الإدراج الثاني :						
١,٠٤	١,٠٦	١,٠٨	١,٠٩	١,١٤	١,١٤	٣٠
١,٠١	١,٠٤	١,٠٥	١,٠٧	١,١٢	١,١٢	٣٦
٠,٩٩	١,٠١	١,٠٣	١,٠٤	١,٠٩	١,٠٩	٤٢
٠,٩٧	٠,٩٩	١,٠٠	١,٠٢	١,٠٦	١,٠٦	٤٨
٠,٩٤	٠,٩٦	٠,٩٨	٠,٩٩	١,٠٣	١,٠٣	٥٤
موسم الإدراج الثالث :						
١,٠١	١,٠٣	١,٠٥	١,٠٦	١,١١	١,١١	٤٢
٠,٩٩	١,٠١	١,٠٣	١,٠٤	١,٠٩	١,٠٩	٤٨
٠,٩٧	٠,٩٩	١,٠٠	١,٠٢	١,٠٦	١,٠٦	٥٤
٠,٩٤	٠,٩٦	٠,٩٨	٠,٩٩	١,٠٣	١,٠٣	٦٠
٠,٩٢	٠,٩٤	٠,٩٥	٠,٩٦	١,٠٠	١,٠٠	٦٦
موسم الإدراج الرابع :						
٠,٩٧	٠,٩٩	١,٠١	١,٠٢	١,٠٧	١,٠٧	٥٤
٠,٩٨	١,٠٠	١,٠٢	١,٠٣	١,٠٧	١,٠٧	٦٠
٠,٩٦	٠,٩٨	١,٠٠	١,٠١	١,٠٥	١,٠٥	٦٦
٠,٩٧	٠,٩٩	١,٠١	١,٠٢	١,٠٦	١,٠٦	٧٢
٠,٩٦	٠,٩٨	١,٠٠	١,٠١	١,٠٥	١,٠٥	٧٨

تابع الجدول رقم (٢.٦).

معاملات التعديل للعمر خلال شهور السنة						عمر البقرة بالشهر عند الولادة
ديسمبر	نوفمبر	أكتوبر	سبتمبر	أغسطس	يوليو	
موسم الإدرار الخامس وما بعده :						
٠.٩٩	١.٠١	١.٠٣	١.٠٥	١.٠٩	١.٠٩	٦٦
٠.٩٩	١.٠١	١.٠٢	١.٠٤	١.٠٨	١.٠٨	٧٢
٠.٩٨	١.٠٠	١.٠٢	١.٠٣	١.٠٨	١.٠٨	٧٨
٠.٩٨	١.٠٠	١.٠٢	١.٠٣	١.٠٨	١.٠٨	٨٤
٠.٩٨	١.٠٠	١.٠٢	١.٠٣	١.٠٨	١.٠٨	٩٠

المصدر: Mansour, 1992

٢.٦.٥ التعديل لطول فترة الأيام المفتوحة Days open

الجدول رقم (٢.٧) يبين معاملات التعديل لطول فترة الأيام المفتوحة لمحصول

٣٠٥ يوم لبقر الهولستين فريزيان المربى في مصر وكذلك للجاموس المصري

جدول رقم (٢-٧): معاملات التعديل لطول فترة الأيام المفتوحة لمحصول ٣٠٥ يوم لبقر الهولستين فريزيان المربى في مصر وكذلك للجاموس المصري

معاملات التعديل		طول فترة الأيام المفتوحة باليوم
المزارع التجارية	مزارع وزارة الزراعة	
الفريزيان (Khalil et al, 1992; Khalil et al, 1994) :		
	1.040	أقل من ٤٠
1.154	1.028	٥٩ - ٤٠
1.089	1.019	٧٩ - ٦٠
1.040	1.011	٩٩ - ٨٠
1.003	1.005	١١٩ - ١٠٠
0.997	1.002	١٣٩ - ١٢٠

تابع للجدول رقم (٢٠٧).

معاملات التعديل		طول فترة الأيام المفتوحة باليوم
المزارع التجارية	مزارع وزارة الزراعة	
0.960	1.000	١٤٠ - ١٥٩
0.960	1.000	١٦٠ - ١٧٩
1.095	1.003	١٨٠ - ١٩٩
0.955	1.007	أكثر من ٢٠٠
الجاموس المصري (Khalil et al. 1992) :		
	1.087	أقل من ٣١
	1.051	٣١ - ٦٠
	1.018	٦١ - ٩٠
	0.972	٩١ - ١٢٠
	0.958	١٢١ - ١٥٠
	0.931	١٥١ - ١٨٠
	0.905	١٨١ - ٢١٠
	0.88	٢١١ - ٢٤٠
	0.869	٢٤١ - ٢٧٠
	0.835	٢٧١ - ٣٠٠
	0.814	أكثر من ٣٠١

٢,٧ مثال محلول لتعديل سجلات الحليب

إذا توافرت المعلومات الآتية على ثلاث بقرات فريزيان :

المعلومات	رقم البقرة		
	الأولى	الثانية	الثالثة
محصول الحليب (كجم)	٢٥٠٠	٣٥٠٠	٢٠٠٠
نسبة الدهن	٣%	٤%	٥%
عدد مرات الحليب اليومي	٣	٤	٢
طول فترة الإدرار باليوم	٣٠٥	٣٦٠	٢٧٠
عمر البقرة عند الولادة بالسنة	٣	٧	٢

والمطلوب المقارنة بين هذه الأبقار الثلاث بالنسبة لمحصول الحليب والدهن أو بمعنى آخر كيف يمكن تعديل سجلات الحليب إلى ٣٠٥ يوم ومرتين حليب يوميا ومعادل النضج أو اختصارا (٣٠٥ ، ME٢ ، X).

المقارنة بين هذه البقر قبل التعديل لسجلاتها تعطي نتائج متحيزة Biased results لبقرة أو لأخرى نظرا لاختلاف طول فترة الإدرار (طول موسم الإدرار) وعدد مرات الحليب اليومي وعمر البقرة عند الولادة وكلها عوامل تؤثر في محصول الحليب الناتج. لذلك يجرى لهذه العوامل تعديل إحصائي عن طريق معاملات التصحيح للسجلات كلها على أساس مستوى قياسي موحد لإزالة أثر هذه العوامل على الفروق في محصول الحليب الناتج . وللحصول على تلك السجلات ذات المستوى القياسي الموحد يضرب محصول الحليب الناتج من كل بقرة في معاملات التصحيح لكل عامل مؤثر على محصول الحليب والدهن كما يلي :

١ - التعديل لطول موسم الإدرار إلى ٣٠٥ يوم:

رقم البقرة	طول موسم الإدرار باليوم	معامل التصحيح	محصول الحليب بالكيلوجرام	محصول الدهن بالكيلو جرام	محصول الحليب المعدل إلى ٣٠٥ يوم (كجم)	محصول الدهن المعدل إلى ٣٠٥ يوم (كجم)
١	٣٠٥	١,٠	٢٥٠٠	٧٥	٢٥٠٠	٧٥
		÷٣٠٥				
٢	٣٦٠	=٣٦٠	٣٥٠٠	١٤٠	٢٩٧٥	١١٩
		٠,٨٥				
		÷٣٠٥				
٣	٢٧٠	=٢٧٠	٢٠٠٠	١٠٠	٢٢٦٠	١١٣
		١,١٣				

٢ - التعديل لعدد مرات الحليب اليومي (مرتين يوميا):

رقم البقرة	العمر عند الولادة بالسنة	عدد مرات الحليب اليومي	معامل التصحيح إلى مرتين حليب	محصول الحليب المعدل إلى ٣٠٥ يوم (كجم)	محصول الدهن المعدل إلى ٣٠٥ يوم (كجم)
١	٣	٣	٠,٨٥	٢١٢٥	٦٣,٧٥
٢	٧	٤	٠,٧٩	٢٣٤٩	٩٤,٠١
٣	٢	٢	١,٠٠	٢٢٦٠	١١٣

٣- التعديل لعمر البقرة إلى معادل النضج:

رقم البقرة	العمر عند الولادة بالسنة	معامل التصحيح لعمر البقرة إلى معادل النضج	محصول الحليب المعدل إلى ٣٠٥ يوم ومرتين حليب يوميا ومعادل النضج بالكجم (305, 2X, ME)	محصول الدهن المعدل إلى ٣٠٥ يوم ومرتين حليب يوميا ومعادل النضج بالكجم (305, 2X, ME)
١	٣	١,٢١	٢٥٧١	٧٧,١٤
٢	٧	١,٠٠	٢٣٤٩	٩٤,٠١
٣	٢	١,٣٥	٣٠٥١	١٥٢,٥٥

نلاحظ أن ترتيب البقر حسب الإنتاج قد تغير، فبالنسبة لمحصول الحليب غير المعدل كان ترتيب البقر هو الثانية ثم الأولى ثم الثالثة وكذلك محصول الدهن غير المعدل كان الترتيب هو البقرة الثانية ثم الثالثة ثم الأولى، أما بالنسبة للإنتاج المعدل فقد أصبح الترتيب الثالثة ثم الأولى وأخيرا تأتي الثانية بالنسبة لمحصول الحليب، وكذلك الثالثة ثم الثانية وأخيرا تأتي الأولى بالنسبة لمحصول الدهن. وسوف نتغاضى عن التعديل لنسبة الدهن آخذين بالرأي القائل بأن هذا التعديل يزيل جزءا من التباين الوراثي المطلوب الإبقاء عليه بين البقرات المختلفة. هذا ويمكن استعمال نفس معاملات التعديل الخاصة بنتائج الحليب والدهن في تعديل محصول البروتين.

تمرين للحل: إذا توافر سجل إنتاجي واحد لكل من ثلاثة بقرات جبرسي موضح به المعلومات التالية:

المعلومات	رقم البقرة		
	١	٢	٣
إنتاج الحليب بالكيلوجرام	٢٠٠٠	٣٢٠٠	٣٥٠٠
طول موسم الإدرار باليوم	٢٧٠	٣٣٠	٣٧٠
نسبة الدهن	%٤	%٣,٥	%٤
نسبة البروتين	%٣,٨	%٣,٢	%٣,٧
عدد مرات الحليب اليومي	٢	٣	٤
عمر البقرة عند الولادة	٤	٥	٧

كيف يمكن تعديل السجلات إلى ME , X2 , 305 إذا علمت أن معاملات التصحيح لعمر البقرة عند ٤ ، ٥ ، ٧ سنوات هي ١,٠٧ ، ١,٠٢ ، ١,٠٠ على التوالي ثم قارن بين البقر الثلاث.

٢,٨ تقدير الكفاءة الإنتاجية للحيوان لأغراض الانتخاب والاستبعاد

٢,٨,١ مفهوم الكفاءة الإنتاجية للحيوان وأهمية تقديرها

في البلاد النامية حيث إن الرقعة الزراعية والموارد العلفية محدودة ومن ثم فإن التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية وما يتبعه من زيادة الكفاءة التحويلية للغذاء لهذه الحيوانات يأخذ أهمية خاصة حيث يؤدي إلى زيادة الإنتاج دون حاجة إلى زيادة أعداد الحيوانات بل وإلى إمكان إنقاص أعدادها كما هو الحال في بعض البلاد التي أحرزت تقدماً كبيراً في هذا المجال مثل الولايات المتحدة الأمريكية.

على الرغم من أهمية البيئة في التأثير على الصفات الإنتاجية في الحيوانات الزراعية إلا أن تحسين الظروف البيئية المحيطة بالحيوانات لا يمكن أن يؤدي إلى زيادة ملموسة ومطرودة في الإنتاج سواء في القطيع الواحد أو على المستوى القومي ما لم تكن

لهذه الحيوانات المقدرة الوراثية التي تمكنها من الاستجابة للتحسين البيئي والتي يمكن تقييمها من سجلات الإنتاج الدقيقة .

في الصفات التي يمكن قياسها على نفس الحيوان خلال حياته مثل محصول الحليب فإن كمية الحليب الناتجة في الموسم الواحد أو خلال فترة الحياة الإنتاجية تصلح بعد التعامل معها إحصائياً بوصف ذلك دليلاً وراثياً جيداً لقياس كفاءة الحيوان الإنتاجية. ويصلح هذا الدليل للمقارنة بين الحيوانات بغرض اختيار أفضلها، وهنا تبرز ضرورة إيجاد تعريف دقيق لمعنى الكفاءة الإنتاجية والتي يقصد بها درجة تفوق الحيوان على أقرانه، وذلك التفوق الذي يمكن أن ينتقل من الحيوان إلى نسله. والمقارنة هنا تتم بين حيوانات تتفاوت أعمارها وبالتالي تختلف في مرحلة نضجها كما تختلف في مواعيد بدء مواسم إنتاجها وفي طول الفترات التي امتدت إليها تلك المواسم. كما أن مستويات الرعاية قد تختلف من قطيع إلى آخر إذا شملت المقارنة حيوانات موزعة في أكثر من قطيع وقد تزيد صعوبة المقارنة إذا تمت على أساس سجلات الإنتاج لأكثر من موسم إنتاج حيث يختلف عدد المواسم التي تؤخذ في الاعتبار عند التقييم وتختلف بذلك دقة التقييم من حيوان لآخر. لذلك فإن إيجاد مقاييس للكفاءة الإنتاجية سهلة الحساب، وعلى درجة مقبولة من الدقة يصبح أملاً بالغ الأهمية لاختبار الحيوانات الأفضل وراثياً سواء لإعطائها الفرصة للاستمرار في القطيع لمواسم مقبلة، أو لإنتاج نسل متفوق لغرض الإحلال في القطيع مستقبلاً.

٢.٨.٢ عناصر قياس الكفاءة الإنتاجية

٢.٨.٢.١ سجلات الإنتاج Production records وتعدادها

وهي سجلات الإنتاج للحيوان طوال حياته. وهناك كثير من الصفات يتكرر ظهورها على الحيوان أكثر من مرة خلال حياته مثل إنتاج الحليب في الموسم، عدد الخلفة ووزنها في البطن الواحدة في الأرناب والمعز ووزن الجزة في الغنم ووزن العجل في كل ولادة. ولذلك عند المفاضلة بين الحيوانات بالنسبة لهذه الصفات يجب الأخذ في

الاعتبار عدد السجلات التي أعطاهها الحيوان لأن ذلك يعطى الفرصة للعوامل البيئية لكي يعادل بعضها البعض ويقترّب متوسط سجلات الحيوانات من حقيقته الوراثة. ومن المعروف وراثيا أن تعدد السجلات يقلل التباين البيئي وكذلك فإن نسبة كفاءة الانتخاب عند الاعتماد على عدد (n) من السجلات إلي كفاءة الانتخاب على أساس سجل واحد يمكن حسابها بالتعويض في المعادلة التالية :

كفاءة الانتخاب على أساس n من السجلات ÷ كفاءة الانتخاب على أساس سجل واحد =

$$\sqrt{\frac{n}{1+(n-1)t}}$$

حيث n = عدد السجلات ، t = المعامل التكراري للصفة.

فإذا كان الانتخاب على أساس ثلاثة سجلات في صفة كوزن الخلفة في البطن الواحدة عند الفطام في الأرنب أو المعز (أي ثلاث ولدات للأنثى) ومعاملها التكراري ٠,٣ فإن نسبة كفاءة الانتخاب على أساس ثلاثة سجلات إلي سجل واحد تكون :

$$\sqrt{\frac{3}{1+(3-1)0.3}} = 1.37$$

وعند الانتخاب على أساس ٦ سجلات مع ثبات قيمة المعامل التكراري فإن نسبة كفاءة الانتخاب عند استخدام ٦ سجلات إلي سجل واحد يكون :

كفاءة الانتخاب على أساس ٦ سجلات ÷ كفاءة الانتخاب على أساس سجل واحد =

$$\sqrt{\frac{6}{1+(6-1)0.3}} = 1.55$$

ومعنى ذلك عند ثبات المعامل التكراري تزداد كفاءة الانتخاب كلما زادت عدد السجلات المستخدمة

وعند زيادة قيمة المعامل التكراري إلى ٠,٨ مع ثبات عدد السجلات (٣ سجل) فإن:

كفاءة الانتخاب على أساس ٣ سجلات ÷ كفاءة الانتخاب على أساس سجل واحد =

$$\sqrt{\frac{3}{1 + (3 - 1)0.8}} = 1.07$$

ومن ذلك يتضح أنه عند تثبيت عدد السجلات فإن كفاءة الانتخاب تقل بزيادة المعامل التكراري. وهذا يعنى إذا تم الوصول بقيمة المعامل التكراري إلى الواحد الصحيح لا يكون هناك أثرا في كفاءة الانتخاب بزيادة عدد السجلات حيث إنه في هذه الحالة يكون معامل الارتباط بين السجلات ارتباطا تاما أي أن السجل متوفر به جميع المعلومات التي توجد في السجلات الأخرى ولذا فلا داعي لها ويتضح ذلك من النسبة التالية:

كفاءة الانتخاب على أساس n من السجلات ÷ كفاءة الانتخاب على أساس سجل واحد =

$$\sqrt{\frac{3}{1 + (3 - 1)1}} = 1.0$$

٢,٨,٢,٢ متوسط القطيع Herd average

وهو المستوى الذي تقارن على أساسه الحيوانات داخل القطيع Within herd ، والذي يمثل أثر العوامل البيئية العامة التي تؤثر على جميع الحيوانات التي أعطت

مواسم إنتاج تحت ظروف متشابهة أساسا ، وتكون الحيوانات المتفوقة ذات إنتاج أعلى من هذا المتوسط والحيوانات المتدنية ذات إنتاج أقل منه ويعبر عن سجلات الإنتاج بوصفها انحرافات عن هذا المتوسط.

٢,٨,٢,٣ المعامل التكراري Repeatability

وهو مقياس وراثي يعبر عن العلاقة بين السجلات المتتالية لنفس الحيوان. وبمعنى آخر يعرف بأنه مؤشر على مقدرة الحيوان على تكرار نفس الأداء للصفة من موسم إلى آخر ويعبر عنه في النسبة المئوية بأن الحيوان المتفوق على تفوقه وأن يحافظ على هذا التفوق فمثلا إذا كان المعامل التكراري لصفة ما كإنتاج الحليب هو ٠,٤٥ أن الحيوان لديه القدرة بنسبة ٤٥ ٪ اختلافه عن متوسط القطيع في المواسم القادمة.

٢,٨,٢,٤ المكافئ الوراثي Heritability

وهو مقياس وراثي يعبر عن مقدار تفوق الحيوان في النسبة المئوية وهو الأمر الذي ينتقل إلى نسله (الذي يرجع إلى التباين الوراثي ذي الأثر التجمعي). وكما سبق ذكره فإن تعدد السجلات يقلل التباين البيئي لذا فإن المكافئ الوراثي لمتوسط السجلات يزداد بزيادة عدد السجلات وعليه يمكن حساب قيمة المكافئ الوراثي في حالة توفر عدد (n) من السجلات بالنسبة لقيمته عند وجود سجل واحد من العلاقة التالية:

$$\frac{h^2_n}{h^2_1} = \sqrt{\frac{n}{1 + (n-1)t}}$$

$$h^2_n = h^2_1 \left[\sqrt{\frac{n}{1 + (n-1)t}} \right]$$

حيث: h^2_n = المكافئ الوراثي المحسوب علي أساس n من السجلات.

h^2_1 = المكافئ الوراثي المحسوب على أساس سجل واحد.
وعليه يمكن حساب التحسين الوراثي المتوقع من الانتخاب على أساس n سجل (ΔG) كآتي:
الاستجابة أو التحسين الوراثي المتوقع من الانتخاب أساس n من السجلات =
الفارق الانتخابي \times المكافئ الوراثي المحسوب على أساس n من السجلات.
لذلك فإن ΔG تكون:

$$\Delta G = (S)(h^2) \sqrt{\left[\frac{n}{1 + (n-1)t} \right]}$$

٢,٨,٣ تقدير أقصى مقدرة إنتاجية محتملة **Most probable producing ability (MPPA)**:

ويساعد هذا المقياس في التنبؤ بالإنتاج المستقبلي للحيوان من إنتاجه الحالي منسوباً إلى متوسط القطيع.

٢,٨,٣,١ حساب أقصى مقدرة إنتاجية محتملة (MPPA) في حالة وجود سجل واحد للحيوان:

$$MPPA = \bar{X}_h + r(X_A - \bar{X}_h)$$

حيث: \bar{X}_h = متوسط القطيع.

X_A = إنتاج الحيوان في حالة وجود سجل واحد.

r = المعامل التكراري للصفة Repeatability .

مثال محلول: بقرة لها سجل واحد من الإدراج إنتاجه ٥٠٠٠ كيلو جرام من

الحليب ومتوسط القطيع ٣٥٠٠ كيلو جرام من الحليب المعدل (٣٠٥ ، ME٢ ، X)

فاحسب المقدرة الإنتاجية المحتملة لهذه البقرة إذا علمت أن المعامل التكراري لهذه الصفة = ٠.٤ ؟

$$MPPA = \bar{X}_h + r(X_A - \bar{X}_h)$$

$$MPPA = 3500 + 0.4(5000 - 3500) = 4100 \text{ kg}$$

أي أن الإنتاج المتوقع لتلك البقرة في الموسم القادم سيكون ٤١٠٠ كجم.

٢,٨,٣,٢ حساب المقدرة الإنتاجية المحتملة (MPPA) في حالة وجود أكثر من سجل للحيوان:

في حالة وجود أكثر من سجل واحد للحيوان فيجب استعمال كل السجلات لهذا الحيوان وحساب متوسط الإنتاج من هذه السجلات والذي يستعمل بدورة في تقدير أقصى قدرة إنتاجية محتملة لهذا الحيوان. وبما أن الزيادة في عدد السجلات يصاحبه نقص في التباين البيئي المؤقت (σ_{Et}^2) وبالتالي نقص في التباين المظهري ويمثل هذا النقص زيادة في دقة تعبير مظهر الفرد عن قيمته الحقيقية. لذلك يجرى تعديل لاختلاف عدد السجلات التي يحسب منها متوسط كل حيوان. والمعادلة التالية يمكن استخدامها في حساب القدرة الإنتاجية المحتملة للحيوان في حالة تعدد سجلاته:

$$MPPA = \bar{X}_h + \left[\frac{nr}{1 + (n-1)r} \right] (\bar{X}_A - \bar{X}_h)$$

حيث n تمثل عدد السجلات للحيوان بينما باقي مكونات المعادلة تعرف كما في المعادلة السابقة ويسمى المعامل $\left[\frac{nr}{1 + (n-1)r} \right]$ بمعامل انحدار السجلات المستقبلية للحيوان على متوسط n من سجلاته الحالية، ويزيد هذا المعامل بزيادة عدد السجلات

الحالية n إلا أن الزيادة غير طردية (أي ليست خطأ مستقيما linear) وتقل الحاجة لمزيد من السجلات كلما كانت قيمة r كبيرة .

مثال محلول رقم (١): بقرة لها ثلاثة سجلات من الإدراج متوسطهم ٥٠٠٠ كيلو جرام من الحليب ومتوسط القطيع ٣٥٠٠ كيلو جرام من الحليب المعدل (305,2X ME), فاحسب المقدرة الإنتاجية المحتملة لهذه البقرة إذا علمت أن المعامل التكراري لهذه الصفة = ٠,٤ ؟

$$MPPA = \bar{X}_h + \left[\frac{nr}{1 + (n-1)r} \right] (\bar{X}_A - \bar{X}_h)$$

$$MPPA = 3500 + \left[\frac{3(0.4)}{1 + (3-1)0.4} \right] (5000 - 3500)$$

$$= 3500 + 1000 = 4500 \text{ kg}$$

أي أن الإنتاج المتوقع لهذه البقرة في الموسم القادم هو ٤٥٠٠ كيلو جرام وعلى أساس هذه الرقم بالإضافة إلى معلومات أخرى قد يتحدد بقاء تلك البقرة في القطيع أو استبعادها.

وعادة يلاحظ أن متوسط القطيع قد لا يكون ثابتا من سنة إلى أخرى لذلك فإن هناك طريقة أكثر واقعية وأكثر دقة في تقدير أقصى مقدرة إنتاجية محتملة للحيوان تكون عن طريق مقارنة كل سجل أنتجه الحيوان في سنة معينة بمتوسط القطيع في نفس السنة وحساب الفرق بينهما ثم جمع الفروق وضربها في المعاملات الخاصة بكل تقدير، وعلى ذلك فإن معادلة أقصى مقدرة إنتاجية محتملة للحيوان محسوبة بوصفها انحراف عن متوسط القطيع تكون:

$$MPPA = \bar{X}_h + \left[\frac{nr}{1 + (n-1)r} \right] \sum (X_A - \bar{X}_{ha})$$

حيث $\bar{X}_{ha} =$ متوسط القطيع السنوي Annual herd average وباقي مكونات المعادلة كما تم تعريفه في المعادلة السابقة.

مثال محلول رقم (٢): إذا طلب منك اختيار بقرة واحدة من أربع بقرات محلية تجمعت عنها المعلومات الآتية فأيهما تختار:

البقرة (أ): أعطت في الموسم الخامس والسادس ٢٥٠٠ ، ٤٠٠٠ كجم من الحليب على التوالي .

البقرة (ب): أعطت في الموسم الأول ٢٨٠٠ كجم

البقرة (ج): أعطت في الموسم الأول والثاني والثالث إنتاج حليب قدره ٢٠٠٠ ، ٢٥٠٠ ، ٣٠٠٠ كجم على التوالي .

البقرة (د): أعطت في الموسم الخامس ٣٨٠٠ كجم من الحليب

هذا مع العلم أن المعامل التكراري لصفة إدرار الحليب هو ٠,٣٥ وأن البقرات الأربعة تنتمي إلى قطيع واحد متوسطه ٢٠٠٠ كجم في الموسم

الحل

البقرة الأولى:

$$MPPA = \bar{X}_h + \left[\frac{nr}{1 + (n-1)r} \right] \sum (X_A - \bar{X}_h)$$

$$MPPA = 2000 + \left[\frac{2(0.35)}{1 + (2-1)0.35} \right] [(2500 - 2000) + (4000 - 2000)]$$

$$= 2000 + (0.519)(2500) = 3297.5 \text{ kg}$$

البقرة الثانية:

$$MPPA = \bar{X}_h + r(X_A - \bar{X}_h)$$

$$= 2000 + 0.35(2800 - 2000) = 2280 \text{ kg}$$

البقرة الثالثة:

$$MPPA = \bar{X}_h + \left[\frac{nr}{1+(n-1)r} \right] \sum (X_A - \bar{X}_h)$$

$$MPPA = 2000 + \left[\frac{3(0.35)}{1+(3-1)0.35} \right] [(2000-2000) + (2500-2000) + (3000-2000)]$$

$$= 2000 + (0.618)(1500) = 2927.5kg$$

البقرة الرابعة :

$$MPPA = \bar{X}_h + r(X_A - \bar{X}_h) = 2000 + 0.35(3800 - 2000) = 2630kg$$

وبالتالي يصبح ترتيب البقر على النحو التالي : الأولى فالثالثة فالرابعة وأخيرا

تأتى البقرة الثانية.

٢,٨,٤ تقدير القيمة التربوية باستخدام سجلات الحيوان المصححة للعوامل غير

الوراثية:

هنا تستخدم القيمة التربوية المحتملة (PBV) Probable breeding value في تقييم الحيوان حيث إن هذا المقياس يساعد على التنبؤ بالإنتاج المستقبلي لأبناء الحيوان من إنتاجه الحالي منسوبا إلى متوسط القطيع. وتحسب القيمة التربوية المحتملة للبقرة علي سبيل المثال بطريقة مشابهة للطريقة المتبعة في حساب المقدرة الإنتاجية المحتملة MPPA إلا أننا في هذه الحالة نستعمل المكافئ الوراثي h^2 بدلا من المعامل التكراري نظرا لكون المكافئ الوراثي هو الذي يحدد الجزء المنتقل للأبناء.

٢,٨,٤,١ القيمة التربوية المحتملة (PBV) في حالة وجود سجل واحد للحيوان :

$$PBV = \bar{X}_h + h^2 (X_A - \bar{X}_h)$$

أي أن القيمة التربوية المحتملة = متوسط القطيع + المكافئ الوراثي (سجل الحيوان - متوسط القطيع).

حيث إن h^2 = المكافئ الوراثي للصفة الإنتاجية ، وباقي مكونات المعادلة تعرف كما في معادلات حساب المقدرة الإنتاجية المحتملة.

مثال محلول: كبش له سجل واحد لمحصول الصوف هو ٢,٤ كجم من قطع متوسطه ٢,٢ كجم فإذا علمت أن المكافئ الوراثي لصفة محصول الصوف هو ٠,٣ فاحسب القيمة التربوية المحتملة لهذا الكبش؟

الحل

$$PBV = \bar{X}_h + h^2 (X_A - \bar{X}_h)$$

$$PBV = 2,2 + 0,3(2,4 - 2,2) = 2,26 \text{ kg}$$

٢,٨,٤,٢ القيمة التربوية المحتملة في حالة وجود أكثر من سجل واحد للحيوان
القيمة التربوية المحتملة بوصفها انحرافا عن متوسط القطيع = (معامل انحدار إنتاج أبناء الحيوان المستقبلي على متوسط n من سجلاته الحالية) (مجموع انحرافات سجلات الحيوان عن متوسط القطيع. أي أن:

$$PBV = \bar{X}_h + \left[\frac{nh^2}{1 + (n-1)r} \right] \sum (X_A - \bar{X}_h)$$

حيث : n = عدد السجلات للحيوان.

h^2 = المكافئ الوراثي للصفة.

r = المعامل التكراري للصفة، وباقي مكونات المعادلة تم تعريفها في المعادلات السابقة. ويسمى المعامل $[\frac{nh^2}{1+(n-1)r}]$ بمعامل اعتماد (المخدر) إنتاج أبناء الحيوان المستقبلي على متوسط n من سجلاته الحالية.

مثال محلول رقم (١): بقرة لها سجلان، ومتوسط انحرافها عن متوسط القطيع = ٢٨٠ كجم من الحليب، فإذا فرضنا أن المكافئ الوراثي لصفة إنتاج الحليب = ٠.٢٥ والمعامل التكراري لها هو ٠.٤ فإن القيمة التربوية يمكن حسابها بوصفها انحرافا عن متوسط القطيع كما يلي:

$$PBV = [\frac{nh^2}{1+(n-1)r}](\bar{X}_A - \bar{X}_h)$$

$$= [\frac{2(0.25)}{1+(2-1)0.4}](280) = +100kg$$

أي أن القيمة التربوية المحتملة (PBV) لتلك البقرة هي +١٠٠ فوق متوسط القطيع.

ويلاحظ أن متوسط القطيع لا يكون ثابتا من سنة إلى أخرى لذلك فإن إظهار السجلات بوصفها انحرافات عن متوسط القطيع تزيد من دقة تقدير القيمة التربوية المحتملة وكذلك المقدرة الإنتاجية المحتملة للحيوانات وتحسب هذه الانحرافات بمقارنة كل سجل أنتجه الحيوان في سنة معينة بمتوسط القطيع في نفس السنة مع جمع هذه الفروق.

مثال محلول رقم (٢). إذا توافرت لديك المعلومات الآتية عن ٣ بقرات جيسى في أحد القطعان لستة سنوات متتالية:

إنتاج الحليب في الموسم (كجم)	رقم البقرة	متوسط القطيع
١	٢	٣

٢٤٠٠	٢٣٠٠		٢٨٠٠	الموسم الأول
٢٤٨٠	٢٤٥٠		٢٤٠٠	الموسم الثاني
٢٥٢٠	٢٦٢٠	٢٦٠٠	٢٣٠٠	الموسم الثالث
٢٦٣٠	٢٨٤٠	٢٧٠٠		الموسم الرابع
٢٦٨٠	٢٩٢٠	٢٧٦٠		الموسم الخامس
٢٨٢٠	٣١٠٠	٢٩٠٠		الموسم السادس

فإذا علمت أن المكافئ الوراثي لصفة إنتاج الحليب = ٠,٢ والمعامل التكراري = ٠,٣٢ فاحسب المقدرة الإنتاجية المحتملة لكل بقرة وما هي القيمة التربوية المحتملة للأبقار الثلاث وأيها تختار للتربية؟

الحل

حساب المقدرة الإنتاجية المحتملة (MPPA) محسوبة بوصفها انحرافا عن متوسط

القطيع:

المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الأولى:

$$MPPA = \left[\frac{nr}{1+(n-1)r} \right] \sum (X_A - \bar{X}_h)$$

$$MPPA = \left[\frac{3(0.32)}{1+(3-1)0.32} \right] [(2800-2400) + (2400-2480) + (2300-2520)]$$

$$= (0.585)(100) = 58.5kg$$

أي أن المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الأولى هو ٥٨,٥ كجم من اللبن فوق

متوسط القطيع.

المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الثانية:

أي أن المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الثانية هو ٢٠٢,٤ كجم من اللبن فوق

متوسط القطيع.

المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الثالثة :

$$MPPA = \left[\frac{6(0.32)}{1 + (6-1)0.32} \right] [(2300 - 2400) + (2450 - 2480) + (2620 - 2520) + (2840 - 2630) + (2920 - 2680) + (3100 - 2820)]$$

$$= (0.738)(340) = 251.1kg$$

ومن ثم فإن المقدرة الإنتاجية المحتملة للبقرة الثالثة هو ٢٥١,١ كجم لبن فوق متوسط القطيع.

حساب القيمة التربوية المحتملة للحيوان محسوبة بوصفها انحرافا عن متوسط

القطيع:

القيمة التربوية المحتملة للبقرة الأولى :

$$PBV = \left[\frac{nh^2}{1 + (n-1)r} \right] \sum (\bar{X}_A - \bar{X}_h)$$

حيث إن القيمة $(\bar{X}_A - \bar{X}_h)$ تمثل مجموع انحرافات سجل إنتاج البقرة في كل سنة عن متوسط القطيع في نفس السنة •

$$PBV = \left[\frac{3(0.2)}{1 + (3-1)0.32} \right] [(2800 - 2400) + (2400 - 2480) + (2300 - 2520)]$$

$$= (0.366)(100) = 36.6kg$$

أي أن القيمة التربوية المحتملة PBV للبقرة الأولى هي ٣٦,٦ كجم من اللبن فوق متوسط القطيع

القيمة التربوية المحتملة للبقرة الثانية :

مجموع انحرافات سجل إنتاج البقرة في كل سنة عن متوسط القطيع في نفس السنة = (٢٥٢٠ - ٢٦٠٠) + (٢٦٣٠ - ٢٧٠٠) + (٢٦٨٠ - ٢٧٦٠) + (٢٩٠٠ - ٢٨٢٠) = ٣١٠ كجم لبن.

$$PBV = \left[\frac{4(0.2)}{1 + (4 - 1)0.32} \right] (310) = (0.408)(310) = +126.5kg$$

أي أن القيمة التربوية المحتملة (PBV) للبقرة الثانية = + ١٢٦,٥ كجم لبن فوق متوسط القطيع.

القيمة التربوية المحتملة للبقرة الثالثة :

مجموع انحرافات سجل إنتاج البقرة في كل سنة عن متوسط القطيع في نفس السنة = (٢٤٠٠ - ٢٣٠٠) + (٢٤٨٠ - ٢٤٥٠) + (٢٦٣٠ - ٢٨٤٠) + (٢٦٨٠ - ٢٩٢٠) = ٣٤٠ كجم من اللبن

$$PBV = \left[\frac{6(0.2)}{1 + (6 - 1)0.32} \right] (340) = (0.461)(340) = +156.9kg$$

أي أن القيمة التربوية المحتملة (PBV) للبقرة الثالثة هي + ١٥٦,٩ كجم من اللبن فوق متوسط القطيع .

وحيث إن المتوسط العام للقطيع في المواسم الثلاثة الأولى = ٢٤٦٦,٧ كجم من اللبن.

وأن المتوسط العام للقطيع من الموسم الثالث حتى السادس = ٢٦٦٢,٥ كجم من اللبن.

والمتوسط العام للقطيع لجميع المواسم الستة = ٢٥٨٨,٣ كجم.

وعليه فإن القيمة التربوية للأبقار الثلاثة تكون كالآتي :

القيمة التربوية للبقرة الأولى = ٢٤٦٦,٧ + ٣٦,٦ = ٢٥٠٣,٣ كجم من اللبن.

والقيمة التربوية للبقرة الثانية = ٢٦٦٢,٥ + ١٢٦,٥ = ٢٧٨٩ كجم من اللبن.

والقيمة التربوية للبقرة الثالثة = ٢٥٨٨,٢ + ١٥٦,٩ = ٢٧٤٥,٢ كجم من اللبن.
ومن ثم فإن البقرة الثانية تعد من أحسن البقر للتربية تليها البقرة الثالثة ثم البقرة الأولى.
وعند استخدام متوسط المواسم المختلفة للبقرة فإن القيمة التربوية المحسوبة
بوصف ذلك انحرافا عن متوسط القطيع سوف تختلف عما سبق كما هو موضح بعد:
القيمة التربوية المحتملة للبقرة الأولى:

$$\text{متوسط إنتاج المواسم الثلاثة الأولى للبقرة} = (٢٣٠٠ + ٢٤٠٠ + ٢٨٠٠) \div ٣ = ٢٥٠٠ \text{ كجم من اللبن.}$$

$$PBV = \left[\frac{nh^2}{1 + (n-1)r} \right] \sum (\bar{X}_A - \bar{X}_h)$$

$$PBV = \left[\frac{3(0.2)}{1 + (3-1)0.32} \right] (2500 - 2466.7) = 13.3 \text{ kg}$$

حساب القيمة التربوية المحتملة للبقرة الثانية:

متوسط إنتاج المواسم الأربعة للبقرة الثانية = ٢٧٤٠ كجم لبن

$$PBV = \left[\frac{4(0.2)}{1 + (4-1)0.32} \right] (2740 - 2662.5) = 31 \text{ kg}$$

حساب القيمة التربوية المحتملة للبقرة الثالثة:

متوسط إنتاج الستة مواسم للبقرة = ٢٧٠٥ كجم من اللبن

$$PBV = \left[\frac{6(0.2)}{1 + (6-1)0.32} \right] (2705 - 2588.3) = 58.4 \text{ kg}$$

تمرين للحل: البيانات التالية تمثل إنتاجية بقرتين من الفريزيان للدهن (كجم) يتم

حلبهما مرتين يوميا:

البيان	البقرة الأولى		البقرة الثانية	
	الموسم الأول	الموسم الثالث	الموسم الثالث	الموسم الرابع
محصول الدهن	٧٢	٨٢	٥٢	٥٥
طول موسم الإدرار باليوم	٢٨٠	٣٢٥	٣٠٥	٣١٠
عمر البقرة بالسنة	٢	٤	٤	٦
متوسط محصول الدهن بالقطيع	٦٢	٧٥	٧٥	٥٧

وإذا علمت أن معامل التصحيح لعمر البقرة هو ١,٢ ، ١,١ ، ١,٠ ، ١,٠١ عند عمر ٢ ، ٤ ، ٦ ، ٧ سنوات على الترتيب . وأن التباين الوراثي التجمعي هو ٢٧٠ كجم^٢ والتباين الوراثي غير التجمعي هو ١٢٠ كجم^٢ كذلك كان التباين البيئي الدائم هو ٢٤٠ كجم^٢ والتباين البيئي المؤقت هو ٤٢٠ كجم^٢ فما تقديرك للقيمة الإنتاجية المحتملة والقيمة التربوية المحتملة لكلتا البقرتين؟

تقسيم طرق الانتخاب للتحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية

٣,١ كفاءة الانتخاب Selection efficiency

كفاءة الانتخاب يمكن التعبير عنها بمقدار التحسين في الصفة التي يصل إليها المربي بعد أداء الانتخاب خلال فترة زمنية معينة وبالتالي كلما زاد هذا التحسين زادت كفاءة الانتخاب والعكس يكون صحيحا، أي أن هناك علاقة طردية بين مقدار التحسين وكفاءة الانتخاب.

التحسين بعد جيل من الانتخاب = الفارق الانتخابي × المكافئ الوراثي

فإن كل العوامل التي تؤثر على الفارق الانتخابي وهي :

- نسبة الأفراد المنتخبة.
- الجنس.
- الانحراف المعياري.
- عدد الصفات التي ينتخب لها في وقت واحد.
- المكافئ الوراثي.

• طول فترة الجيل.

كلها سوف تؤثر بدورها على كفاءة عملية الانتخاب. فمن المعروف أن معادلة حساب المكافئ الوراثي بالمفهوم المحدد هي :

$$h^2 = \frac{\sigma^2_A}{\sigma^2_A + \sigma^2_D + \sigma^2_I + \sigma^2_E + \sigma^2_{GE}}$$

لذلك فان كل ما ينقص البسط أو يزيد المقام سوف يؤدي إلى انخفاض المكافئ الوراثي ، الأمر الذي يخفض من كفاءة الانتخاب ويقلل من عائد الانتخاب. كذلك أنه بزيادة فترة الجيل يتناقص الفارق الانتخابي ومن ثم تتناقص الاستجابة للانتخاب ومن ثم يقل التحسين الوراثي عن كل جيل من الانتخاب. والجدول رقم (٣.١) يبين فترة الجيل لبعض حيوانات المزرعة ، كذلك تقل الكفاءة الانتخابية كلما زاد عدد الجينات للصفة المنتخبة لها وأن وجود الارتباط الوراثي السالب بين الصفات يقلل من الكفاءة الانتخابية.

جدول رقم (٣.١): فترة الجيل لبعض حيوانات المزرعة المختلفة

النوع	طول فترة الجيل	النوع	طول فترة الجيل
الإبل	٥ - ٦ سنوات	الغنم	٣ - ٣,٥ سنوات
الحصان	٦ - ٩ سنوات	الخنزير	٢ - ٢,٥ من السنوات
الجاموس	٥ - ٦ سنوات	الدجاج	١ - ١,٥ من السنوات
ماشية اللحم	٤,٥ - ٥ سنوات	الأرانب	٨ شهور - ١ سنه واحده
ماشية الحليب	٤ - ٤,٥ سنوات		

ولمزيد من المعرفة عن طرق الانتخاب والصفات التي ينتخب لها والتقنيات الحديثة التي تستخدم بوصفها أداة في الانتخاب للحصول على أكبر عائد وراثي يمكن

الرجوع إلى مقالة خليل والسيف (Khalil and Al-Saef, 2008) لتوضيح كل هذه الجوانب النظرية والتطبيقية.

٣,٢ الانتخاب لصفة واحدة:

هي إحدى طرق الانتخاب المظهرية في الحيوانات الزراعية والتي تقسم إلى عدة طرق بيانها كالتالي :

٣,٢,١ الانتخاب باختبار أداء الصفة Performance test

يقصد بالانتخاب طبقاً لأداء الصفة Performance test أن يستخدم أداء الصفة Phenotype بوصفها وحدة للانتخاب والوحدة هذه إما أن تكون أفراداً أو عائلة بأكملها (أخوة أشقاء أو أنصاف أشقاء) حيث يتم تقدير القيمة التربوية لمظهر أداء الصفة على الفرد أو العائلة وذلك لغرض التقييم الوراثي ومن ثم تحسين الصفة وراثياً. وقبل البدء في برنامج التحسين الوراثي لصفة واحدة يجب معرفة المحددات التالية للانتخاب أو التحسين لصفة واحدة:

- ١- هل يمكن قياس الصفة بطريقة موضوعية؟
 - ٢- هل يوجد تباين للصفة (هل هو تباين مظهري أو تباين وراثي أو تباين بيئي)؟
 - ٣- هل الصفة ذات مكافئ وراثي متوسط أو عالي القيمة؟
 - ٤- هل للصفة أهمية اقتصادية؟
- إذا كان الجواب بنعم علي الأسئلة الأربعة السابقة وجب إدخال الصفة المعنية في برنامج التحسين الوراثي.

ويشتمل الانتخاب باختبار أداء الصفة على الطرق التالية :

- ١- الانتخاب الفردي Individual selection أو ما يطلق عليه الانتخاب الكتلي

.Mass selection

٢- الانتخاب العائلي Family selection

٣- الانتخاب داخل العائلة Within-Family selection

٢,٢,٣ الانتخاب باختبار النسل Progeny test

هي إحدى طرق الانتخاب المظهرية في الحيوانات الزراعية والتي تعتمد على تقييم الفرد من أداء نسله. فمن المعروف أن كل أب يعطى نسله نصف عوامله الوراثية، ومن ثم فإن أي فرد من النسل يستقبل عينة عشوائية من جينات أبيه وأمه وبالتالي فإن أداء الفرد من النسل يكون محصلة لوراثة الأب ووراثة الأم بجانب بعض العوامل غير الموروثة، ولذلك فإنه من الممكن معرفة شيء عن وراثة الأب بمعرفة وراثته أبنائه التي تمثل عينات كل منها بها نصف عوامله الوراثية، والاختبار بالنسل هو تقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام متوسط نسله من أنصاف الشقيقات Half-sibs أو للشقيقات الكاملة Full-sibs أو كليهما، ومن الممكن عن طريق هذا الاختبار تقدير القيم التربوية للطلائق بالنسبة لصفات السائل المنوي أو لإنتاج الحليب أو البيض أو وزن البيضة، أي الصفات التي لا تظهر إلا في أحد الجنسين والمعادلة التالية تستخدم لتقدير القيمة التربوية للديك باستخدام متوسط نسله ويطلق على هذه القيمة التربوية بدليل الطلوقة

: Sire index

$$\text{دليل الطلوقة} = ٢ \left[\text{متوسط أداء أبناء الطلوقة} - \frac{\text{مجموع أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة}}{٢} \right]$$

$$\begin{aligned} \text{دليل الطلوقة} = ٢ & \left[\text{متوسط أداء أبناء الطلوقة} - \text{متوسط أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة} \right] \\ \text{دليل الطلوقة} = ٢ & \left[\text{متوسط أداء أبناء الطلوقة} - \text{متوسط أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة} \right] \\ \text{دليل الطلوقة} = ٢ & \left[\text{متوسط أداء أبناء الطلوقة} - \text{متوسط أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة} \right] \\ \text{دليل الطلوقة} = ٢ & \left[\text{متوسط أداء أبناء الطلوقة} - \text{متوسط أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة} \right] \end{aligned}$$

٢

٢

متوسط أداء أبناء الطلوقة = نصف دليل الطلوقة + نصف متوسط أداء الأمهات التي تزوجت مع الطلوقة

هذا وقد استعملت معادلة دليل الطلوقة لسنوات طويلة بوصفها دليلا للطلوقة في كثير من بلدان العالم ، والبيانات التالية توضح كيفية تقدير دليل الطلوقة لثلاث طلائق لصفة ما :

رقم الطلوقة	أ	ب	ج
رقم الأم	١	٢	٣
متوسط أداء	٧,٤	٦,٦	٣,٣
نسل الأم	٦,٦	٦,٤	٦,٤
أداء الأم	٧,٠	٧,٠	٣,٠
مجموع أداء	١٧,٥	٢٢,٦	١٤,٢
الأمهات			
متوسط أداء	٥,٨	٧,٤	٤,٩
نسل الطلوقة			

دليل الطلوقة رقم (أ) = $0,8[2 - (17,5) \div (3 \times 2)] = 0,77$ وحدة إنتاجية.

دليل الطلوقة رقم (ب) = $0,8[2 - (22,6) \div (3 \times 2)] = 0,4$ وحدة إنتاجية.

دليل الطلوقة رقم (ج) = $0,8[2 - (14,2) \div (3 \times 2)] = 0,07$ وحدة إنتاجية.

مثال محلول: إذا علمت أن طلوقة تزوجت عشوائيا مع عدد ١٦ بقرة ونتج عن هذا التزاوج عدد خمسة بنات لكل أم وكان متوسط سجلات البنات = ٤٣٠٠ كجم من الحليب المصحح وأن متوسط سجلات الأمهات = ٤٠٠٠ كجم معدلة لتأثير ٣٠٥ ، ٢ ME X (لاحظ تساوي الأعداد لكل طلوقة لكل أم) فاحسب دليل الطلوقة.

الحل

وراثة الطلوقة = ٢ [متوسط أداء بنات الطلوقة - (متوسط أداء الأمهات ÷ ٢)]

$$= ٢ [٤٣٠٠ - (٤٠٠٠ ÷ ٢)] = ٤٦٠٠ \text{ كجم}$$

وهذه النظرية تعطي دلالة كافية على أن الأساس في اختبار النسل هو أن تكون الأعداد كافية بالنسبة لكل طلوقة وأن تكون الإناث التي يلحقها الطلوقة ممثلة حتى يمكن تقدير قيمة سليمة للطلوقة. فإذا كانت هناك عدة طلائق لاختبارها للانتخاب فيما بينها يتضح لنا العدد الكبير من الحيوانات الذي يتطلبه الاختبار.

٣,٢,٣ الانتخاب باستخدام معلومات الأسلاف والأقارب:

نقوم هنا باستخدام أداء الصفة على الأسلاف Ancestors والأقارب Relatives وهو ما يسمى باختبار الأسلاف والأقارب Ancestors and relatives test حيث تقدر القيمة التربوية للأفراد عند توافر سجلات أقاربهم وأسلافهم بغرض تحسين هذه الأفراد وراثيا. وقد يتساءل البعض إلى أي حد يمكن عمل تحسين وراثي من خلال استخدام معلومات الأقارب في تقدير القيمة التربوية للحيوانات. وقد تأتي الإجابة عن هذا السؤال سهلة حيث إنه لا يبدو أن هناك حدودا للتحسين الوراثي في المستقبل القريب ففي ماشية الحليب علي سبيل المثال يوجد معدل تحسين وراثي سنوي في حدود ٢ - ٥ ٪ إلا أن هذا المعدل يمكن زيادته من خلال استخدام تكنولوجيا الهندسة الوراثية والتقنيات البيولوجية الحديثة.

٣,٣ الانتخاب لأكثر من صفة Selection for more than one character

١,٣,٣ النقاط الواجب مراعاتها عند الانتخاب لأكثر من صفة:

قبل إجراء الانتخاب لأكثر من صفة وبالتالي وضع برنامج التحسين الوراثي لها

يجب أن تؤخذ في الاعتبار النقاط التالية (Walsh and Lynch 2009):

- ١- تعريف أهداف برنامج الانتخاب.
- ٢- عمل مسح أدبي كامل لما تم على تلك الصفات التي تمت في المنطقة والبلاد المجاورة لها.
- ٣- برنامج الانتخاب في الحيوانات الزراعية وعلى الأخص ماشية الحليب حيث تأخذ وقتا كبيرا.
- ٤- العوامل الاجتماعية والاقتصادية المرتبطة ببرنامج الانتخاب.
- ٥- عدد الصفات الواجب وضعها في برنامج الانتخاب حيث إن هناك علاقة بين الصفة المنتخبة وعدد الصفات المنتخبة لها. يتأثر التحسين الوراثي النسبي لكل صفة بعدد الصفات المحسنة ويكون النقص الحاصل مقارنة بالانتخاب لصفة واحدة بما قدره حيث تدل n على عدد الصفات التي استعملت في عملية الانتخاب . وقد أفترض في هذه الحالة بالذات أن كل الصفات متشابهة وراثيا وغير مرتبطة ولها نفس الأهمية الاقتصادية. ويوضح المثال التالي الانخفاض النسبي الذي يحدث عندما يزداد عدد الصفات المنتخبة لها :

الصفة	١	٢	٣	٤	٥	٦
التحسن النسبي (%)	١٠٠	٧١	٥٨	٥٠	٤٥	٤١

ويمكن القول هنا أن التحسين الوراثي الحاصل يكون كاملا عندما يقع الاهتمام بالتحسين بصفة واحدة فقط حيث تكون قد استوفت الشروط السابقة وعند إدخال صفة ثانية عليها يصبح التحسين النسبي الحاصل ٧١٪ عوضا عن ١٠٠٪ وهكذا تنخفض نسبة التحسين النسبي بارتفاع عدد الصفات.

- ٦- الارتباط الوراثي والمظهري بين الصفات المراد التحسين لها ويجب معرفة نوعية ارتباط الصفات المقاسة والتي وقع عليها الاختيار حيث إنها تكون مرتبطة

ي بعضها مظهرها ووراثيا كما سبق تفسيره.والذي يجب معرفته هنا هو أن الارتباط الوراثي يمكن أن يكون موجبا أو سالبا وفي إحدى الحالتين لا بد من معرفة منفعة هذه العلاقة كما يتضح فيما يلي :

نوعية الارتباط	إشارة معامل الارتباط الوراثي	الصفة
مجدية في الانتخاب	+	الوزن عند الميلاد والوزن عند الفطام
مجدية في الانتخاب	-	محصول الصوف وقطر الليفة
غير مجدية في الانتخاب	+	حجم الدجاجة وحجم البيضة
غير مجدية في الانتخاب	-	محصول الحليب ونسبة الدهن

ويمكن ملاحظة أنه بالرغم من وجود علاقة موجبة بين صفتين كحجم الدجاجة وحجم البيضة فإن نوعية الارتباط غير مجدية أي أنها غير اقتصادية لأنه كلما كبر حجم الدجاجة أعطي هذا بيضا ذا حجم أكبر ومن ثم زادت احتياجات الدجاجة.

٧- تكلفة قياس الصفة.دائماً ما ينصح بمقارنة قيمة القيمة الاقتصادية للصفة بتكلفة قياسها.فطبيعة برامج التحسين الوراثي لا بد أن تتسم بمجدواها الاقتصادية فإذا كانت الصفة تكلف الكثير في قياسها فإن ذلك سيقبل من الأهمية الاقتصادية لبرنامج التحسين المزمع القيام به. وعادة عندما تكون تكلفة القياس مرتفعة ينصح التخلي عن الصفة أو وجود بديل لقياسها يكون أقل تكلفة ولو كان ذلك علي حساب دقة القياس.

٣,٣,٢ المقاييس الوراثية الواجب توافرها عند إجراء الانتخاب لأكثر من صفة

تعتمد برامج الانتخاب لأكثر من صفة على أهداف البرنامج ومعلومات

المقاييس الوراثية والتي تتمثل في :

١- المكافئ الوراثي للصفات (h^2) Heritability

الذي بدوره يقيس التأثير الوراثي على صفة ما أو مجموعة من الصفات في الجيل التالي مع مراعاة أن تكون الصفات المقاسة على الأب هي نفس الصفات المقاسة في النسل والمكافئ الوراثي هو مقياس وراثي يساعد على معرفة القدر بالنسبة المئوية من تفوق الحيوان الوراثي الذي سوف ينتقل إلى نسله. إذا كانت قيمة المكافئ الوراثي للصفة متوسطة أو عالية فإن الانتخاب لتلك الصفة يكون مجدياً. ولذلك فإن برنامج الانتخاب لأكثر من صفة يجب أن يحتوى على صفات مكافئها الوراثي متوسطاً أو عالياً (أي قيمته أكبر من ٠,٢).

٢- المعامل التكراري Repeatability

وهو مقياس وراثي يقيس العلاقة بين السجلات المتتالية لنفس الحيوان. ويساعد على معرفة القدر بالنسبة المئوية الذي يمكن لحيوان ما متفوق أن يحافظ على تفوقه طوال حياته ففي ماشية الحليب مثلاً فإنه يقيس مقدار التفوق لبقرة ما لصفات الإدرار في الموسم الأول والذي يستمر في مواسم الإدرار التالية وإذا كانت قيمة المعامل التكراري للصفات المدرجة في برنامج الانتخاب متوسطة أو عالية فإنه لا يلزم للانتخاب كل سجلات الحيوان ولكن يكفي بسجل واحد فقط وليكن سجل الإدرار الأول في ماشية الحليب على سبيل المثال.

٣- الارتباط الوراثي والمظهري Genetic and phenotypic correlations

وهو الذي يوضح أن الانتخاب في صفة ما يؤثر في الصفة أو الصفات الأخرى المرتبطة معها.

وفيما يلي بعض الصفات التي يمكن أن يجدي فيها التحسين عن طريق الانتخاب لأكثر من صفة في البقر والغنم والجاموس مثلاً (Selection criteria) : إنتاج الحليب - إنتاج الدهن - إنتاج البروتين - وزن الميلاد للعجل - العمر عند

أول ولادة (وعلاقة ذلك بالوزن عند أول ولادة) - طول فترة الإدرار (وعلاقة ذلك بطول الفترة الإنتاجية) - أبعاد وأوزان الجسم .

٣,٣,٣ طرق الانتخاب لأكثر من صفة

تناول Walsh and Lynch 2009 في كتابهما طرق الانتخاب لأكثر من صفة بالفصل الثالث والثلاثين حيث أشارا إلى الكفاءة النسبية لطرق الانتخاب باستخدام الانتخاب المتسلسل والانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة وطريقة أدلة الانتخاب وقاما باستعراض مميزات وعيوب كل طريقة.

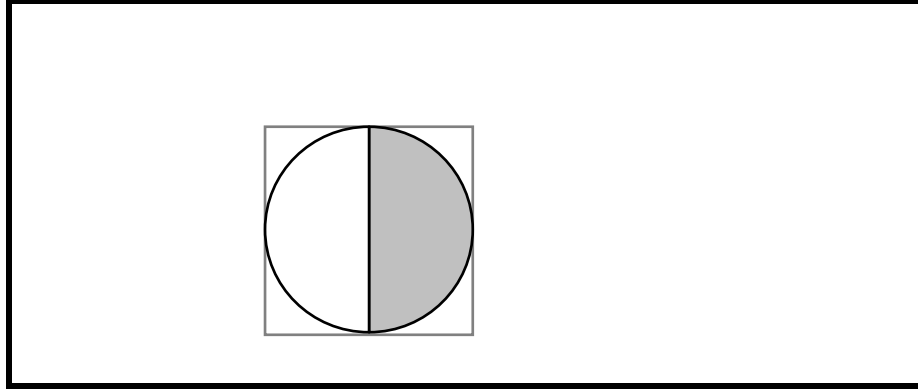
٣,٣,٣,١ الانتخاب المتسلسل Tandem selection

وفيه يركز المربي على صفة واحدة فقط وبعد أن يصل بها إلى المستوى المرغوب يعتني بالصفة الأخرى (الثانية) ثم الثالثة وهكذا كما هو موضح في الشكل رقم (٣,١) ويمكن استخدام هذه الطريقة في الصفات المركبة composite traits مثل عدد أو وزن الخلفة عند الفطام في الأرناب والخنازير والمعز وهذه الطريقة ليست عملية للأسباب التالية :

١- يمكن بعد تحسين الصفة الأولى وبعد أن يبدأ المربي في تحسين الصفة الثانية نجد أن الانتخاب للصفة الثانية قد يؤدي إلي انخفاض في مستوى الصفة الأولى التي تم الانتخاب لها سابقا وهذا سببه أن يكون هناك ارتباط وراثي سالب بين الصفتين. وعلى سبيل المثال لذلك فإن الانتخاب لمحصول الحليب يصاحبه نقص في نسبة الدهن والبروتين.

٢- تستغرق وقتا طويلا لتنفيذها.

٣- تقل في تأثيرها بزيادة عدد الصفات التي يجرى لها الانتخاب.



الشكل رقم (٣.١) الانتخاب المتسلسل لأكثر من صفة (٥٠٪ نسبة منتخبة)

٣,٣,٣,٢ الانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة Independent culling levels

تجرى هذه الطريقة بأن يتم تحديد الصفات التي سوف ينتخب لها ثم يحدد مستوى أدنى لكل صفة من هذه الصفات ثم تستبعد جميع الحيوانات التي ينقص مستواها في أي صفة عن المستويات المحددة كما هو موضح في الشكل رقم (٣,٢):

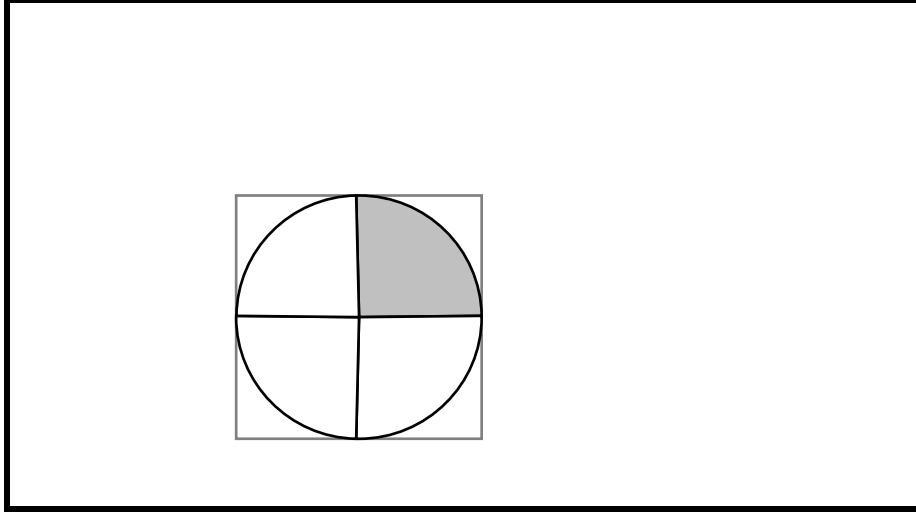
مثال محلول: افترض أننا ننتخب لثلاث صفات لبقرتين من مجموعة من البقر

وتوافرت لدينا هذه المعلومات:

الصفة	مستوى الصفة قبل الانتخاب	المستوى الأدنى للصفة
البقرة الأولى:		
إنتاج الحليب (كجم)	٢٨٠٠	٣٠٠٠
طول فترة الإدرار (يوم)	٢٨٥	٢٧٠
العمر عند أول ولادة (شهر)	٣٨	٣٠
البقرة الثانية:		
إنتاج الحليب (كجم)	٣٢٠٠	٣٠٠٠
طول فترة الإدرار (يوم)	٢٩٠	٢٧٠
العمر عند أول ولادة (شهر)	٢٨	٣٠

ومن هذه البيانات نلاحظ أن البقرة الثانية هي التي تدخل برنامج الانتخاب

بينما يتم استبعاد البقرة الأولى



الشكل رقم (٣.٢). الانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة لصفتين (النسبة المنتخبة ٢٥%)

مميزات طريقة الاستبعاد بالمستويات المستقلة للانتخاب:

- ١- أكثر كفاءة من طريقة الانتخاب المتسلسل.
- ٢- تأخذ وقتاً أسرع في الانتخاب نظراً للانتخاب لأكثر من صفة في وقت واحد
- ٣- تعطى كفاءة كبيرة عندما يكون عدد الصفات المنتخب لها قليلة

عيوب طريقة الاستبعاد بالمستويات المستقلة للانتخاب:

- ١- طريقة قياسية بمعنى أن المربي قد لا يجد العدد الكافي من الحيوانات الذي تنطبق عليها الشروط الثلاثة (أي المستوى الأدنى الذي وضعه لكل صفة).
- ٢- تتطلب التخلص من عدد كبير من الحيوانات وهذا صعب تطبيقه مع المربين العاديين.

٣- تسمح بالتخلص من الحيوانات الممتازة في كل الصفات إلا في صفة واحدة وبالتالي فإنه قد يوجد حيوان ممتاز جدا في صفة من الصفات ولكنه دون المستوى الأدنى في صفة أخرى فإن هذا الحيوان لن يدخل في قطع التربية وقد يكون في هذا خسارة على المربي

٤- تقل كفاءتها كلما زاد عدد الصفات المنتخب لها.

٥- لا تسمح بالانتخاب لصفات أخرى غير الصفات التي سبق الانتخاب لها.

٣,٣,٣,٣ دليل الانتخاب أو أحسن متنبئ خطي

Selection Index or Best linear predictor (BLP):

أدخلت طريقة أدلة الانتخاب الوراثي بواسطة Hazel عام ١٩٤٣ (Hazel, 1943) حيث إنه وضع الأساس النظري الأول لهذه الطريقة ثم قام بتحديثها عام ١٩٧٧ (Cunningham and Mahon, 1977; Hazel et al, 1994). وقد قام Cunningham and Mahon عام ١٩٧٧ (Cunningham and Mahon, 1977) بوضع الأسس الرياضية لأدلة الانتخاب مع كتابة برنامج بلغة الفورتران Fortran Program لاشتقاق هذه الأدلة باستخدام الكمبيوتر وتعد هذه الطريقة التي تسمى أحيانا الانتخاب للوراثة الكلية للحيوان Total score method أكفأ طرق الانتخاب لأكثر من صفة وذلك للأسباب التالية:

١- تأخذ في اعتبارها عدة صفات في آن واحد.

٢- تأخذ في الاعتبار الأهمية الاقتصادية لكل صفة بالنسبة للصفات الأخرى.

٣- تأخذ في الاعتبار قيمة المكافئ الوراثي للصفات والارتباط الوراثي

والمظهري بين هذه الصفات .

٤- تسمح للصفات الممتازة في الحيوان بأن تعوض الصفات الأقل امتيازاً على

نفس الحيوان.

٥- الاستجابة للانتخاب Selection response باستخدام هذه الطريقة أعلى ما يمكن.

لقد سبق أن ذكرنا أن العشائر يمكن توصيفها وراثيا وذلك من خلال المكافئ الوراثي والمتوسط وتباين الصفات المقاسة. أما بالنسبة لعملية الانتخاب حسب دليل الانتخاب فالجدير بالذكر أن هذا الأخير يستعمل لضبط أو تقدير قيمة وراثية لا تري (القيمة التجمعية Additive value) اعتمادا على قياسات ملموسة كالقيم المظهرية Phenotypic value. وهذه المتغيرات المذكورة Variables يمكن تعريفها بنوعية توزيعها Distribution. وكما هو معروف لكل توزيع معين مؤشرات الخاصة التي يمكن حصرها في شكل التوزيع Form of the distribution والمتوسط Mean of the distribution والتباين Variance of the distribution. وبالتالي يضبط دليل الانتخاب حسب المعلومات المتوفرة عن توزيع الصفة المعنية بالانتخاب. وقد سمي الدليل المشار إليه بأحسن متنبئ خطي (BLP) لما يحمله من صفات. وتعني هنا كلمة "أحسن Best" أن هذا الدليل هو أحسن النماذج الرياضية الذي يمكن منه الحصول على أقل قيمة لمربع الفوارق بين دليل الانتخاب والوراثية التجمعية للحيوان $(I-H)^2$ أما كلمة "خطي Linear" فهي تعني أن علاقة هذا الدليل بالقيم المظهرية المستعملة في حسابه هي علاقة خطية وهذه ميزة تسهل استعماله كمتنبئ Predictor للقيم الوراثية التجمعية.

وسنقوم بشرح طريقة الانتخاب باستخدام أدلة الانتخاب بالتفصيل في فصل مستقل في هذا الكتاب لتوضيح كيفية اشتقاقها وتطبيقها.

٣,٤ الانتخاب للجينات الرئيسة Selection for Major Gene

هناك بعض الجينات الفردية المؤثرة بصورة كبرى Major genes في بعض الصفات الإنتاجية في الحيوانات أو الطيور مثل الجين القزمي في الدجاج Dwarf gene وجين

ازدواج العضلات في ماشية اللحم Double muscling. فظاهرة الدجاج القزمى الجسمي Autosomal dwarfism ترجع إلى وجود جين متنحى جسمي يرمز له بالرمز adw. فإذا تزوجت أفراد قزمية بأفراد طبيعية فتكون أفراد الجيل الأول جميعها ذات حجم طبيعي مما يدل على أن الأفراد الطبيعية سائدة على الأفراد القزمية، وإذا تركت أفراد الجيل الأول لتتزوج مع بعضها فإن أفراد الجيل الثاني تقع في فئتين مظهريتين بنسبة ثلاثة أفراد ذات حجم طبيعي : فرد واحد قزم كما هو موضح فيما بعد، مما يدل أن هذه الصفة يحكم وراثتها زوج واحد من الجينات الجسمية حيث وجود الجين المتنحي adw يسبب صفة القزمية ووجود أليله Adw يسبب أن تكون الأفراد طبيعية في الحجم :

آباء الجيل الأول: دجاج قزمي x دجاج طبيعي
Adw Adw X adw adw
الجيل الأول: Adw adw دجاج ذو حجم طبيعي
الجيل الثاني: 1 adw adw : 1 Adw Adw
3Adw - : 1 adw adw
أي بنسبة فرد قزم واحد : ٣ أفراد ذوى أحجام طبيعية

كذلك فإن جين البورولا في الأغنام Booroola gene يعد من الجينات الكبرى التي تؤثر على الخصوبة وزيادة عدد التوائم في الأغنام.

٣,٥ الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية

ورد في كتاب Weller, 2001 وكذلك في كتاب Guimaraes et al, 2007 بأنه يمكن الاستفادة من تحديد المواقع الجينية المرتبطة بالصفات الكمية Quantitative traits Loci والتي يطلق عليها QTL للانتخاب في العشائر عشوائية التزاوج في حالة وجود ارتباط بين أداء الصفة الكمية مع الواسمات الوراثية وهو ما يطلق عليه الانتخاب بمساعدة

الواسمات الوراثية (Marker Assisted Selection, MAS) ويمكن عرض نتائج بعض تطبيقات الانتخاب بمساعدة الواسمات فيا يلي :

ورد عن Lande and Thompson 1990 بأن الانتخاب بمساعدة الواسمات أفضل بنسبة ٥٠٪ مقارنة بدليل الانتخاب في حالة انخفاض قيمة المكافئ الوراثي للصفة موضع الانتخاب.

• قام Zhang and Smith 1992 بمقارنة العائد الوراثي من خلال الانتخاب بمساعدة الواسمات مقارنة بالانتخاب المظهري أو بالطريقتين معا وتبين من هذه الدراسة أن العائد الوراثي باستخدام الطريقتين معا يتراوح بين ١٠ إلى ٣٠٪ مقارنة بالانتخاب المظهري باستخدام طريقة التنبؤ الخطي غير المتحيز Best Linear Unbiased Prediction (BLUP) للتقييم الوراثي.

• ورد عن (Walling et al (1998، Milan et al (1998) أن الانتخاب بمساعدة الواسمات QTL حقق نجاحا في الخنازير لمدة ثلاثة أجيال واتضح من هذه الدراسة تحديد المواقع الجينية المرتبطة بصفات الدهن بالظهر والبطن واتضح أن هذه المواقع الجينية موجودة على الكروموسوم رقم ٤.

• ورد عن Raune and Colleau 1996 أن الانتخاب بمساعدة الواسمات QTL حقق زيادة في العائد الوراثي قدرها ٦ - ١٥٪ خلال ستة أجيال في ماشية الحليب وحذر الباحثان من انخفاض العائد الوراثي بمقدار ١٥٪ في حالة الانتخاب بمساعدة واسمات اختيرت خطأ.

• قام Walling et al 2001, 2002 باستخدام الواسمات QTL في تكوين آباء نهائية متميزة Terminal sires في أغنام التكسل Texel والسافولك Suffolk وقد أظهرت هذه الغنم معدلات عالية في النمو ومواصفات جيدة للحم الأغنام.

جدول رقم (٣.٤). مقارنة كفاءة الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية MAS بالانتخاب المظهري لصفة واحدة أو صفتين

واحدة أو صفتين				
نسبة التباين الوراثي التجمعي الراجع إلى المواقع الجينية المرتبطة بالصفات الكمية				المكافئ
٠,٣٠		٠,١٠		الوراثي
الانتخاب المظهري لصفتين	الانتخاب المظهري لصفة واحدة	الانتخاب المظهري لصفتين	الانتخاب المظهري لصفة واحدة	
٤,٤٧	٢,٥٥	٢,٧	١,٦٨	٠,٠٥
٣,١٦	١,٨٧	١,٩٥	١,٣٥	٠,١٠
٢,٢٤	١,٤٢	١,٤٦	١,١٥	٠,٢٠
١,٤٩	١,١١	١,١٢	١,٠٥	٠,٤٥

المصدر: (Weller 2001).

الفصل الرابع

التحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب لأداء الصفة (الانتخاب الفردي والعائلي وداخل العائلة)

يقصد بالانتخاب طبقاً لأداء الصفة Performance test أن يستخدم أداء الصفة Phenotype بوصفه وحدة للانتخاب والوحدة هذه إما أن تكون أفراداً أو عائلة بأكملها (أخوة أشقاء أو أنصاف أشقاء) حيث يتم تقدير القيمة التربوية لمظهر أداء الصفة على الفرد أو العائلة وذلك لغرض التقييم الوراثي ومن ثم تحسين الصفة وراثياً.

٤,١ الانتخاب الفردي لصفة واحدة Individual selection for one trait

قام الباحثان Walsh and Lynch 2009 بوضع الأسس الوراثية للانتخاب الفردي وكيفية إجرائه في الفصل السابع عشر من كتابهما تحت عنوان الاستجابة على المدى القصير من الانتخاب الفردي Beyond individual Short-term response on a single character: selection ومن ثم سوف نقوم هنا بتناول الانتخاب الفردي بشيء من التفصيل بناءً على الحقائق التي تم سردها في هذا الكتاب.

٤.١.١ الأساس الوراثي للانتخاب الفردي وكيفية إجرائه (تطبيقه)

وفيه ينتخب الفرد على أساس الأداء الإنتاجي للصفة المراد تحسينها، أي يستخدم أداؤه الإنتاجي لتقدير قيمته التربوية وفي هذه الحالة يطلق عليه الانتخاب المظهري Phenotypic selection أو الانتخاب الكتلي Mass selection وعلى ذلك يجرى الانتخاب الفردي على الوجه التالي:

١- تحديد عدد الأفراد المنتخبة (n_s)

يتم تحديد عدد الأفراد المنتخبة بالقطيع على أساس انحراف أدائها لصفة ما عن متوسط القطيع.

٢- إيجاد انحرافات الأفراد المنتخبة عن متوسط القطيع $(\bar{X}_h - \bar{X})$.٣- إيجاد متوسط الأفراد المنتخبة (\bar{X}_s)

$$(\bar{X}_s) = \text{مجموع أداء الأفراد المنتخبة} \div \text{عدد الأفراد المنتخبة}$$

٤- إيجاد الفارق الانتخابي لجيل الآباء المنتخبة (S) بطرح متوسط القطيع

من متوسط الأفراد المنتخبة:

$$S = (\bar{X}_s - \bar{X}_h)$$

٥- إيجاد مقدار التحسين بعد جيل من الانتخاب الفردي (ΔG_1) :

$$\Delta G_1 = \text{الفارق الانتخابي} \times \text{المكافئ الوراثي}$$

$$\Delta G_1 = (S)(h^2)$$

حيث: $h^2 =$ المكافئ الوراثي للأفراد للصفة تحت الانتخاب.

٦- إيجاد المتوسط لجيل الأبناء بعد جيل من الانتخاب الفردي (\bar{X}_o) :

$$\bar{X}_o = \text{المتوسط العام للقطيع} + \text{مقدار التحسين من إجراء الانتخاب الفردي}$$

$$\bar{X}_o = \bar{X}_h + \Delta G_1$$

٧- تقدير القيمة التربوية للأفراد المنتخبة (BV_I):

$$BV_I = (X - \bar{X}_h)(h^2)$$

٤,١,٢ مثال محلول عن الانتخاب الفردي لصفة واحدة

نفرض أنه لدينا ثلاثة آباء (طلائق) من الأرناب (أ، ب، ج) وتزواج كل منهم مع ثلاث أمهات مختلفة ونتج من كل تزواج عشرة أرناب من النسل، والجدول التالي رقم (٤,١) يبين أداء النسل لكل عائلة أم لصفة افتراضية مقدره بوحدات إنتاجية.

بتطبيق الانتخاب الفردي مع الأخذ في الاعتبار اختلاف الجنس:

الجدول رقم (٤,١): أداء النسل X مقدر بوحدات إنتاجية لكل عائلة أم وأب.

رقم الأب		أ		١		رقم الأم
٣		٢		١		رقم الأم
٣,٠		٧,٥		٧		أداء الأم X_D
إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	رقم النسل
١	١	٣	٥	١	٦	١
٢	٢	٥	٦	٦	٧	٢
٢	٣	٦	٩	٨	٨	٣
٤	٤	٧	١٠	٩	٩	٤
٥	٩	٧		١٠	١٠	٥
		٨				٦
٣٣		٦٦		٧٤		مجموع أداء نسل الأم
٣,٣		٦,٦		٧,٤		متوسط أداء نسل الأم \bar{X}_{OD}
		١٧٣				مجموع أداء نسل الأب
						متوسط أداء نسل الأب \bar{X}_{OS}
						$\bar{X}_{OS} = 173/30 = 5.8$

تابع الجدول رقم (٤.١).

		ب		ج		رقم الأب
		٥	٥	٨	٧	رقم الأم
		٨.٠	٨.٠	٦.٠	٣.٢٣	أداء الأم X_D
٦	٦	إناث	ذكور	إناث	ذكور	رقم النسل
٤	٥	٦	٦	٤	٦	١
٧	٧	٧	٩	٥	٨	٢
٧	٧	٨	١٠	٥	٩	٣
٨	٨	٩	١٠	٦		٤
	٩	٩		٦		٥
	١٠	١٠		٧		٦
				٨		٧
٧٢		٨٦		٦٤		مجموع أداء نسل الأم
٧.٢		٨.٦		٦.٤		\bar{X}_{OD} متوسط أداء نسل الأم
		٢٢٢				مجموع أداء نسل الأب
		$\bar{X}_{OS}=222/30=7.4$				\bar{X}_{OS} متوسط أداء نسل الأب
المجموع						رقم الأب
	٩	٨		٧		رقم الأم
	٥.٠	٦.٠		٣.٢٣		أداء الأم X_D
	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور
	٢	٣	٣	٤	٢	٢
	٣	٤	٤	٦	٣	٣
	٤	٥	٦	٨	٣	٤
	٤	٨	٦	٩	٤	٦
	٥		٧		٥	١٠
	٦		٨			٦

تابع الجدول رقم (٤.١).

٥٤٢	٤٤	٦١	٤٢	مجموع أداء نسل الأم
	٤.٤	٦.١	٤.٢	متوسط أداء نسل الأم
				\bar{X}_{OD}
٥٤٢		١٤٧		مجموع أداء نسل الأب
				متوسط أداء نسل الأب
				\bar{X}_{Os}
				$\bar{X}_{Os}=147/30=4.9$

يمكن توضيح متوسط نسل عائلات الأمهات والآباء حسب الجنس لإجراء

الانتخاب الفردي كالتالي :

رقم الأب	أ	ب	ج	رقم الأم	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩

متوسط قطيع الذكور = $3 \div (0.5 + 8.2 + 6.4) = 6.7$ وحدات = 150×6.7

جراما = ١٠٠٥ جرامات.

متوسط قطيع الإناث = $3 \div (4.4 + 6.8 + 5.3) = 5.5$ وحدات = 150×5.5

جراما = ٨٢٥ جراما.

$$\text{متوسط القطيع الكلى (ذكورا وإناثا)} = (6,7 + 0,5) \div 2 \text{ أو } 0,542 \div 90 = 6,0 \text{ وحدات} = 6,0 \times 150 \text{ جراما} = 900 \text{ جراما.}$$

والآن يمكن حساب مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب الفردي (المظهري) إذا كانت شدة الانتخاب في الإناث = ٦٤٪ ، وشدة الانتخاب في الذكور = ١٥٪ ، والمكافئ الوراثي = ٠,٥ ، وقيمة الوحدة الإنتاجية = ١٥٠ جراما . والجدول رقم (٤,٢) يوضح أداء النسل طبقا للجنس لحساب مقدار التحسين (الاستجابة للانتخاب) في قطيع كل من الذكور والإناث.

(أ) الأفراد المنتخبة في قطيع الذكور:

عدد أفراد قطيع الذكور = ٤٠ ذكراً. وحيث إن شدة الانتخاب = ١٥٪ ، متوسط قطيع الذكور = ٦,٧ وحدة لذا نجد أن عدد الذكور المراد انتخابها = $40 \times 15\% = 6$ ذكور.

بالرجوع للجدول رقم (٤,١) ينتخب هذا العدد من الذكور التي تحمل عشرة وحدات مظهرية.

(ب) الأفراد المنتخبة في قطيع الإناث:

عدد أفراد قطيع الإناث = ٥٠ أنثى. وحيث إن شدة الانتخاب = ٦٤٪ لذا عدد الإناث المراد انتخابها = $50 \times 64\% = 32$ أنثى.

بالرجوع للجدول رقم (٤,١) ينتخب هذا العدد من الإناث اللاتي تحمل خمسة وحدات فأكثر.

الجدول رقم (٤.٢). أداء النسل طبقا للجنس لحساب مقدار التحسين من إجراء الانتخاب الفردي في

كل من قطيع الذكور والإناث

رقم النسل						
طلوقة رقم ١				أم رقم ١		
أم رقم ٣		أم رقم ٢		أم رقم ١		
إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	
١	١	٣		١	٦	١
		*٥	٥	*٦	٧	٢
٢	٢	*٦	٦	*٨	٨	٣
٢	٣	*٧	٩	*٩	٩	٤
٤	٤	*٧	*١٠	*١٠	*١٠	٥
*٥	٩	*٨				٦
٥	٥	٦	٤	٥	٥	عدد النسل (n)
١٤	١٩	٣٦	٣٠	٣٤	٤٠	مجموع أداء النسل
١	-	٥	١	٤	١	عدد الأفراد المنتخبة
٥	-	٣٣	١٠	٣٣	١٠	مجموع أداء الأفراد المنتخبة
رقم النسل						
طلوقة رقم ٢				أم رقم ٤		
أم رقم ٦		أم رقم ٥		أم رقم ٤		
إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	
	٥	*٦		٤		١
		*٧	٦	*٥		٢
٤	٧	*٨	٩	*٥	٦	٣
*٧	٧	*٩	*١٠	*٦	٨	٤
*٧	٨	*٩	*١٠	*٦	٩	٥
*٨	٩	*٩	*١٠	*٧		٦
	*١٠	*١٠		*٨		٧
٤	٦	٦	٤	٧	٣	عدد النسل (n)
٢٦	٤٦	٤٩	٣٧	٤١	٢٣	مجموع أداء النسل
٣	١	٦	٢	٦	-	عدد الأفراد المنتخبة
٢٢	١٠	٤٩	٢٠	٣٧	-	مجموع أداء الأفراد المنتخبة

تابع الجدول رقم (٤.٢).

رقم النسل	طلوقة رقم ٣		أم رقم ٧		أم رقم ٨		أم رقم ٩		المجموع	
	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث	ذكور	إناث
١	٢	٢	٤	٣	٣	٣	٣	٢		
٢	٣	٣	٦	٤	٤	٤	٤	٣		
٣	٤	٣	٨	❖٦	❖٦	❖٦	٥	٤		
٤	٦	٤	٩	❖٦	❖٦	❖٦	٨	٤		
٥	❖١٠	❖٥		❖٧	❖٧	❖٧		❖٥		
٦				❖٨	❖٨	❖٨		❖٦		
عدد النسل (n)	٥	٥	٤	٦	٦	٦	٤	٦		
مجموع أداء النسل	٢٥	١٧	٢٧	٣٤	٣٤	٣٤	٢٠	٢٤		
عدد الأفراد المنتخبة	١	١	-	٤	-	٤	-	٢	٦	٣٢
مجموع أداء الأفراد المنتخبة	١٠	٥	-	٢٧	-	٢٧	-	١١	٦٠	٢٢٢

(أ) حساب الفارق الانتخابي ومقدار التحسين الوراثي للانتخاب في قطيع

الذكور:

متوسط الذكور المنتخبة = مجموع أداء الذكور المنتخبة ÷ عدد الذكور المنتخبة

$$= 60 \div 6 = 10 \text{ وحدات} \quad = 150 \times 10 = 1500 \text{ جرام.}$$

الفارق الانتخابي للذكور = متوسط الذكور المنتخبة - متوسط قطيع الذكور

$$= 10 - 6.7 = 3.3 \text{ وحدة} \times 150 \text{ جرام} = 495 \text{ جرام.}$$

مقدار التحسين بعد جيل من انتخاب الذكور = (الفارق الانتخابي للذكور) X
(المكافئ الوراثي)

$$= (3,3) = 1,65 \times (0,5) \times \text{وحدات } 150 \times \text{جراما} = 248 \text{ جراما}$$

متوسط الذكور في جيل الأبناء = متوسط قطيع الذكور + مقدار التحسين للذكور

$$= 6,7 + 1,65 = 8,35 \text{ وحدة.}$$

$$= 8,35 \times 150 \text{ جراما} = 1253 \text{ جراما.}$$

(ب) حساب الفارق الانتخابي ومقدار التحسين الوراثي للانتخاب في قطيع

الإناث:

متوسط الإناث المنتخبة = مجموع أداء الإناث المنتخبة ÷ عدد الإناث المنتخبة

$$= 222 \div 32 = 6,9 \text{ وحدات} \times 150 \text{ جراما} = 1035 \text{ جراما}$$

الفارق الانتخابي للإناث = متوسط الإناث المنتخبة - متوسط قطيع الإناث

$$= 6,9 - 5,5 = 1,4 \text{ وحدات} \times 150 \text{ جراما} = 210 \text{ جراما}$$

مقدار التحسين للإناث = الفارق الانتخابي للإناث × المكافئ الوراثي

$$= 1,4 \times 0,5 = 0,7 \text{ وحدات} \times 150 \text{ جراما} = 105 \text{ جراما}$$

متوسط الإناث في جيل الأبناء = متوسط قطيع الإناث + مقدار التحسين للإناث

$$= 0,7 + 5,5 = 6,2 \text{ من الوحدات}$$

$$= 6,2 \times 150 \text{ جراما} = 930 \text{ جراما.}$$

(ج) حساب الفارق الانتخابي ومقدار التحسين الوراثي للانتخاب في جيل

الأبناء (ذكورا وإناثا):

ذكرنا سابقا أن شدة الانتخاب في الذكور أكبر من شدة الانتخاب في الإناث ، ولحساب

الفارق الانتخابي لجيل الآباء يؤخذ متوسط الفارق الانتخابي لكل من الذكور والإناث.

الفارق الانتخابي لجيل الآباء = (الفارق الانتخابي للإناث + الفارق الانتخابي

للذكور) ÷ ٢

$$= (1,4 + 3,3) \div 2 = 4,7 \div 2 = 2,35 \text{ وحدة}$$

$$= 2,35 \times 150 = 353 \text{ جراماً}$$

مقدار التحسين بعد جيل واحد من انتخاب الذكور والإناث سوياً = الفارق

الانتخابي لجيل الآباء \times المكافئ الوراثي

$$= 2,35 \times 0,5 = 1,175 \text{ وحدة}$$

$$= 1,175 \times 150 = 176 \text{ جراما}$$

متوسط جيل الأبناء (ذكوراً وإناثاً) = (متوسط القطيع الكلي) + (مقدار

التحسين)

$$= 1,175 + 6,0 = 7,175 \text{ وحدة}$$

$$= 7,175 \times 150 = 1076 \text{ جراما}$$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة فيما يلي حيث المكافئ الوراثي = 0,5 :

البيانات	قطيع الإناث	قطيع الذكور	القطيع الكلي (ذكورا وإناثا)
شدة الانتخاب	٪٦٤	٪١٥	
عدد أفراد القطيع	٥٠ أنثى	٤٠ ذكر	٩٠ فرداً
عدد الأفراد المنتخبة	٣٢ أنثى	٦ ذكور	
متوسط القطيع	٥,٥ وحدات = ٨٢٥	٦,٧ وحدات = ١٠٠٥	٦,٠ وحدات = ٩٠٠ جراما
متوسط الآباء المنتخبة	٦,٩ وحدات = ١٠٣٥	١٠ وحدات = ١٥٠٠	
الفارق الانتخابي	١,٤ وحدات = ٢١٠	٣,٣ وحدات = ٤٩٥	٢,٣٥ وحدة = ٣٥٣ جراما
مقدار التحسين	٠,٧ وحدة = ١٠٥	١,٦٥ وحدة = ٢٤٨	١,١٧٥ وحدة = ١٧٦ جراما
متوسط جيل الأبناء	٦,٢ من الوحدات = ٩٣٠	٨,٣٥ وحدة = ١٢٥٣	٧,١٧٥ وحدة = ١٠٧٦ جراما

تمرين عن الانتخاب الفردي: في قطيع كبير من الدجاج غير المربى داخليا تم اختيار أربعة عائلات أبوية عشوائيا وكل عائلة ديك أعطت خمسة بنات وتم تسجيل إنتاج البيض الشهري للبنات كما هو موضح بعد:

ديك رقم ٤	ديك رقم ٣	ديك رقم ٢	ديك رقم ١	رقم البنت
X	X	X	X	
18	14	22	16	1
21	15	23	18	2
24	16	24	20	3
22	18	26	20	4
21	20	26	21	5

مجموع أداء النسل $\sum X$
عدد الأفراد المنتخبة n_s
مجموع أداء الأفراد المنتخبة $\sum X_s$
مجموع انحرافات أداء الأفراد المنتخبة
عن متوسط القطيع $\sum (X_s - \bar{X}_h)$

فإذا علمت أن الانتخاب الفردي تمت ممارسته في هذا القطيع فأكمل الجدول السابق وإذا علمت أيضا أن متوسط هذا القطيع = ٢١ بيضة وأن شدة الانتخاب فيه = ٥٠٪ وأن $h^2 = 0,25$ فاحسب التحسين الوراثي بعد جيل واحد من الانتخاب الفردي وكذلك متوسط جيل الأبناء.

٤,١,٣ التنبؤ بالعائد الوراثي للانتخاب الفردي باستخدام التغيرات بين الآباء والنسل

طبقا لبيكر (Becker 1984) فإنه يمكن حساب العائد الوراثي المتوقع من الانتخاب الفردي وذلك باستخدام التغير بين الآباء والنسل Parent-offspring covariance كما هو موضح بعد :

$$\Delta G = (S)(b)$$

حيث $G\Delta$ = العائد الوراثي المتوقع من الانتخاب الفردي.

$$S = \text{الفارق الانتخابي.}$$

$$b = \text{معامل اعتماد النسل على الآباء.}$$

ومع هذا يمكن وضع المعادلة السابقة أكثر تفصيلا كما يلي :

العائد الوراثي المتوقع من الانتخاب الفردي = (الفارق الانتخابي) [التغير

الوراثي بين الآباء والنسل ÷ التباين للآباء]

$$\Delta G = (S) \left[\frac{Cov_{(Parent-offspring)}}{Var_{(Parents)}} \right]$$

والتغير الوراثي بين الآباء والنسل الموجود في بسط المعادلة يحتوى على

$$1/2\sigma_A^2 + 1/4\sigma_{AA}^2 + 1/8\sigma_{AAA}^2 + \dots$$

أي يحتوى على نصف التباين التجمعي وجزء من التباين التفوقى.

وعند استخدام التغير الوراثي بين الأمهات وبناتها والتغير بين الأب وبناته فإنه يمكن

حساب العائد الوراثي المتوقع في البنات Gain in daughters والذي يرمز له بالرمز $G_D\Delta$.

$G_D\Delta$ = الفارق الانتخابي للأمهات (التغير الوراثي بين الأمهات وبناتها ÷ التباين

الأمي) + الفارق الانتخابي للآباء (التغير الوراثي بين الآباء وبناتهم ÷ التباين الأبوي)

$$\Delta G_D = S_D \frac{\text{Cov}_{(\text{Dams-daughters})}}{\text{Var}_{(\text{Dams})}} + S_S \frac{\text{Cov}_{(\text{Sires-daughters})}}{\text{Var}_{(\text{Sires})}}$$

$$\Delta G_D = S_D \frac{\text{Cov}_{(DD)}}{\sigma^2_D} + S_S \frac{\text{Cov}_{(SD)}}{\sigma^2_S}$$

حيث S_D ، S_S = الفارق الانتخابي للآباء وللأمهات على التوالي.

كذلك يمكن حساب العائد الوراثي المتوقع في الأبناء الذكور Gain in sons والذي يرمز له بالرمز ΔG_S :

ΔG_S = الفارق الانتخابي للأمهات (التغاير الوراثي بين الأمهات وأبنائها الذكور ÷ التباين الأمي) + الفارق الانتخابي للآباء (التغاير الوراثي بين الأب وأبنائه الذكور ÷ التباين الأبوي)

$$\Delta G_S = S_D \frac{\text{Cov}_{(\text{Dams-sons})}}{\text{Var}_{(\text{Dams})}} + S_S \frac{\text{Cov}_{(\text{Sires-sons})}}{\text{Var}_{(\text{Sires})}}$$

$$\Delta G_S = S_D \frac{\text{Cov}_{(DS)}}{\sigma^2_D} + S_S \frac{\text{Cov}_{(SS)}}{\sigma^2_S}$$

حيث S_D ، S_S = الفارق الانتخابي للآباء وللأمهات على التوالي.

مثال محلول: في قطيع كبير غير مربى داخليا من الأرناب تم تسجيل وزن الجسم عند عمر ثمانية أسابيع على الآباء والنسل عند نفس العمر وأمكن الحصول على البيانات التالية :

الأمهات	Dams	الآباء Sires
متوسط وزن جسم الأمهات بالجرام لقطيع الإناث	متوسط وزن جسم الآباء بالجرام لقطيع الذكور =	
١١٥٠ =		١٢٨٠
التباين الأمي	التباين الأبوي	
$\sigma^2_D = 7995$	$\sigma^2_S = 13343$	
التغاير الوراثي بين الأمهات وبناتها	التغاير الوراثي بين الأب وبناته	
$Cov_{DD} = 802$	$Cov_{SD} = 2401$	
التغاير الوراثي بين الأمهات وأبنائها الذكور	التغاير الوراثي بين الأب وأبنائه الذكور	
$Cov_{DS} = 1021$	$Cov_{SS} = 2690$	

فإذا علمت أن متوسط الآباء المنتخبة Selected sires' mean كان ١٤٠٠ جرام ومتوسط الأمهات المنتخبة Selected dams' mean كان ١٢٥٠ جراما عند عمر ٨ أسابيع فما تقديرك للعائد الوراثي المتوقع من الانتخاب الفردي لكل من الذكور والإناث في الجيل التالي؟

الفارق الانتخابي للآباء (S_S) يكون:

$$S_S = 1400 - 1280 = 120 \text{ grams}$$

الفارق الانتخابي للأمهات (S_D) يكون:

$$S_D = 1250 - 1150 = 100 \text{ grams}$$

وبالتالي فإن العائد الوراثي المتوقع في الأبناء الذكور في الجيل التالي (ΔG_S)

يكون:

$$\Delta G_S = S_D \frac{Cov_{(Dams-sons)}}{Var_{(Dams)}} + S_S \frac{Cov_{(Sires-sons)}}{Var_{(Sires)}}$$

$$\begin{aligned} \Delta G_S &= (100) [1021/7995] + (120)[2690/13343] \\ &= 12.8 + 24.2 = 37 \text{ grams} \end{aligned}$$

والعائد الوراثي المتوقع في البنات في الجيل التالي (ΔG_D) يكون :

$$\Delta G_D = S_D \frac{\text{Cov}_{(\text{Dams-daughters})}}{\text{Var}_{(\text{Dams})}} + S_S \frac{\text{Cov}_{(\text{Sires-daughters})}}{\text{Var}_{(\text{Sires})}}$$

$$\begin{aligned} \Delta G_D &= (100)[802/7995] + (120)[2401/13343] \\ &= 10.0 + 21.6 = 31.6 \text{ grams} \end{aligned}$$

٤.٢ الانتخاب العائلي لصفة واحدة Family selection for one trait

سوف نقوم هنا بتناول الانتخاب العائلي بشيء من التفصيل بناءً على الحقائق التي تم سردها في كتاب Walsh and Lynch 2009 في الفصل السابع عشر من كتابهما تحت عنوان الانتخاب المعتمد على العائلة Family-based selection.

٤.٢.١ الأساس الوراثي للانتخاب العائلي

وحدة الانتخاب في هذه الطريقة من الانتخاب هي العائلة كاملة، أي تنتخب جميع أفراد العائلة التي تدخلت في تحديد متوسط أداء العائلة التي تستخدم في الانتخاب. ويحتاج المربي في هذه الحالة إلى عدد العائلات المكونة للقطيع وعدد أفراد كل عائلة ومتوسط العائلة للصفة المراد تحسينها، ثم يقوم المربي بإجراء التفضيل بين العائلات لينتخب النسبة التي يريدتها. أي أن المربي يستخدم متوسط أداء الأفراد في العائلة ليقدر منه القيمة التربوية للعائلة، والقيمة التربوية للعائلة هي متوسط القيم التربوية للأفراد التي اشتركت في تحديد المتوسط الأدائي لها. القيم التربوية لكل عائلة أم = متوسط القيم التربوية لنسل كل أم :

$$BV_F = \Sigma(X - \bar{X}_h) / n$$

حيث n = عدد أفراد العائلة.

أو أن القيمة التربوية لكل عائلة (BV_F) تكون:

$$BV_F = h^2_F (\bar{X}_F - \bar{X}_h)$$

وفي هذا المجال سوف نتعامل مع نوعين من العائلات:

١- عائلات الأشقاء الكاملة: ومعامل التلازم الوراثي بين الأفراد داخل

العائلة يساوى ٠,٥

٢- عائلات أنصاف الأشقاء: ومعامل التلازم الوراثي بين الأفراد داخل

العائلة يساوى ٠,٢٥

٤,٢,٢ كيفية إجراء (تطبيق) الانتخاب العائلي:

ولإجراء الانتخاب العائلي لابد من تحديد الآتي:

١- تحديد عدد العائلات التي يتكون منها القطيع ومنها تحدد شدة الانتخاب بين

العائلات، أي تحديد نسبة العائلات التي يرغب المربي في استبقاء جميع أفرادها (n_F).

٢- حساب الفارق الانتخابي لكل عائلة وقع عليها الاختيار (S_F):

$$S_F = \text{متوسط العائلة} - \text{متوسط القطيع}$$

$$S_F = (\bar{X}_F - \bar{X}_h)$$

٣- يؤخذ متوسط الفارق الانتخابي للعائلات المختارة ليمثل الفارق الانتخابي

لجيل الآباء (\bar{S}_F) وذلك بقسمة الفارق الانتخابي للعائلات المنتخبة علي عدد

العائلات المنتخبة:

$$\bar{S}_F = \frac{\sum(\bar{X}_F - \bar{X}_h)}{n_F}$$

٤- حساب قيمة المكافئ الوراثي للعائلات (h^2_F):

$$h^2_F = h^2 \frac{[1 + (n-1)r_{GF}]}{[1 + (n-1)r_{PF}]}$$

حيث: h^2 = المكافئ الوراثي للأفراد للصفة المراد تحسينها.

n = عدد أفراد العائلة التي ساهمت في تحديد متوسط أداء هذه العائلة.

r_{GF} = معامل التلازم الوراثي بين أفراد العائلة.

r_{PF} = معامل التلازم المظهري بين أفراد العائلة.

٥- تقدير مقدار التحسين الوراثي بعد جيل واحد من الانتخاب العائلي (ΔG_F):

ΔG_F = (متوسط الفارق الانتخابي للعائلات) \times (المكافئ الوراثي للعائلات)

$$\therefore \Delta G_F = (\bar{S}_F)(h^2_F)$$

٤,٢,٣ مثال محلول عن الانتخاب العائلي لصفة واحدة

في قطيع كبير من الأغنام غير المربي داخليا تم اختيار ستين كبشا (طلوقة) وكل كبش تزواج مع عشرة من الإناث حيث إن كل تزواج أعطى مجموعة من النسل وتم اختيار ست عائلات أبويه Sire families عشوائيا حيث أخذ فرد واحد لكل تزواج وتم وزن هذه الأفراد وأخذت بيانات الوزن الحي بالكيلوجرام عند عمر أربعة أسابيع . ولتسهيل عملية الحساب في تطبيق الانتخاب العائلي هنا تم اختيار ست عائلات أبويه كما هو موضح بعد ومن ثم فإن ما ينطبق علي العائلات الست ينطبق علي الستين عائلة.

رقم النسل	أداء النسل (X) الناتج من الآباء المتخبة:				
	أب رقم ١	أب رقم ٢	أب رقم ٣	أب رقم ٤	أب رقم ٥
١	٢	١,٢	٢,٣	٢,١	٢,٢
٢	١,٩	٢	٢,٤	٢,٦	٣,١
٣	٢,٦	٢,٢	٢,١	٢,٧	٢,٧
٤	٢,٥	٢	٢,٦	٢	٢,٢
٥	٢,٣	٢	٢	١,٩	٢,٥
٦	٢	١,٨	١,٧	١,٩	٢,٦
٧	٢,٥	٢	٢,٤	١,٨	٢,٩
٨	٢,٢	١,٧	٢,١	٢,٣	٢,٣
٩	٢	١,٨	٢,٥	٢,١	٢,٢
١٠	١,٧	١,٧	٢,٧	٢,٢	٣
المجموع	٢١,٧	١٨,٤	٢٢,٨	٢١,٦	٢٥,٧

فإذا علمت أن شدة الانتخاب = ٣٠٪ ، $h^2 = 0,25$ ، $r_{PF} = 0,2$ ، $r_{GF} = 0,25$
(أنصاف أشقاء أبويه) ، فأكمل بيانات الجدول السابق ثم احسب التحسين الوراثي بعد
جيل من الانتخاب العائلي وكذلك متوسط النسل لجيل الأبناء.
عند إجراء الانتخاب العائلي ومن بيانات الجدول السابق يتضح ما يلي :

$$\bar{X}_h = 135.6/60 = 2.26 \text{ kg}$$

١- انحرافات متوسط عائلات الأمهات عن متوسط القطيع بعد تطبيق

الانتخاب العائلي هي :

رقم الأب	١	٢	٣	٤	٥	٦
متوسط أداء نسل الأب \bar{X}_F	٢,١٧	١,٩٣	٢,٢٨	٢,١٦	٢,٥٧	٢,٤٥
انحراف عائلة الأب عن متوسط	٠,٠٩	- ٠,٣٣	٠,٠٢	- ٠,١	٠,٣١	٠,١٩
القطيع $\bar{X}_h - \bar{X}_F$						

٢- تحديد عدد العائلات المراد انتخابها:

عدد العائلات المراد انتخابها = $6 \times 30\% = 1.8 =$ عائلتين تقريبا.

عندئذ سيقع الاختيار على العائلات أرقام (٥)، (٦) وذلك لأن لها أكبر المتوسطات.

٣- حساب الفارق الانتخابي لكل عائلة منتخبة:

الفارق الانتخابي للعائلة المنتخبة = متوسط العائلة المنتخبة - متوسط القطيع

$$S_F = (\bar{X}_F - \bar{X}_h)$$

الفارق الانتخابي للعائلة المنتخبة رقم (٥) = $2.26 - 2.57 = 0.31$ كجم

الفارق الانتخابي للعائلة المنتخبة رقم (٦) = $2.26 - 2.45 = 0.19$ كجم

متوسط الفارق الانتخابي للعائلات المنتخبة هو:

$$\bar{S}_F = \frac{\sum(\bar{X}_F - \bar{X}_h)}{n_F} = \frac{0.5}{2} = 0.25$$

٤- تقدير المكافئ الوراثي بين العائلات (h^2_F):

$$h^2_F = h^2 \frac{1 + (n-1)r_{GF}}{1 + (n-1)r_{PF}}$$

$$h^2_F = 0.25 \frac{[1 - (10-1)0.25]}{[1 + (10-1)0.2]} = 0.29$$

٥- تقدير مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب العائلي (ΔG_F):

$\Delta G_F =$ متوسط الفارق الانتخابي للعائلات المنتخبة \times المكافئ الوراثي بين العائلات

$$\therefore \Delta G_F = (\bar{S}_F)(h^2_F) = (0.25)(0.29) = 0.0725 \text{ Kg} = 72.5 \text{ grams}$$

٦- متوسط النسل لجيل الأبناء يكون:

$$\bar{X}_O = \text{المتوسط العام للقطيع} + \text{مقدار التحسين من إجراء الانتخاب العائلي}$$

$$\bar{X}_O = \bar{X}_h + \Delta G_{WF} = 2.56 + 0.0725 = 2.6325 \text{ kg}$$

ومن الملاحظ في معادلة التحسين من الانتخاب العائلي أن قيمة كل من ΔG_F ، h^2 تتأثر بكل من حجم العائلة (n) ومعامل التلازم الوراثي (r_{GF}) ومعامل التلازم المظهري (r_{PF}) بين الأقارب.

٤,٢,٤ الحالات التي ترتفع فيها كفاءة الانتخاب العائلي

- ١- تزداد كفاءة الانتخاب العائلي كلما زاد عدد أفراد العائلة.
- ٢- ترتفع كفاءة الانتخاب العائلي بانخفاض معامل التلازم المظهري (r_{PF}).
- ٣- لكي يكون الانتخاب العائلي أكفأ من الانتخاب الفردي لابد أن تكون درجة القرابة بين أفراد العائلة الواحدة (r_{GF}) أكبر من معامل التلازم المظهري (r_{PF}) ، وحيث إن r_{GF} لا يمكن أن يزيد عن ٠.٥ في الحيوانات الزراعية إلا إذا اتبعت التربية الداخلية ، لذلك لا ينصح بالانتخاب العائلي إلا بالنسبة للصفات التي تكون فيها r_{PF} منخفضة مثل الصفات السلمية Threshold characters (مثل صفات معدلات النفوق والحيوية) أو صفات التناسل (مثل نسبة الخصوبة والتناسل) وهى بوجه عام صفات منخفضة المكافئ الوراثي.

٤,٢,٥ مقارنة كفاءة الانتخاب العائلي بكفاءة الانتخاب الفردي (المظهري)

تقاس كفاءة الانتخاب العائلي بالنسبة للفردي Efficiency of Family-based vs individual selection selection (Walsh and Lynch 2009)

كفاءة الانتخاب العائلي ÷ كفاءة الانتخاب الفردي = (مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب العائلي ÷ مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب الفردي).
وحيث إن مقدار التحسين الوراثي (ΔG_F) بعد جيل من الانتخاب الفردي يكون:

$$\Delta G_F = (S)(h^2) = (0.31)(0.25) = 0.0775 \text{ Kg} = 77.5 \text{ gram}$$

كفاءة الانتخاب العائلي بالنسبة لكفاءة الانتخاب الفردي = $(89 \div 77.5) \times 100 = 114\%$

ومن ثم فإن الانتخاب العائلي أكفأ من الانتخاب الفردي.

تمرين عن الانتخاب العائلي: في قطيع كبير من الدجاج غير المربي داخليا تم اختيار أربعة عائلات أبوية عشوائيا حيث تزوج كل ديك مع خمسة من الإناث وكل تزوج أعطى بنتا واحدة وتم تسجيل إنتاج البيض الشهري كما هو موضح بعد:

أب رقم ٤ $\bar{X}_F - \bar{X}_h$	أب رقم ٣ $\bar{X}_F - \bar{X}_h$	أب رقم ٢ $\bar{X}_F - \bar{X}_h$	أب رقم ١ $\bar{X}_F - \bar{X}_h$	رقم النسل (ذكور)
18	22	16	20	1
15	20	18	19	2
18	25	16	17	3
17	24	18	20	4
16	22	15	24	5

مجموع X
متوسط بنات عائلة
الأب \bar{X}_F
انحراف متوسط بنات عائلة
الأب عن متوسط القطيع
 $\bar{X}_F - \bar{X}_h$

فإذا علمت أن الانتخاب العائلي تم ممارسته في هذا القطيع وأن شدة الانتخاب فيه = 50% ، $h^2 = 0.3$ ، $r_{PF} = 0.6$ ، $r_{GF} = 0.25$ (أنصاف أشقاء أبوية) فأكمل الجدول السابق ثم أحسب التحسين الوراثي بعد جيل واحد من الانتخاب العائلي.

٤,٣ الانتخاب داخل العائلات لصفة واحدة Within-family selection for one trait

لنتناول الانتخاب داخل العائلة بشيء من التفصيل تم الاستعانة بالحقائق التي تم سردها في الفصل السابع عشر من كتاب (Walsh and Lynch 2009).

٤,٣,١ الأساس الوراثي للانتخاب داخل العائلات وطريقة إجرائه

في هذه الطريقة من الانتخاب يقع اختيارنا للأفراد التي يكون انحراف أدائها من متوسط العائلة التي تنتمي إليها أكبر ما يمكن، أي أننا سنطرح من أداء كل فرد متوسط العائلة التي ينتمي لها. ويلاحظ هنا أن اختيار الأفراد لا يعتمد على مدى تفوقها عن المتوسط العام للقطيع بل مدى تفوقها على متوسط عائلاتها. وعلى ذلك يجرى الانتخاب داخل العائلات على الوجه التالي:

١- تحديد عدد الأفراد المنتخبة داخل العائلات (n_s):

يتم تحديد عدد الأفراد المنتخبة داخل العائلات بالقطيع على أساس انحراف أدائها من متوسط العائلة التي تنتمي إليها.

٢- إيجاد مجموع انحرافات الأفراد المنتخبة عن متوسط عائلاتها (ΣD):

$\Sigma D = \Sigma (\text{أداء الأفراد المنتخبة داخل العائلة} - \text{المتوسط الأدائي للعائلة})$

$$\Sigma D = \Sigma (\bar{X} - \bar{X}_F)$$

٣- إيجاد متوسط انحرافات الأفراد المنتخبة وهذا المتوسط يمثل الفارق

الانتخابي لجيل الآباء المنتخبة (S):

$S = \text{مجموع الانحرافات للأفراد المنتخبة كلها} \div \text{عدد الأفراد المنتخبة}$

$$S = \Sigma D / n_s$$

٤- إيجاد المكافئ الوراثي داخل العائلات (h^2_{WF}):

$$h^2_{WF} = h^2 \frac{[1 - r_{GF}]}{[1 - r_{PF}]}$$

حيث : h^2 = المكافئ الوراثي للأفراد للصفة تحت الانتخاب

r_{GF} = معامل التلازم الوراثي بين الأفراد

r_{PF} = معامل التلازم المظهري بين الأفراد

مع ملاحظة أن معامل التلازم الوراثي بين الأفراد r_{GF} يساوى ٠,٥ في عائلات الأشقاء الكاملة أو يساوى ٠,٢٥ في عائلات أنصاف الأشقاء أو قد يكون أكبر من ٠,٥ في حالة العائلات المرباة تربية داخلية.

٥- إيجاد مقدار التحسين بعد جيل من الانتخاب داخل العائلات (ΔG_{WF}):

ΔG_{WF} = الفارق الانتخابي × المكافئ الوراثي داخل العائلات

$$\Delta G_{WF} = (S) (h^2_{WF})$$

٦- إيجاد المتوسط لجيل الأبناء بعد جيل من الانتخاب داخل العائلات (\bar{X}_O):

\bar{X}_O = المتوسط العام للقطيع + مقدار التحسين من إجراء الانتخاب داخل العائلة

$$\bar{X}_O = \bar{X}_b + \Delta G_{WF}$$

٧- (٧) تقدير القيمة التربوية للأفراد المنتخبة داخل كل عائلة (BV_{WF}):

$$BV_{WF} = (\bar{X} - \bar{X}_F)(h^2_{WF})$$

٤,٣,٢ مثال محلول عن الانتخاب داخل العائلات

في قطيع كبير من الأغنام المحلية غير المربى داخليا تم اختيار عشرين كبشا (طلوقة) وكل كبش تزوج مع خمسة من النعاج حيث إن كل تزوج أعطى نسلا واحداً ذكراً وتم اختيار ثلاث عائلات أبوية عشوائياً وسجل وزن الفطام للذكور بالكجم. ولتسهيل عملية الحساب في تطبيق الانتخاب داخل العائلة هنا تم اختيار ست

عائلات أبويه كما هو موضح بعد، ومن ثم فإن ما ينطبق علي العائلات الست ينطبق علي الستين عائلة:

رقم الأب Sire						رقم النسل (ذكور)
أب رقم ٣ ($\bar{X} - \bar{X}_F$)		أب رقم ٢ ($\bar{X} - \bar{X}_F$)		أب رقم ١ ($\bar{X} - \bar{X}_F$)		
X	X	X	X	X	X	
-8.2	11.8	-2.2	11.8	-2.3	18.7	1
18.7	18.7	18	18	19.1	19.1	2
27	27	9.2	9.2	29.3	29.3	3
24.7	24.7	18	18	17.5	17.5	4
17.8	17.8	13	13	20.4	20.4	5
	100		70		105	المجموع
						متوسط عائلة الأب (\bar{X}_F)
20		14		21		عدد الأفراد المنتخبة n_s
2				1		مجموع انحرافات الذكور
11.7				8.3		المنتخبة عن متوسط عائلات الأبوية

فإذا علمت أن شدة الانتخاب = ٢٠٪ ، $h^2 = 0,3$ ، $r_{PF} = ٠,٦$ ، $r_{GF} = ٠,٢٥$
(أنصاف أشقاء أبوية) فأكمل الجدول السابق ثم احسب التحسين الوراثي بعد جيل
واحد من الانتخاب داخل العائلة وكذلك المتوسط لجيل الأبناء، وما هي كفاءة هذا
الانتخاب بالنسبة للانتخاب الفردي. من الجدول السابق يتضح الآتي:
متوسط القطيع يكون:

$$\bar{X}_h = [105 + 70 + 100] / 15 = 18.3 \text{ kg}$$

١- تحديد عدد الأفراد المنتخبة داخل العائلات (n_s):

عدد الأفراد المنتخبة داخل العائلات على أساس ٢٠٪ شدة انتخاب = ١٥ x
 3 = 20% أفراد حيث إن عدد أفراد القطيع الكلى = ١٥ فرداً. وهذه الأفراد المنتخبة هي
 الأفراد المميزة بعلامة النجمة داخل كل عائلة، وهي التي تشمل على أعلى
 الانحرافات الموجبة من متوسط عائلة الأم التي تنتمي إليها.

٢- إيجاد مجموع انحرافات الأفراد المنتخبة عن متوسط عائلاتها (ΣD):

$$\Sigma D = \Sigma (\bar{X} - \bar{X}_F)$$

المجموع الكلى لانحرافات الأفراد المنتخبة = ١١,٧ + ٨,٣ = ٢٠ كجم

٣- إيجاد متوسط انحرافات الأفراد المنتخبة وهذا المتوسط يمثل الفارق

الانتخابي لجيل الآباء المنتخبة (S):

S = مجموع الانحرافات للأفراد المنتخبة كلها ÷ عدد الأفراد المنتخبة

$$S = \Sigma D / n_s = 20 / 3 = 6.67 \text{ kg}$$

٤- إيجاد المكافئ الوراثي داخل العائلات (h^2_{WF}):

$$h^2_{WF} = h^2 \frac{[1 - r_{GF}]}{[1 - r_{PF}]}$$

حيث: h^2 = المكافئ الوراثي بين الأفراد = ٠,٣

r_{GF} = معامل التلازم الوراثي بين أفراد العائلة (عائلات أشقاء كاملة) = ٠,٢٥

r_{PF} = معامل التلازم المظهري بين أفراد العائلة = ٠,٦

$$h^2_{WF} = h^2 \frac{[1 - r_{GF}]}{[1 - r_{PF}]}$$

$$h^2_{WF} = 0.3 [(1 - 0.25) / (1 - 0.6)] = 0.5625$$

٥- حساب التحسين الوراثي (ΔG_{WF}) ومتوسط النسل بعد جيل واحد من

الانتخاب داخل العائلات :

$$\Delta G_{WF} = \text{الفارق الانتخابي} \times \text{المكافئ الوراثي داخل العائلات.}$$

حيث إن الفارق الانتخابي = متوسط الانحرافات للأفراد المنتخبة عن متوسط عائلاتها.

$$\Delta G_{WF} = (S)(h^2_{WF}) = (6.67)(0.5625) = 3.75 \text{ kg}$$

ومتوسط النسل بعد جيل واحد من الانتخاب داخل العائلات = المتوسط العام للقطيع

+ مقدار التحسين

$$\bar{X}_O = \bar{X}_h + \Delta G_{WF} = 18.3 + 3.75 = 22.05 \text{ kg}$$

٤,٣,٣ مقارنة كفاءة الانتخاب داخل العائلات بالنسبة لكفاءة الانتخاب الفردي

كفاءة الانتخاب داخل العائلات ÷ كفاءة الانتخاب الفردي = (مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب داخل العائلات ÷ مقدار التحسين بعد جيل واحد من الانتخاب الفردي).

وحيث إن مقدار التحسين (ΔG_{WF}) من الانتخاب الفردي يكون:

$$\Delta G_{WF} = (S)(h^2) = (6.67)(0.3) = 2.001 \text{ kg}$$

∴ كفاءة الانتخاب داخل العائلات بالنسبة لكفاءة الانتخاب الفردي =

$$\% 187 = (100)(2,001 \div 3,75)$$

∴ الانتخاب داخل العائلات أكفأ من الانتخاب الفردي.

تمرين عن الانتخاب داخل العائلة

في قطيع كبير من الدجاج السعودي غير المربي داخليا تم اختيار ثلاث عائلات أبوية عشوائيا وكل تزواج أعطى نسلا واحدا من الذكور وتم وزن الميلاذ للذكور بالجرام كما هو موضح بعد:

أب رقم ٣		أب رقم ٢		أب رقم ١		رقم النسل (ذكور)
$X - \bar{X}_F$	X	$X - \bar{X}_F$	X	$X - \bar{X}_F$	X	
	31		21		25	1
	28		28		23	2
	37		19		24	3
	24		28		28	4
	27		23		26	5
مجموع X						
\bar{X}_F متوسط عائلة الأب						
عدد الأفراد المنتخبة (n _s)						
مجموع انحرافات الذكور						
المنتخبة						
$\sum(X - \bar{X}_F)$						

فإذا علمت أن الانتخاب داخل العائلة تمت ممارسته في هذا القطيع وأن متوسط هذا القطيع = ٢٨ جراما وشدة الانتخاب فيه = ٢٠ % ، $h^2 = 0.3$ ، $r_{PF} = 0.4$ ، $r_{GF} = 0.25$ (أنصاف أشقاء أبوية) فأكمل الجدول السابق ثم احسب التحسين الوراثي بعد جيل واحد من الانتخاب داخل العائلة وكذلك متوسط جيل الأبناء.

التقييم والتحسين الوراثي لصفة واحدة من خلال الانتخاب باختبار النسل

٥,١ مفهوم اختبار النسل للانتخاب لصفة واحدة Progeny test for one trait
لاحظنا في الاختبار لأداء الصفة Performance Test السابق شرحه أننا نختبر الفرد أو العائلة باستخدام أداء الصفة التي تقاس على الفرد أو العائلة بينما هنا اختبار بالنسل Progeny Test فإنه يتم على أساس اختبار القيمة التربوية للفرد باستخدام متوسط نسله من الأخوة الأشقاء أو أنصاف الأشقاء أو كليهما معا.

٥,٢ انتخاب الطلائق وتطور تقييمها:

انتخاب الطلائق من الأمثلة الواضحة التي يستخدم فيها اختبار النسل في ماشية الحليب علي سبيل المثال. وقد أدى إنشاء نظام تسجيل الإنتاج ودعم الجمعيات التي تقوم بانتخاب الطلائق الممتازة والتلقيح الصناعي إلى وجود عدة نظم لاختبارات النسل في معظم دول أوروبا وأستراليا ونيوزيلندا وأمريكا وبريطانيا.

إن أداء الطلائق هو محصلة استعداده الوراثي والظروف التي تسمح له بالتعبير عن تركيبه الوراثي. والتركيب الوراثي يشمل مجمل تأثير العوامل الوراثية ذات الأهمية ومدى تأثر هذه العوامل بالتأثيرات البيئية. لذلك يأتي دور البيئة لإمكانية التعبير عن هذه المقدرة الوراثية عن نفسها. ومن ثم عند مقارنة تركيبين وراثيين يجب مساواة هذه الظروف البيئية بالتعديل لها.

٥,٢,١ تقييم الطلائق باستخدام متوسط بنات الطلوقة Daughter average

اعتبر متوسط بنات طلوقة معينة وسيلة هامة لقياس القيمة التربوية له. وقد استحدثت هذه الطريقة جوهنسون وروبرتسون (Johanson and Robertson, 1952) في بريطانيا حيث اقترحا الصيغة التالية في تقييم الطلائق:

$$I = 2b[(D - A_D)/n] + B$$

حيث : I = دليل الطلوقة Sire Index ، b = معامل اعتماد الإنتاج المستقبلي لبنات الطلوقة على بياناته الحقيقية الحالية والتي تساوي :

$$b = [(0.25nh^2)/(1+0.25(n-1)h^2)]$$

D = محصول بنت الطلوقة في قطيع معين.

A_D = متوسط إنتاج البنات المعاصرات في نفس القطيع.

n = عدد بنات الطلوقة •

B = متوسط السلالة •

h² = المكافئ الوراثي للصفة •

ويعيب هذه الطريقة أنها لا تمثل المقدرة التمريرية للطلوقة Sire transmitting

ability بالدقة المطلوبة لأنها تحتوي على :

أ- متوسط إنتاج الطلوقة •

- ب- متوسط تأثير الأمهات التي تزوجتها الطلوقة •
 ج- متوسط تأثير سنوات وفصول الإنتاج والقطعان التي نشأت فيها البنات.
 واقترح الباحثان أنه لزيادة كفاءة هذه الطريقة يجب أن يكون للطلوقة ٢٠ أنثى وبالتالي يمكن الحصول على خمسة عجلات معاصرة كل سنة في القطيع •

٥,٢,٢ تقييم الطلائق بمقارنة البنات بالأمهات

في هذه الطريقة يأخذ انحراف متوسط البنات المعدل Adjusted daughters average عن متوسط أمهاتها المعدل Adjusted dams average ليمثل مقدرة الطلوقة التمريرية Sire (transmitting ability) STA إلى بناته :

$$STA = (\bar{X}_{Daughter} - \bar{X}_{Dams})$$

ومن المعروف أن لهذه الطريقة أخطاء راجعة إلى مستوى رعاية وسنوات الإنتاج للبنات والأمهات التي قد تؤدي إلى خطأ في عملية الحساب تعود إلى الطلائق في النهاية بالإضافة إلى أنه قد لا تتوافر معلومات عن الأمهات مما يتسبب في فقد هذه البيانات.

٥,٢,٣ تقييم الطلائق باستخدام مقارنة المعاصرات Contemporary comparison

هذه الطريقة التي استحدثها هندرسون وتلاميذه (Henderson et al, 1954) في الولايات المتحدة الأمريكية وقد استحدث آلان روبرتسون ورندل (Robertson and Rendel, 1954) طريقة مشابهة في بريطانيا وفي كل من الطريقتين يتم التصحيح لمعاصرات البنات من نفس القطيع والسنة والفصل (Searle, 1964) ولكي تعمل هذه الطريقة بكفاءة يجب أن تكون معاصرات بنات الطلائق تحت المقارنة من نفس المستوى وأيضا زوجات الطلائق من نفس المستوى الوراثي وأخيرا لا يمكن لهذه الطريقة مقارنة طلائق من أجيال انتخابية مختلفة.

٥.٣ النظام البريطاني لاختبار الطلائق

٥.٣.١ مفهوم النظام البريطاني لاختبار الطلائق

كما أشرنا سابقا فإن النظام البريطاني وضعة آلان روبرتسون ورندل حيث يقوم على المقارنات المعاصرة Contemporary comparison أي مقارنة إنتاج بنات الطلوق في ٣٠٥ يوم بمتوسط إنتاج زميلات هذه البنات في نفس السنة وفي أول موسم للإدرار على أن تحلب معها في نفس الوقت (معاصرة) ونفس القطيع ولكنها من طلائق أخرى.

٥.٣.٢ مثال محلول للنظام البريطاني لاختبار الطلائق:

البيانات التالية لطلوقتين تتوافر عنهما عشرة بنات لكل طلوقة على حدة في ثلاثة قطعان مختلفة وتوافرت كذلك أبقار معاصرة من نفس السن من طلائق أخرى من نفس القطعان الثلاثة وكانت متوسطات محصول الدهن للأبقار ومعاصراتها بالكجم في أول موسم إدرار كالتالي:

الطلوقة الأولى		الطلوقة الثانية		الطلوقة الأولى		الطلوقة الثانية		القطيع
بنات الطلوقة المختبرة	أبقار معاصرة	بنات الطلوقة المختبرة	أبقار معاصرة	بنات الطلوقة المختبرة	أبقار معاصرة	بنات الطلوقة المختبرة	أبقار معاصرة	
متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	
العدد	العدد	العدد	العدد	العدد	العدد	العدد	العدد	
الدهن	الدهن	الدهن	الدهن	الدهن	الدهن	الدهن	الدهن	
المعدل	المعدل	المعدل	المعدل	المعدل	المعدل	المعدل	المعدل	
٤٢	٨	٣٨	٣	٤٤	٨	٤٢	٤	١
٥٨	٦	٥٢	٤	٥٢	٦	٥٨	٢	٢
٤٨	٦	٤٢	٣	٤٥	٦	٤٨	٤	٣

فما هي القيمة التربوية النسبية لكل طلوقة مبنية على أساس سجلات بنات كل طلوقة إذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي لإدرار الحليب هو ٠,٢٤ وأن متوسط السلالة هو ٤٢ كجم ومتوسط القطعان التي بها الطلوقتان هو ٤٥ كجم.

عمود ٨	عمود ٧	عمود ٦	عمود ٥	عمود ٤	عمود ٣	عمود ٢	عمود ١
عامل	انحراف بنات الطلوقة عن متوسط القطيع	عامل الوزن (أو العدد الفعال)	الأبقار المعاصرة للبنات	متوسط الإنتاج المعدل	بنات الطلوقة المختبرة	متوسط الإنتاج المعدل	القطيع
×	متوسط القطيع	$n = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}$	العدد المعدل	العدد المعدل	العدد المعدل	العدد المعدل	العدد المعدل
انحرافات الإدرار (D x n)	$D = (\bar{X}_C - \bar{X}_h)$		(\bar{X}_h)	(n_2)	(\bar{X}_C)	(n_1)	
الطلوقة الأولى:							
٥,٤ -	٢ -	٢,٧	٤٤	٨	٤٢	٤	١
٩	٦	١,٥	٥٢	٦	٥٨	٢	٢
٧,٢	٣	٢,٤	٤٥	٦	٤٨	٤	٣
مجموع		٦,٦	١٤٤	٢٠	١٤٥	١٠	المجموع
١٠,٨ =							
الطلوقة الثانية:							
٣,٨	٢	١,٩	٣٦	٥	٣٨	٣	١
٤٥,٩	١٧	٢,٧	٣٥	٨	٥٢	٤	٢
٢,١	١ -	٢,١	٤٣	٧	٤٢	٣	٣
مجموع		٦,٧	١١٤	٢٠	١٣٢	١٠	المجموع
٤٧,٦ =							

العمود السادس بالجدول به عوامل الوزن للأعداد المختلفة ، بمعنى أنه إذا كانت المقارنات مبنية على أساس أعداد كبيرة فلا بد أن تنال قدرا أكبر من الأهمية أي وزنا أكبر ، فإذا كان للطلوقة أربعة بنات في قطيع به ثمانية معاصرات فإن عامل الوزن (n) يكون: $(n) = 4 \times 8 \div 12 = 2.7$ وهكذا لجميع البنات.

والعمود السابع بالجدول به انحرافات متوسط إدرار بنات الطلوقة عن متوسط إدرار المعاصرات بالقطيع ، أي أن الفرق في متوسط الإنتاج (D) للقطيع الأول للطلوقة الأولى هو:

$$D = (\bar{X}_C - \bar{X}_h) = 42 - 44 = -2$$

وهكذا يمكن حساب D للقطيع الثاني والثالث للطلوقة الأولى .

العمود الثامن به فرق الإدرار (D) مضروبا في معامل الوزن (n) أي $2.7 \times 2 = 5.4$ - للقطيع الأول للطلوقة الأولى. ومجموع المعاملات (n) يعد بمثابة العدد الفعال لكل طلوقة per sire Effective number. ويشترط النظام البريطاني أن تكون للطلوقة على الأقل ٢٠ بنتا .

حساب متوسط انحراف إدرار بنات الطلوقة عن متوسط المعاصرات وهو ما

يطلق عليه بالانحراف الوراثي المتوقع للطلوقة (SGD Sire genetic deviation):

$$SGD = \frac{\sum(D)(n)}{\sum n} = \frac{\sum(D)(\bar{X}_C - \bar{X}_h)}{\sum n}$$

$$SGD = \frac{10.8}{6.6} = 1.64 \text{ kg}$$

وحيث إن هذه الفروق في البنات نفسها وأن معامل اعتماد وراثية الفرد (الطلوقة) على

متوسط n من نسله (أي القيمة التمريرية للطلوقة Sire transmitting ability) يكون:

$$b_{G\bar{X}} = \frac{1}{2} \left[\frac{nh^2}{(1+(n-1)t)} \right]$$

حيث إن $t =$ معامل الارتباط الظاهري للطلائق، وحيث إن $h^2 = 4t$ فإن $t = h^2/4$ وبالتعويض في المعادلة السابقة عن قيمة t نجد أن:

$$b_{G\bar{X}} = \frac{1}{2} h^2 \left[\frac{n}{(1+(n-1)h^2/4)} \right]$$

أي أن هذا القدر من الفارق في الأبناء يظهر في الأب (الطلوقة) وعلى ذلك فإن المتوسط المتوقع لأبناء أخرى من هذا الأب يكون نصف هذا القدر، أي أن:

$$b = \frac{1}{2} b_{G\bar{X}} = \frac{1}{4} h^2 \left[\frac{n}{(1+(n-1)\frac{1}{4}h^2)} \right] = \left[\frac{nh^2}{(4+(n-1)h^2)} \right]$$

وهذا هو معامل اعتماد أنصاف الأشقاء المستقبلية على تلك البنات المختبرة وهي مستحدثة من العلاقة:

$$b_{G\bar{X}} = \frac{1}{2} \left[h^2 \frac{n}{(1+(n-1)t)} \right] = \frac{1}{2} \left[\frac{nh^2}{(1+(n-1)t)} \right]$$

مع فرض عدم وجود ارتباط بيئي بين البنات. وبإحلال $n\bar{\Sigma}$ بدلا من (n) يمكن كتابة معادلة معامل اعتماد متوسط البنات المستقبلية على البنات المختبرة لنفس الطلوق كما يلي:

$$b = \left[\frac{h^2 \bar{\Sigma} n}{(4+(\bar{\Sigma} n-1)h^2)} \right]$$

وتفيد هذه المعادلة في مدى التنبؤ بنات نفس الطلوق المستقبلية من بناته المختبرة. وحيث إنها تحتوي فقط على نصف وراثية الأب فلذلك تضرب في ٢ للحصول على

وراثية الأب كلها، أي القيمة التربوية للطلوقة 0 (BV) Breeding value وفي هذه الحالة فإن القيمة التربوية للأب تمثل القيمة التميرية للطلوقة مضروبة في ٢ :

$$BV = 2 STA = 2 (SGD) (b)$$

حيث إن STA = القدرة التميرية للطلوقة Sire Transmitting Ability والتي تمثل الانحراف الوراثي للطلوقة (SGD) مضروب في معامل اعتماد متوسط البنات المستقبلية على البنات المختبرة لنفس الطلوق (0) b) وإذا كان المكافئ الوراثي لصفة محصول الحليب هو ٠,٣٢ فإن :

$$b = \left[\frac{h^2 \sum n}{4 + (\sum n - 1)h^2} \right] = \left[\frac{(0.32)(6.6)}{4 + (6.6 - 1)0.32} \right] = 0.365$$

أي أن معامل اعتماد متوسط البنات المستقبلية على البنات المختبرة لنفس الطلوق هو ٠,٣٦٥ وأن القيمة التميرية للطلوقة تكون :

$$STA = (SGD)(b) = (1.64)(0.365) = 0.6 \text{ kg}$$

ومن ثم فإن القيمة التربوية للطلوقة (BV) تكون :

$$BV = 2 STA = 2 (0.6) = 1.20 \text{ kg}$$

أما إذا أريد مقارنة طلوق في قطع ما بطلوق من قطع آخر في السلالة فيجب أن يؤخذ في الاعتبار الفروق بين القطعان المختلفة حيث إن جزءا فيها يورث كذلك وأن هذا الجزء المورث يمثل ٠,٢ منها. وعلى ذلك يمكن حساب القيمة التربوية لأي طلوق في السلالة (BV_B) حسب المعادلة التالية :

$$BV = \bar{X}_B + 2STA + 0.2(\bar{X}_h - \bar{X}_B)$$

حيث : \bar{X}_B = متوسط السلالة Breed average

\bar{X}_h = متوسط الأبقار المعاصرة والذي يمثل متوسط القطيع 0 Herd average

ومن ثم فإن $(\bar{X}_h - \bar{X}_B)$ هو الفرق بين متوسط القطعان التي استخدمت فيها الطلوقة ومتوسط السلالة. ومن ثم فإذا فرضنا أن متوسط السلالة من محصول الدهن هو ٤٢ كجم ومتوسط القطعان التي استخدمت بها الطلوقة هو ٤٥ كجم فإن القيمة التربوية في هذه الحالة تكون:

$$BV_B = 42 + 1.2 + 0.2 (45 - 42) = 43.8 \text{ kg}$$

وفي النظام البريطاني يعبر عن القيمة التربوية بوصفها نسبة مئوية من متوسط السلالة ككل أي القيمة التربوية النسبية (RBV) تكون:

$$RBV = \left[\frac{BV}{\bar{X}_B} \right] (100) = \left[\frac{43.8}{42} \right] (100) = 104.3\%$$

ومن هذه النسبة يمكن معرفة النسبة المئوية التي تزيد أو تقل بها القيمة التربوية لهذه الطلوقة عن المتوسط العام للسلالة. وفي مثالنا هذا نجد أن القيمة التربوية للطلوقة تزيد بمقدار ٤.٣٪ عن متوسط السلالة.

تمرين للحل رقم (١): قم بحل الجزء الثاني من المثال السابق وهو تقدير القيمة التربوية للطلوقة الثانية.

تمرين للحل رقم (٢): هناك طلوقتان تتوافر عنهما عشرة بنات لكل طلوقة على حدة في أربعة قطعان مختلفة وتوافرت كذلك أبقار معاصرة من نفس السن من طلائق أخرى من نفس القطعان الأربعة وكانت متوسطات محصول ٣٠٥ يوم من الحليب للأبقار ومعاصرتها بالكجم في أول موسم للإدرار كالتالي:

الطلوقة الأولى	الطلوقة الثانية
----------------	-----------------

أبقار معاصرة			بنات الطلوقة المختبرة			أبقار معاصرة			بنات الطلوقة المختبرة		
متوسط السلالة الإقليمي الموسمي	متوسط محصول الحليب المعدل	العدد	متوسط محصول الحليب المعدل	العدد	متوسط السلالة الإقليمي الموسمي	متوسط محصول الحليب المعدل	العدد	متوسط محصول الحليب المعدل	العدد	العدد	
٣٧٠٠	٣٦٠٠	٥	٣٨٠٠	٣	٤٣٠٠	٤٤٠٠	٨	٤٢٠٠	٤	١	
٣٣٠٠	٣٥٠٠	٨	٣٢٠٠	٤	٥٥٠٠	٥٢٠٠	٦	٥٨٠٠	٢	٢	
٤١٠٠	٤٣٠٠	٧	٤٢٠٠	٣	٤٦٠٠	٤٨٠٠	٦	٤٥٠٠	٤	٣	
٤٢٠٠	٤٥٠٠	٩	٤٨٠٠	٥	٥٤٠٠	٥٦٠٠	١٢	٥٢٠٠	٦	٤	

فما هي القيمة التربوية لكل طلوقة محسوبة على أساس سجلات بناته مستخدما النظام البريطاني والأمريكي إذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي لإدرار الحليب هو ٠.٢٤ وأن متوسط السلالة هو ٤٤٠٠ كجم ومتوسط القطعان التي بها الطلوقتان هو ٤٥٠٠ كجم؟

تمرين للحل رقم (٣): هناك طلوقتان تتوافر عنهما عشرون بنتا لكل طلوقة على حدة في ثلاثة قطعان مختلفة وتوافرت كذلك أبقار معاصرة من نفس السن من طلائق أخرى من نفس القطعان الثلاثة وكانت متوسطات محصول البروتين للأبقار ومعاصراتها بالكجم في أول موسم للإدرار كالتالي:

الطلوقة الأولى		الطلوقة الثانية		القطيع
أبقار معاصرة	بنات الطلوقة	أبقار معاصرة	بنات الطلوقة	

المختبرة					المختبرة					
متوسط السلالة	الإقليمي الموسمي	متوسط محصول البروتين المعدل	العدد	متوسط محصول البروتين المعدل	العدد	متوسط السلالة الإقليمي الموسمي	متوسط محصول البروتين المعدل	العدد	متوسط محصول البروتين المعدل	العدد
٤٠	٤٤	١٢	٤٢	٧	٤٠	٤٢	٨	٤٢	٨	١
٣٦	٣٨	٨	٣٨	٤	٥٢	٣٦	٦	٥٨	٦	٢
٤٤	٤٢	١٤	٤٨	٩	٤٦	٤٨	٦	٤٥	٦	٣

فما هي القيمة التربوية النسبية لكل طلوقة مستخدما النظام البريطاني والأمريكي إذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي لإدرار الحليب هو ٠,٢٨ وأن متوسط السلالة هو ٣٨ كجم ومتوسط القطعان التي بها الطلوقتان هو ٤٢ كجم؟

٥,٤ النظام الأمريكي لتقييم الطلائق

٥,٤,١ مفهوم وطريقة إجراء النظام الأمريكي لتقييم الطلائق

وهذا النظام مطبق في الولايات المتحدة الأمريكية ويبنى التقييم الوراثي علي أساس المعلومات المتوفرة عن إنتاج بنات الطلائق في القطعان التي تشترك في برنامج تسجيل Official Dairy Herd Improvement and Dairy Herd Improvement Registry وهذه المعلومات هي ضمن خدمات وزارة الزراعة الأمريكية من خلال جمعيات تحسين قطعان الحليب Dairy Herd Improvement Associations ويرمز لها بالرمز D.H.I.A أو البرامج القومية التعاونية لتحسين قطعان الحليب National Cooperative Dairy Herd Improvement Programs ويرمز لها بالرمز NCDHIP وفي النهاية تطبع قوائم يلخص فيها تميز الطلائق الوراثي وتميزها الاقتصادي بعد تحويل هذا التميز الوراثي

إلى قيمة نقدية كما تحتوي هذه الملخصات أيضا علي تقدير لقيمة مدى الوثوق من البيانات الوراثية المعطاة والأعداد التي استخرج منها تقييم كل طلوقة وتنشر هذه الملخصات سنويا . وهذه الطريقة هي نتائج أبحاث هندرسون ومعاونيه عم ١٩٥٤ وما بعدها في جامعة كورنيل بالولايات المتحدة الأمريكية.

ويقاس الإختلاف الوراثي المتوقع (PD) Predicted Difference بواسطة المقدرة العبورية للطلوقة Transmitting Ability Sire وتعرف القيمة العبورية هذه بنصف القيمة التربوية للطلوقة Sire breeding value. وبينما تعبر القيمة التربوية عن التركيب الوراثي التجمعي بصورة كلية فإن القيمة العبورية تعني متوسط الأثر التجمعي لعينة عشوائية من نصف وراثية الطلوقة ممثلة في الحيوان المنوي العابر إلي الجيل القادم. وبحسب التمييز الوراثي المتوقع (PD) من المعادلة التالية (Dickinson et al., 1972):

$$STA = PD = \left[\frac{\sum n_i h^2}{4 + (N-1)h^2 + \frac{4 \sum n_i (n_i - 1)}{N} C^2} \right] \left[\frac{\sum n_i (ADR - AHMA)}{\sum n_i (n_i - 1)} \right] + 0.1 \left(\frac{\sum n_i (HA - BSRA) \left(\frac{n}{n+1} \right)}{\sum n_i (n_i - 1)} \right)$$

ويمكن توضيح مكونات هذه المعادلة كالتالي :

$$(PD_D)0 = \left[\frac{\sum n_i (ADR - AHMA)}{\sum n_i (n_i - 1)} \right]$$

$$(PD_B)0 = \frac{\sum n_i (HA - BSRA) \left(\frac{n}{n+1} \right)}{\sum n_i (n_i - 1)}$$

$$N = \sum n_i = \text{عدد البنات الكلية}$$

$h^2 =$ المكافئ الوراثي وهو محسوب علي أساس تقديرات من الإخوة أنصاف الأشقاء
ويساوي ٠,٢٥

$$n_i = \text{عدد البنات في القطيع } i$$

$C^2 =$ معامل الارتباط بين أنصاف الشقيقات من نفس القطيع وهو نتيجة البيئة المشتركة
وبعض العوامل الوراثية التي لا تحتسب في المكافئ الوراثي وقدر هذا العامل هو ٠,١٤
ADR = Adjusted Daughter records ، أي سجلات البنات معدلة للعمر وعدد مرات
الحليب وطول موسم الحليب.

AHMA = Adjusted Herd Mate Average ، أي متوسط القطيع المعدل للأعداد.

BSRA = متوسط السلالة في نفس موسم السجل ومن نفس المنطقة الجغرافية.

W = عامل وزن لقطعان المعاصرات ويحسب علي أساس $\frac{n}{n+1}$ حيث n تمثل عدد
المعاصرات في كل قطيع.

ويلاحظ أن معامل أو بسط الجزء الأول من معادلة التميز الوراثي هو نفس المعادلة
التالية:

$$b = \frac{1}{2} b_{G\bar{X}} = \frac{1}{4} h^2 \frac{N}{1 + (N-1)h^2} = \frac{nh^2}{4 + (N-1)h^2}$$

حيث b معامل اعتماد البنات المستقبلية من البنات المختبرة ولكن يزيد في مقامها
تصحيح الارتباط بين البنات أنصاف الأشقاء والناجم عن أسباب غير وراثية تجمعية
وهذه إضافة جديدة في التطوير الحديث في النظام الأمريكي وهذه المعادلة تعدل قليلا في
الشكل إذا كان هناك بنت أو أكثر من بنات الطلوقة لها أكثر من سجل واحد ليؤخذ في
الحسبان المعامل التكراري الذي يقدر في البيانات الأمريكية بمقدار ٠,٥٠ .

٥.٤.٢ مثال محلول للنظام الأمريكي لاختبار الطلائق

المثال المبين في الجدول التالي يوضح كيفية حساب الإختلاف الوراثي PD أو بمعنى آخر المقدرة التمريرية للطلوقة STA لإنتاج الحليب (لاحظ أن هذا المثال توضيحي فقط حيث يشترط أن تكون المعلومات متوفرة علي الأقل علي ١٠ بنات وبمعلومية معاصرتها . هناك طلوقتان تتوفر عنهما عشرة بنات لكل طلوقة علي حدة في ثلاثة قطعان مختلفة وتوافرت كذلك أبقار معاصرة من نفس السن من طلائق أخرى في نفس القطعان الثلاثة وكانت متوسطات الأبقار ومعاصراتها بالكجم في أول موسم للإدرار كالتالي :

الطلوقة الأولى					
القطيع	بنات الطلوقة		أبقار معاصرة		متوسط السلالة الإقليمي الموسمي
	العدد	متوسط الإنتاج المعدل	العدد	متوسط الإنتاج المعدل	
١	٤	٤٢٠٠	٨	٤٤٠٠	٤٣٠٠
٢	٢	٥٨٠٠	٦	٥٢٠٠	٥٥٠٠
٣	٤	٤٥٠٠	٦	٤٨٠٠	٤٦٠٠
الطلوقة الثانية					
القطيع	بنات الطلوقة		أبقار معاصرة		متوسط السلالة الإقليمي الموسمي
	العدد	متوسط الإنتاج المعدل	العدد	متوسط الإنتاج المعدل	
١	٣	٣٨٠٠	٥	٣٦٠٠	٣٧٠٠
٢	٤	٣٢٠٠	٨	٣٥٠٠	٣٣٠٠
٣	٣	٤٢٠٠	٧	٤٣٠٠	٤١٠٠

فما هي القيمة التربوية لكل طلوقة مبينة علي أساس سجلات بنات كل طلوقة إذا علمت أن المكافئ الوراثي لإنتاج الحليب = ٠,٢ وأن متوسط السلالة هو ٤٢٠٠ كجم ومتوسط القطعان التي بها الطلوقتان هو ٤٥٠٠ كجم؟

ولتبسيط حساب المقدرة التمريرية للطلوقتين في المثال السابق يمكن توضيح ذلك في الأعمدة التالية:

عمود (١) : يمثل القطعان التي تنتمي لها البنات.

عمود (٢) : يمثل عدد البنات من هذه الطلوقة بالقطيع المعين.

عمود (٣) : يمثل متوسط إنتاج البنات بالقطيع Adjusted Daughter Average معدلا لطول الموسم والعمر وعدد مرات الحليب (٣٠٥، XME٢) وسنطلق عليها ADR والتعديل للعمر خاص بكل سلالة في منطقة معينة بالولايات المتحدة وفي فصل معين بالسنة.

عمود (٤) : يمثل عدد المعاصرات للبنات (nc) ويعرف نظام المعاصرات بأنه الأبقار التي بدأت موسم حلبها إما في نفس الشهر مع البنات أو خلال الشهرين السابقين أو اللاحقين أي خلال خمسة شهور متوسط ميعاد بدء حلب البنات.

عمود (٥) : يمثل متوسط إنتاج المعاصرات Herd Average وهو متوسط متحرك Moving average لأن كل سجل يعامل مستقلا ويحسب له متوسط مصاحبات مستقل ويطلق علي هذا العمود HA.

عمود (٦) : يمثل متوسط السلالة في نفس موسم السجل ومن نفس المنطقة الجغرافية Breed Seasonal Regional Average وهو متوسط متحرك أيضا ويطلق عليه BSRA.

عمود (٧) : يمثل للتبسيط نوع من عوامل الوزن Weighting Factors حيث يعطي وزنا أكبر للقطعان التي بها معاصرات بعدد أكبر، فمثلا لو كان هناك معاصرة واحدة نجد أن المعامل يساوي ٠,٥٠ وإذا كان هناك ٣ معاصرات نجد ٠,٧٥ وهكذا.

وهذا المعامل $\frac{n}{n+1}$ له علاقة بالنسبة بين التباين داخل القطعان في نفس الموسم إلي التباين بين القطعان وقد يختلف من دراسة لأخرى ، فمثلا (Ben Bereskim, 1963) وجده حوالي $\frac{n}{n+2}$ ولكن $\frac{n}{n+1}$ هي القيمة المستعملة فعلا في تقييم الطلائق ويمكن اعتباره كعامل اعتماد متوسط القطعان علي متوسط السلالة الموسمي.

- عمود (٨) :** يمثل الفرق بين متوسط القطيع ومتوسط السلالة الإقليمي الموسمي وهو معدل للبيئة ويدل علي تميز القطعان التي انجب فيها الطلوقة بالنسبة لمتوسط السلالة وهو Herd Average Breed Seasonal Regional Average والذي يرمز له بالرمز HABSRA.
- عمود (٩) :** يمثل وزن الفرق الذي نحصل عليه من عمود (٨) وذلك بضربه بالمعامل في عمود (٧) وهو معدل للأعداد في القطعان المختلفة.
- عمود (١٠) :** يمثل متوسط القطيع المعدل للأعداد Adjusted Herd Mate Average ويرمز له بالرمز AHMA ونحصل عليه بجمع عمود (٦) مع عمود (٩) .
- عمود (١١) :** يمثل تميز بنات الطلوقة عن معاصراتها في نفس القطعان وتحسب من عمود (٣) ناقص عمود (١٠).
- عمود (١٢) :** يمثل حاصل ضرب عمود (٩) في عمود (٢) استعدادا لحساب متوسط تميز قطعان البنات عن متوسط السلالة.
- عمود (١٣) :** يمثل حاصل ضرب عمود (١١) في عمود (٢) استعدادا لحساب متوسط تميز البنات عن معاصراتها.
- عمود (١٤) :** يمثل عدد التغيرات Covariances الموجودة بين بنات كل قطيع $n_i(n_i-1)$ فإذا كانت هناك بنت واحدة فلن يكون هناك تغير بينما لو وجد بنتان سيكون بينهما تغير واحدًا يتسبب عن إيجاد علاقة بيئية C ، أما ثلاثة بنات فيكون بينهم ٦ تغيرات (مجموعتان متمثلتان) وهكذا.
- القيمة التمريرية للطلوقة STA أو الاختلاف المتوقع المتوقع (PD) Predicted difference هي :

$$STA = PD = \left[\frac{\sum n_i h^2}{4 + (N - 1)h^2 + \frac{4 \sum n_i(n_i - 1)}{N} C^2} \right] \left[\frac{\sum n_i (ADR - AHMA)}{\sum n_i(n_i - 1)} + 0.1 \left(\frac{\sum n_i (HA - BSRA) \left(\frac{n}{n+1}\right)}{\sum n_i(n_i - 1)} \right) \right]$$

بالنسبة للطلوقة الأولى :

عمود (٥) - عمود (٦) HABSRA=HA- BSRA	W= $\frac{n}{n+1}$	متوسط السلالة الإقليمي BSRA الموسمي	المعاصرات		بنات الطلوق		القطيع
			متوسط القطيع HA	عدد nc _i	متوسط إنتاج البنات المعدل (ADR)	عدد n _i	
١٠٠	٠,٨٩	٤٣٠٠	٤٤٠٠	٨	٤٢٠٠	٤	١
٣٠٠ -	٠,٨٦	٥٥٠٠	٥٢٠٠	٦	٥٨٠٠	٢	٢
٢٠٠	٠,٨٦	٤٦٠٠	٤٨٠٠	٦	٤٥٠٠	٤	٣
٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	المجموع رقم العمود

n _i (n _i -1)	ni X عمود (١١)	n _i X عمود (٩)	(ADR - AHMA) = عمود (٣) عمود (١٠)	=AHMA عمود (٦) + عمود (٩)	$\frac{n}{n+1}$ × HABSRA = عمود (٧) × عمود (٨)	القطيع
٢	١١١٦	٥١٦ -	٥٥٨	٥٢٤٢	٢٥٨ -	٢
١٢	١٠٨٨ -	٦٨٨	٢٧٢ -	٤٧٧٢	١٧٢	٣
٢٦	٧٢٨ -	٥٢٨				المجموع
١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	رقم العمود

ومن بيانات الجدول السابق يتم حساب التالي :
متوسط تميز البنات عن معاصراتها :

$$PD_D = \frac{\sum n_i (ADR - AHMA)}{\sum n_i (n_i - 1)} = \frac{-728}{26} = -28 \text{ kg}$$

PD_D = عمود مقسوم على عمود ١٤

متوسط تميز القطعان عن السلالة :

$$PD_B = \frac{\sum n_i \left[(BSRA - HA) \left(\frac{n}{n+1} \right) \right]}{\sum n_i (n_i - 1)} = \frac{528}{26} = 20.3 \text{ kg}$$

PD_B = عمود ١٢ مقسوم على عمود ١٤

ويمكن حساب المقدرة التمريرية للطلوقة (أو بمعنى آخر التميز الوراثي المتوقع للطلوقة)
كما يلي :

$$\begin{aligned} STA = PD &= \frac{(10)(0.20)}{4 + 0.2(10 - 1) + 4\left(\frac{26}{10}\right)(0.14)^2} [-28 + 0.1(20.3)] \\ &= \frac{5.2}{9 + 0.0784} [-25.97] = -156 \\ b &= \left[\frac{nh^2}{4 + (N-1)h^2} \right] = \frac{(10)(0.2)}{4 + (10-1)0.2} = \frac{2}{5.8} = 0.34 \end{aligned}$$

وبضرب قيمة (b) في ٢ نحصل علي وراثه الأب كلها وبناء علي ذلك تكون

القيمة التربوية للطلوقة الأولى (SBV) هي :

$$SBV = 2STA = (2)(-156) = -312 \text{ kg}$$

$$= BA + 2bPD + 0.2(HA - BA)$$

$$2bPD = 2(0.34)(-156) = -106.08$$

$$\begin{aligned}
 &= 4200 + (-106.08) + 0.2(4500-4200) \\
 &= 4200 + (-106.08) + 60 \\
 &= 4154 \text{ kg}
 \end{aligned}$$

بالنسبة للطلوقة الثانية :

عمود (٥) - عمود (٦) HABSRA=HA- BSRA	$W = \frac{n}{n+1}$	متوسط السلالة الإقليمي BSRA الموسمي		المعاصرات		بنات الطلوقة		القطيع
		متوسط القطيع HA	متوسط عدد nc _i	متوسط إنتاج البنات المعدل ADR	عدد n _i			
١٠٠ -	٠,٨٣	٣٧٠٠	٣٦٠٠	٥	٣٨٠٠	٣	١	
٢٠٠	٠,٨٩	٣٣٠٠	٣٥٠٠	٨	٣٢٠٠	٤	٢	
٢٠٠	٠,٨٧٥	٤١٠٠	٤٣٠٠	٧	٤٢٠٠	٣	٣	
							المجموع	
٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	رقم العمود	

N _i (n _i -1)	n _i X عمود (١١)	n _i X عمود (٩)	(ADR - AHMA) = عمود (٣) - عمود (١٠)	= AHMA + عمود (٦) عمود (٩)	$\frac{n}{n+1}$		القطيع
					× HABSRA × عمود (٧) = عمود (٨)		
٦	٥٤٩	٢٤٩ -	١٨٣	٣٦١٧	٨٣ -	١	
١٢	١١١٢ -	٧١٢	٢٧٨ -	٣٤٧٨	١٧٨	٢	
٦	٢٢٥ -	٥٢٥	٧٥ -	٤٢٧٥	١٧٥	٣	
٢٤	٧٨٨ -	٩٨٨				المجموع	
١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	رقم العمود	

يحسب متوسط تميز البنات عن معاصراتها بقسمة عمود ١٣ على عمود ١٤ كما

يلي:

$$PD_D = \frac{\sum n_i (ADR - AHMA)}{\sum n_i (n_i - 1)} = \frac{-788}{24} = -32.8 \text{ kg}$$

يحسب متوسط تميز القطعان عن السلالة بقسمة عمود ١٢ على عمود ١٤ كما

يلي:

$$PD_B = \frac{\sum n_i \left[(BSRA - HA) \left(\frac{n}{n+1} \right) \right]}{\sum n_i (n_i - 1)} = \frac{988}{24} = 41.2 \text{ kg}$$

وعليه فإن المقدرة التميرية للطلوقة الثانية تكون:

$$\begin{aligned} STA = PD &= \frac{(0.2)(10)}{4 + (0.2)(10 - 1) + \frac{(4)(24)}{10} (0.14)^2} [-32.8 + 0.1(41.2)] \\ &= \frac{4.8}{4 + 4.6 + 0.0784} [-32.8 + 4.12] = (0.33)(-28.68) = -9.5 \text{ kg} \end{aligned}$$

ومن ثم فإن القيمة التربوية للطلوقة الثانية تصبح:

$$SBV = 2(-9.5) = -19 \text{ kg}$$

$$\begin{aligned} SBV &= BA + 2(b)(PD) + (0.2)(HA - BA) \\ &= 4200 + (-19) + 0.2(4500 - 4200) \\ &= 4200 - 19 + 60 \\ &= 4279 \text{ kg} \end{aligned}$$

الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة وراثيا والتغير المصاحب المتوقع من الانتخاب

٦،١ تقدير الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة *Correlated response*

ذكرنا أن الانتخاب لصفة مرتبطة وراثيا مع صفات أخرى يسبب تغيرا في هذه الصفات وتتوقف قيمة هذا التغير على مقدار الارتباط واتجاهه موجبا كان أو سالبا. وقد أشار فالكونر ومكاي في كتابهما (Falconer and Mackay 1996) بأن الاستجابة للانتخاب في الصفة Y التي تنتج من التغير نتيجة الانتخاب المباشر في الصفة X تكون (CR_Y) :

$$CR_Y = (\Delta G_X)(b_{G_{YX}}) \quad (6-1)$$

حيث CR_Y = الاستجابة للانتخاب في الصفة Y التي تنتج من التغير في الصفة X نتيجة الانتخاب المباشر في الصفة X والمعتمدة على الارتباط الوراثي بين الصفتين أي ما يسمى بالتغير المصاحب *Changerspmse*.

ΔG_X = الاستجابة للانتخاب في الصفة X عند الانتخاب المباشر لها.

$b_{G_{YX}}$ = معامل اعتماد الصفة Y وراثيا على الصفة X.

ومن ثم فإنه عند الانتخاب للصفة X التي تكون مرتبطة وراثيا بالصفة Y فإن الاستجابة للانتخاب في الصفة Y نتيجة للانتخاب في الصفة X يمكن تقديره باستخدام المعادلة السابقة.

وحيث إن الاستجابة للانتخاب للصفة X = (شدة الانتخاب للصفة X) (الانحراف المعياري للصفة X) (المكافئ الوراثي للصفة X).

وبالرجوع للمعادلة رقم (١,٦) وبالتعويض عن قيمة $G_X \Delta$ يمكن الحصول علي الاستجابة للانتخاب للصفة Y باستخدام المعادلة التالية :

$$\therefore CR_Y = (i)(h_X)(h_Y)(r_{G_{XY}})(\sigma_{P_Y}) \quad (6-2)$$

حيث i = شدة الانتخاب للصفة X.

h_X = الجذر التربيعي للمكافئ الوراثي للصفة X.

h_Y = الجذر التربيعي للمكافئ الوراثي للصفة Y.

$r_{G_{XY}}$ = معامل الارتباط الوراثي بين الصفة X والصفة Y.

σ_{P_Y} = الانحراف المعياري المظهري للصفة Y .

ولمزيد من التفاصيل عن تقدير الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة وراثيا Correlated response يمكن الرجوع إلى الفصل الثلاثين من كتاب Walsh and Lynch 2009 تحت عنوان Multivariate selection response: changes in means.

مثال محلول رقم (١): إذا علمت أن المكافئ الوراثي لصفتي وزن الخلفة في البطن عند الميلاد (X) ومحصول الحليب الكلي (Y) في الأرانب يكون ٠,١٣ ، ٠,٣١ ، على التوالي وأن الارتباط الوراثي بينهما هو ٠,٦٦ وإذا كان الانتخاب أساسا لوزن الخلفة في البطن عند الميلاد وأن الفارق الانتخابي للآباء في هذه الصفة هو ١٦٠ جراما والتباين الظاهري الكلي لوزن الخلفة في البطن عند الميلاد ومحصول الحليب الكلي في

هذا القطيع هو ٥٢٢٠ ، ٢١٤٠١٠ على التوالي فما هو التغير المصاحب في محصول الحليب الكلي؟

$$S = (i)(\sigma)$$

حيث إن :

S = الفارق الانتخابي.

i = شدة الانتخاب.

σ = الانحراف المعياري المظهري.

$$i = \frac{160}{\sqrt{5220}} = 2.2$$

$$h_x = \sqrt{0.13} = 0.36$$

$$h_y = \sqrt{0.31} = 0.56$$

$$\sigma_{PY} = \sqrt{214010} = 462.6$$

$$\therefore CR_Y = (i)(h_x)(h_y)(r_{G_{xy}})(\sigma_{PY})$$

$$= (2.2)(0.36)(0.56)(0.66)(462.6) = 135.4 \text{ gram}$$

أي أن متوسط محصول الحليب الكلي سيزيد بمقدار ١٣٣ جراما نتيجة الانتخاب في صفة وزن الخلفة في البطن عند الميلاد.

مثال محلول رقم (٢): مربي أغنام ينتخب لوزن الجسم عند الميلاد (X) فإذا علمت أن الارتباط الوراثي بين هذه الصفة ووزن الجسم عند الفطام (Y) هو ٠,٩٨ وأن المكافئ الوراثي لوزن الميلاد هو ٠,٤٢ ولوزن الجسم عند الفطام هو ٠,٦ وأن التباين الظاهري للصفتين هو ٠,٠٧ ، ٢,٠٤ وأن متوسط الصفتين هو ٣,٨ ، ٢٥,٤

كجم فإذا انتخبت مجموعة من الآباء متوسط وزن الجسم عند الميلاد لها ٤.٨ كجم فما هو متوسط وزن الجسم عند الفطام في نتائجها؟
شدة الانتخاب = الفارق الانتخابي ÷ الانحراف المعياري لوزن الجسم عند الميلاد

$$i = \frac{4.8 - 3.8}{\sqrt{0.07}} = 3.78$$

$$h_X = \sqrt{0.42} = 0.65$$

$$h_Y = \sqrt{0.6} = 0.77$$

$$\sigma_{PY} = \sqrt{2.04} = 1.43 \text{ kg}$$

التغير المصاحب في صفة وزن الجسم عند الفطام نتيجة الانتخاب لصفة وزن الجسم عند الميلاد:

$$\begin{aligned} \therefore CR_Y &= (i)(h_X)(h_Y)(r_{G_{XY}})(\sigma_{PY}) \\ &= (3.78)(0.65)(0.77)(0.98)(1.43) = 2.65 \text{ kg} \end{aligned}$$

متوسط وزن الجسم في النتاج = متوسط القطيع + الاستجابة للانتخاب

$$= 28.05 = 2.65 + 25.4 = \text{كجم}$$

ويمكن تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) من الانتخاب غير المباشر لصفة ما في الأبناء نتيجة الانتخاب المباشر لصفة أخرى في الآباء وذلك باستخدام المعادلة العامة التالية:

التغير المصاحب = (الفارق الانتخابي للصفة الأولى في الآباء) (التغاير بين الصفة المنتخبة لها مباشرة في الآباء والصفة المنتخبة لها في الأبناء) ÷ (تباين الصفة المنتخبة لها مباشرة في الآباء) •

وباستخدام الرموز في المعادلة العامة السابقة نجد أن التغير المصاحب المنتبأ به من الانتخاب غير المباشر لصفة ما في الأبناء نتيجة الانتخاب المباشر لصفة أخرى في الآباء يكون:

$$CR_2 = S_1 \frac{Cov_{(Parents1 - Progeny2)}}{Var_{(Parents1)}} \quad ..(6-3)$$

حيث: CR_2 = التغير المصاحب في الصفة الثانية في النسل (انتخاب غير مباشر) نتيجة الانتخاب المباشر للصفة الأولى في الآباء.

S_1 = الفارق الانتخابي للانتخاب المباشر للصفة الأولى في الآباء.

$Cov_{(parents1, Progeny2)}$ = التغير الوراثي بين الصفة الأولى المنتخب لها مباشرة في

الآباء والصفة الثانية المنتخب لها عن طريق الانتخاب غير المباشر في الأبناء.

$Var_{(parents1)}$ = تباين الصفة الأولى المنتخب لها مباشرة في الآباء.

٦,٢ تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) من استخدام الانتخاب الفردي

يمكن تقدير التغير المصاحب المنتبأ به من الانتخاب الفردي غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء الإناث (CR_{2F}) نتيجة الانتخاب الفردي المباشر للصفة الأولى في الآباء باستخدام المعادلة التالية:

$$CR_{2F} = S_{D1} \frac{Cov_{(Dams1 - daughters2)}}{Var_{(Dams1)}} + S_{S1} \frac{Cov_{(Sires1 - daughters2)}}{Var_{(Sires1)}} \quad ..(6-4)$$

حيث: S_{D1} = الفارق الانتخابي للصفة الأولى في الأمهات Dams.

S_{S1} = الفارق الانتخابي للصفة الأولى في الآباء Sires.

$Cov_{(Dams1 - daughters2)}$ = التغير الوراثي بين الصفة الأولى في الأمهات والصفة الثانية في البنات.

الثانية في البنات. $Cov_{(Sires1 - daughters2)}$ = التغاير الوراثي بين الصفة الأولى في الطلائق (الآباء) والصفة

$Var_{(Dams1)}$ = تباين الأمهات للصفة الأولى المنتخب لها مباشرة في الأمهات.

$Var_{(Sires1)}$ = تباين الطلائق للصفة الأولى المنتخب لها مباشرة في الطلائق .

كذلك يمكن تقدير التغير المصاحب المنتبأ به من الانتخاب الفردي غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء الذكور (CR_{2M}) نتيجة الانتخاب الفردي المباشر للصفة الأولى في الآباء (الطلائق والأمهات) باستخدام المعادلة التالية :

$$CR_{2M} = S_{D1} \frac{Cov_{(Dams1-sons2)}}{Var_{(Dams1)}} + S_{S1} \frac{Cov_{(Sires1-sons2)}}{Var_{(Sires1)}} \dots(6-5)$$

حيث : $Cov_{(Dams1-sons2)}$ = التغاير الوراثي بين الصفة الأولى في الأمهات والصفة الثانية في الأبناء الذكور.

$Cov_{(Sires1-sons2)}$ = التغاير الوراثي بين الصفة الأولى في الطلائق (الآباء) والصفة الثانية في الأبناء الذكور. أما باقي الرموز المستخدمة في المعادلة هي نفس الرموز المشار إليها في المعادلة السابقة.

٦.٣ تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) من استخدام اختبار النسل

أشار Becker (1984) بأنه يمكن تقدير التغير المصاحب (CR_2) المنتبأ به من اختبار النسل غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء أنصاف الأشقاء نتيجة الانتخاب المباشر باستخدام اختبار النسل للصفة الأولى في الآباء كما يلي :

CR_2 = (الفارق الانتخابي للصفة الأولى في الطلائق) [التغاير بين الصفة الأولى والصفة الثانية لأنصاف الأشقاء] ÷ (تباين متوسطات مجموعات أنصاف الأشقاء)

$$CR_2 = S_{S1} \frac{[Cov_{(Half-sibs1\&2)}]}{[Var_{(Means\ of\ half-sib\ groups)}]} \quad (6-6)$$

وعند استخدام تحليل التباين في اتجاه واحد One-Way ANOVA والمحتوى على مجموعات أنصاف أشقاء أبويه نجد أن:

$$CR_2 = S_{S1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2_{e(1)}}{n}]} \quad (6-7)$$

حيث $Cov_{S(1,2)}$ = التباين الوراثي الأبوي (أي تباين أنصاف الأشقاء الأبوية) بين الصفة الأولى في الطلائق والصفة الثانية في الأبناء •
 $\sigma^2_{S(1)}$ = تباين الطلائق للصفة الأولى.
 $\sigma^2_{e(1)}$ = تباين أنصاف الأشقاء داخل الطلائق للصفة الأولى.
 n = عدد النسل لكل مجموعة أبويه.

٦.٤ تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) عند استخدام الانتخاب المشترك بين

اختبار النسل والانتخاب الفردي

هنا يتم انتخاب الطلائق Sires على أساس مظهر الصفة في نسلها من أنصاف الأشقاء بينما تنتخب الأمهات Dams على أساس مظهر سجلاتها. أي أن التغير المصاحب المتنبأ به من الانتخاب المشترك غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء الإناث نتيجة الانتخاب المشترك للصفة الأولى (اختبار النسل + الانتخاب الفردي) المباشر في الطلائق (الآباء والأمهات) يكون:

$$CR_{2F} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-daughters2)}]}{Var_{(dams1)}} + S_{S1} \frac{[Cov_{(Half-sibs\ 1\&2)}]}{Var_{(Means\ of\ half-sib\ groups)}} \quad (6-8)$$

حيث $Var_{(Means\ of\ half-sib\ groups)} =$ تباين متوسطات البنات أنصاف الأشقاء الأبوية. وعند استخدام تحليل التباين في اتجاه واحد One-Way ANOVA (والمحتوى على مجموعات أنصاف الأشقاء الأبوية) وبالتعويض في قيمة تباين متوسطات مجموعات أنصاف الأشقاء بقيمتها نجد أن:

$$CR_{2F} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-daughters2)}]}{[Var_{(dams1)}]} + S_{S1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2 e_{(1)}}{n}]} \quad (6-9)$$

كذلك فإن التغير المصاحب المتنبأ به في الأبناء الذكور نتيجة الانتخاب المشترك علي أساس اختبار النسل للطلائق والانتخاب الفردي المباشر في الآباء يكون:

$$CR_{2M} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-sons2)}]}{[Var_{(dams1)}]} + S_{S1} \frac{[Cov_{(Half-sibs\ 1\&2)}]}{[Var_{(Means\ of\ half-sib\ groups)}]} \quad (6-10)$$

وعند استخدام تحليل التباين في اتجاه واحد One-Way ANOVA (والمحتوى على مجموعات أنصاف الأشقاء الأبوية) وبالتعويض في قيمة تباين متوسطات مجموعات أنصاف الأشقاء بقيمتها نجد أن:

$$CR_{2M} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-sons2)}]}{[Var_{(dams1)}]} + S_{S1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2 e_{(1)}}{n}]} \quad (6-11)$$

حيث إن جميع الرموز المستخدمة في المعادلة السابقة قد تم تعريفها سابقا في حين $Var_{(Means\ of\ half-sib\ groups)} =$ تباين متوسطات مجموعات أنصاف الأشقاء الأبوية.

٦.٥ مثال محلول لتقدير التغير المصاحب

تزاوجت مجموعة من الكباش مع مجموعة من النعاج وحصلنا على ٣٠ بنتا لكل كبش وتم قياس وزن الجسم عند عمر سنة علي الآباء ومحصول الصوف للنسل عند نفس العمر. ومن بيانات تحليل التباين والتغاير في اتجاه واحد One-way ANOVA أمكن الحصول على البيانات التالية:

الاختبار بالنسل	الانتخاب الفردي
انتخاب مباشر لصفة وزن الجسم في الكباش (الآباء)، مع انتخاب غير مباشر لصفة محصول الصوف في الأبناء أنصاف الأشقاء الأبوية.	انتخاب فردي مباشر لصفة وزن الجسم في الآباء (القباش والأمهات)، مع انتخاب فردي غير مباشر لصفة محصول الصوف في النسل
الفارق الانتخابي لوزن جسم الكباش = ٩,٤ كجم.	الفارق الانتخابي لوزن جسم الكباش = ٨,٢ كجم.
	الفارق الانتخابي لوزن جسم الأمهات عند عمر سنة = ٦,٤ كجم.
التباين الأبوي لصفة وزن الجسم: $\sigma^2_{S1} = 4200 \text{ kg}^2$	التباين الأبوي لصفة وزن الجسم: $\sigma^2_{S1} = 2860 \text{ kg}^2$
التباين لأنصاف الأشقاء داخل الكباش لصفة وزن الجسم: $\sigma^2_{D1} = 2240 \text{ kg}^2$	التباين الأمي لصفة وزن الجسم: $\sigma^2_{D1} = 2240 \text{ kg}^2$
التغاير الوراثي لصفة وزن الجسم في الكباش ومحصول الصوف في البنات: $\text{Cov} (\text{Sires1-daughters2}) = 320 \text{ kg}^2$	التغاير الوراثي لصفة وزن الجسم في الكباش ومحصول الصوف في البنات: $\text{Cov} (\text{Sires1-daughters2}) = 360 \text{ kg}^2$
	التغاير الوراثي لصفة وزن الجسم في الأمهات ومحصول الصوف في البنات: $\text{Cov} (\text{Dams1-daughters2}) = 320 \text{ kg}^2$
التغاير الوراثي الأبوي بين صفة وزن الجسم في الكباش ومحصول الصوف في الأبناء وهذا يمثل أنصاف الأشقاء الأبوية: $\text{Cov}_{S(1\&2)} = \text{Cov} (\text{Half-sibs 1\&2}) = 480 \text{ kg}^2$	التغاير الوراثي لصفة وزن الجسم في الكباش ومحصول الصوف في الأبناء الذكور: $\text{Cov} (\text{Sires1-sons2}) = 420 \text{ kg}^2$
	التغاير الوراثي لصفة وزن الجسم في الأمهات ومحصول الصوف في الأبناء الذكور: $\text{Cov} (\text{Dams1-sons2}) = 380 \text{ kg}^2$

فما هو تقديرك للتغير المصاحب في محصول الصوف في النسل نتيجة الانتخاب المباشر لصفة وزن الجسم في الآباء عند استخدام الانتخاب الفردي والانتخاب باختبار النسل والانتخاب المشترك (فردى + اختبار النسل)؟

الحل

تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) من استخدام الانتخاب الفردي:

يقدر التغير المصاحب المتنبأ به من الانتخاب الفردي غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء الإناث (CR_{2F}) نتيجة الانتخاب الفردي المباشر للصفة الأولى في الآباء باستخدام المعادلة التالية:

$$CR_{2F} = S_{D1} \frac{Cov_{(Dams1-daughters2)}}{Var_{(Dams1)}} + S_{S1} \frac{Cov_{(Sires1-daughters2)}}{Var_{(Sires1)}}$$

$$CR_{2F} = (6.4) \frac{[320]}{[2240]} + (8.2) \frac{[360]}{[2860]}$$

$$\therefore CR_{2F} = 0.914 + 1.032 = 1.946 \text{ kg}$$

كذلك يمكن تقدير التغير المصاحب المتنبأ به من الانتخاب الفردي غير المباشر للصفة الثانية في الأبناء الذكور (CR_{2M}) نتيجة الانتخاب الفردي المباشر للصفة الأولى في الآباء (الكباش) باستخدام المعادلة التالية:

$$CR_{2M} = S_{D1} \frac{Cov_{(Dams1-sons2)}}{Var_{(Dams1)}} + S_{S1} \frac{Cov_{(Sires1-sons2)}}{Var_{(Sires1)}}$$

$$CR_{2M} = (6.4) \frac{[380]}{[2240]} + (8.2) \frac{[420]}{[2860]} = 1.086 + 1.204 = 2.29 \text{ kg}$$

تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) من استخدام اختبار النسل

$$CR_{2M} = S_{S_1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2 e_{(1)}}{n}]}$$

$$CR_{2M} = (9.4) \frac{[480]}{[4200 + \frac{40860}{30}]} = \frac{4512}{5562} = 0.811 \text{ kg}$$

$$CR_{2F} = (9.4) \frac{[320]}{[4200 + \frac{40860}{30}]} = 0.54 \text{ kg}$$

تقدير التغير المصاحب المتوقع (CR_2) عند استخدام الانتخاب المشترك بين اختبار النسل والانتخاب الفردي

التغير المصاحب المتنبأ به في الأبناء الإناث نتيجة الانتخاب المشترك (اختبار النسل + فردي) المباشر للصفة الأولى في الكباش والأمهات (الآباء) يكون:

$$CR_{2F} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-daughters2)}]}{[Var_{(dams1)}]} + S_{S1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2 e_{(1)}}{n}]}$$

$$CR_{2F} = 0.914 + 0.811 = 1.725 \text{ kg}$$

كذلك فإن التغير المصاحب المتنبأ به في الأبناء الذكور نتيجة الانتخاب المشترك علي أساس اختبار النسل للكبش والانتخاب الفردي المباشر في الآباء يكون:

$$CR_{2M} = S_{D1} \frac{[Cov_{(Dams1-sons2)}]}{[Var_{(dams1)}]} + S_{S1} \frac{[Cov_{S(1\&2)}]}{[\sigma^2_{S(1)} + \frac{\sigma^2 e_{(1)}}{n}]}$$

$$CR_{2M} = 1.086 + 0.811 = 1.897 \text{ kg}$$

التقييم الوراثي للحيوان بتقدير القيمة التربوية لصفة واحدة باستخدام معلومات الأقارب والأسلاف

سوف نقوم هنا باستخدام أداء الأسلاف أو الأقارب وهو ما يسمى الاختبار بالأسلاف أو الأقارب **Relatives and pedigree test** لتقدير القيمة التربوية للأفراد عند توافر سجلات أقاربهم وأسلافهم لغرض تحسين هذه الأفراد وراثيا (Walsh and Lynch 2009).

٧,١ حدود ومعدلات التحسين الوراثي عند توافر سجلات الأقارب

قد يتساءل البعض إلى أي حد يمكن عمل تحسين وراثي من خلال استخدام معلومات الأقارب في تقدير القيمة التربوية للحيوانات. وقد تأتي الإجابة عن هذا السؤال سهلة حيث إنه لا يبدو أن هناك حدودا للتحسين الوراثي في المستقبل القريب ففي ماشية الحليب على سبيل المثال يوجد معدل تحسين وراثي سنوي لصفة إنتاج الحليب في حدود ٢- ٥٪ إلا أن هذا المعدل يمكن زيادته من خلال استخدام

تكنولوجيا الهندسة الوراثية ونقل الأجنة وغيرها من التقنيات البيولوجية الحديثة. ويعتمد معدل التحسين الوراثي للحيوان على المكونات التالية:

١- دقة التنبؤ بالقيمة التربوية للفرد

تعد طريقة أفضل التنبؤات الخطية غير المتمايزة Best Linear Unbiased Prediction (BLUP) هي الطريقة الشائعة عالمياً في تقييم الأفراد حيث إن هذه الطريقة ذات دقة عالية. ونظراً لأهمية هذه الطريقة فسوف نتناولها بالتفصيل في فصل قادم من هذا الكتاب.

٢- شدة الانتخاب Selection intensity

تتوقف معدلات التحسين الوراثي للحيوان بالدرجة الأولى على الفرق بين متوسط الأفراد الأبوية المنتخبة مقارنة بمتوسط القطيع ومن ثم على قيمة الفارق الانتخابي المراد تحقيقه من خلال شدة الانتخاب المستخدمة.

٣- التباين الوراثي وقيمة المكافئ الوراثي

من المعروف وحسن الحظ أن التباين الوراثي لمعظم الصفات الإنتاجية (مثل محصول الحليب وكمية الدهن وصفات اللحم والصوف) مرتفعة القيمة مقارنة بصفات التناسل والحصوبه (مثل فترة الأيام المفتوحة والفترة بين ولادتين، وعدد الخلفة في البطن عند الولادة، .. الخ) مما يعطي الفرصة للتحسين الوراثي للصفات الإنتاجية في معظم الحيوانات الزراعية.

٤- طول فترة الجيل Generation interval

وعليها تتوقف سرعة التحسين الوراثي فكلما زادت سرعة إحلال الأبناء محل الآباء قلت طول مدة الجيل وزاد معدل التحسين السنوي .

٧,٢ مصادر التحسين الوراثي

من النقاط السابقة نجد أن كلا من دقة التنبؤ بالقيمة التربوية للفرد وشدة الانتخاب تتوقفان أساساً على وجود نظام للمعلومات ذي كفاءة عالية يمكننا من خلاله معرفة:

أ- أداء الفرد في الصفات الإنتاجية.

ب- معلومات عن الأسلاف.

ج- معلومات عن أقاربه (الإخوة الأشقاء وأنصاف الأشقاء).

د- معلومات عن النسل.

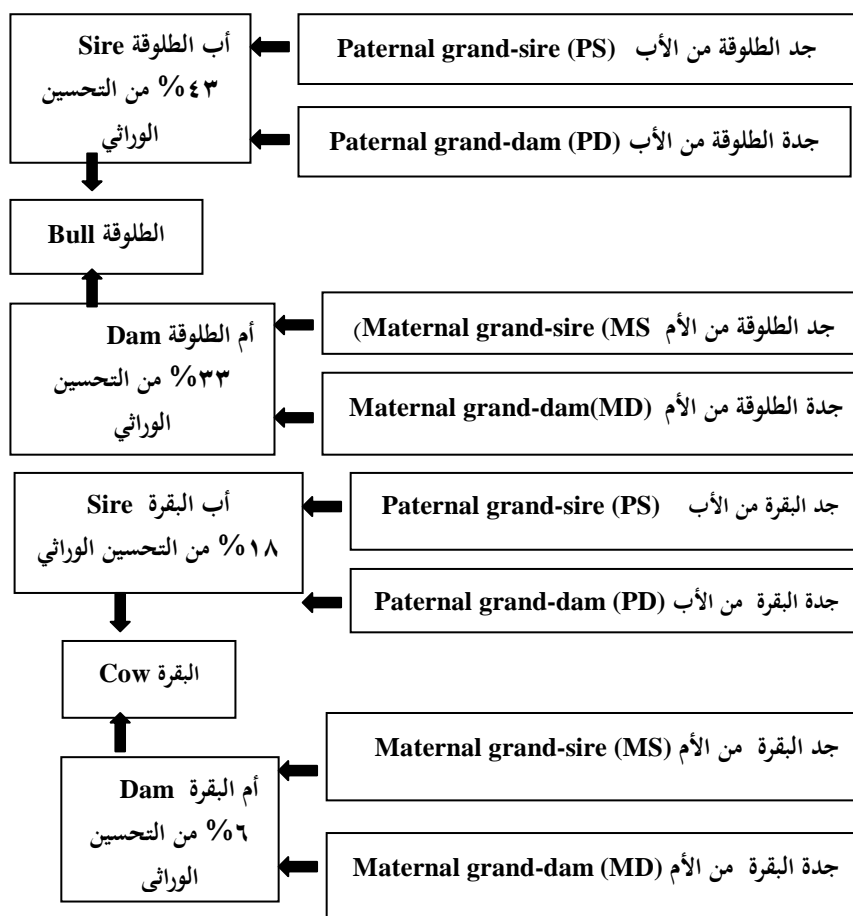
وتستغل هذه المصادر للمعلومات بحيث تمكننا من معرفة القيمة التربوية للفرد ومن البدهي أنه كلما توافرت كل هذه المصادر أمكن معرفة القيمة التربوية للفرد بدقة عالية، إلا أنه قد تختلف مدى توافر هذه المعلومات باختلاف الحيوان نفسه فمثلاً العجلة المولودة ليس لها أداء في إنتاج الحليب وإنما لها أسلاف وبناء على ذلك فإن دقة تقدير القيمة الوراثية التمريرية Transmitting ability لها ستكون أقل مقارنة بمقياسها عندما تتوافر معلومات عنها عند النضج، أي أنه بصفة عامة كلما زادت المعلومات المتوفرة عن الفرد زادت دقة التنبؤ بقيمة الفرد الوراثية. والهدف الأساسي من توفير المعلومات واستغلالها السليم في طريقة صحيحة لتقييم الحيوان هو تقليل الضرر الناتج من اختيار الحيوان غير المتميز وراثياً. والجدول التالي يوضح مساهمة كل مصدر من مصادر التحسين الوراثي في ماشية الحليب بالولايات المتحدة على سبيل المثال حيث من الممكن حساب التحسين لكل مصدر من هذه المصادر على حدة ثم يجمع التحسين السنوي الإجمالي:

المصدر	كمية التحسين الممكنة
آباء الطلائق Sire of bull	٪٤٣
أمهات الطلائق Dam of bull	٪٣٣
آباء الأبقار Sire of cow	٪١٨

٦٪

أمهات الأبقار Dam of cow

وسجل النسب التالي يوضح حدود التحسين من خلال استخدام سجلات أسلاف الطلائق والأبقار:



وبناء على ذلك فإن إجمالي حدود التحسين يمثل ٧٦٪ من خلال آباء الطلائق، ٢٤٪ من خلال آباء الأبقار. ولأهمية هذه المصادر في التحسين الوراثي سوف نتناول بالشرح كل مصدر من هذه المصادر على حدة:

٧,٢,١ آباء الطلائق

يعد هذا المصدر أهم مصادر التحسين الوراثي (٤٣٪) لذلك يجب اختيار الطلائق بعناية شديدة ويجب أن يتم على أساس عدد لا بأس به من البنات في قطعان مختلفة وأن يكون الفارق الانتخابي لهما عاليا جدا، وهنا قد يبرز للبعض سؤال منطقي وهو هل استعمال عدد صغير من الطلائق ليكونوا آباء للطلائق المستعملة في التلقيح الصناعي يزيد من معامل التربية الداخلية. أو بمعنى آخر هل سينتج عنه تحديد للمستودع الجيني Pooling genes الذي سينتمي إليه أجيال المستقبل من الحيوانات؟ وللإجابة على هذا السؤال يجب أن نعترف أن معامل التربية الداخلية سوف يرتفع بنسبة معينة إلا إذا زاد عدد الطلائق المستخدمة ولكن علماء وراثية الحيوان أجمعوا على أن فوائد الفارق الانتخابي الكبير سوف يكون أكثر من مضار التربية الداخلية خاصة لو راعينا عدم تزاوج الأقارب. وعامة للتغلب على وجود التربية الداخلية في القطيع يجب عدم استمرارية استعمال السائل المنوي للطلائق في التلقيح أكثر من عامين ومن ثم نضمن عدم تلقيح الطلائق لبناته.

٧,٢,٢ أمهات الطلائق

هي ثاني أهم مصادر التحسين الوراثي (٣٣٪) ويجب أن تكون أمهات الطلائق المستعملة في التلقيح الصناعي من أحسن ٥٪ على الأكثر من مجموع الإناث حيث إن تقييمها يجب أن لا يعتمد فقط على إنتاجها الفردي بل أيضا على أداء أخواتها أنصاف الأشقاء الأبوية وكثيرا ما يضاف معلومات عن الأم والإخوة أنصاف الأشقاء الأبوية.

٧,٢,٣ آباء الإناث

وهي أكثر عددا لأنها آباء كل عشيرة الإناث سواء عن طريق التلقيح الصناعي أو الطبيعي وهي مسئولة في حدود ١٨٪ من التحسين الوراثي.

٧,٢,٤ أمهات الإناث

وهي تمثل أقل مصادر التحسين الوراثي أهمية (٦٪) وهي مرتبطة أكثر بحالة الأم الصحية ومقدرتها على الاستمرار في الإنتاج.

٧,٣ الفروض الواجب توافرها لتقدير القيمة التربوية للفرد

باستخدام سجلات أقاربه

طبقا لما ورد عن بيكر (1984) Becker يمكن تقدير القيم التربوية ومن ثم الانتخاب لصفة واحدة لأي فرد من معلومات (سجلات) الأقارب وذلك في حالة توافر الفروض Assumptions الآتية:

- ١- أن تكون الصفة غير مرتبطة بالجنس.
- ٢- الحيوانات المتزاوجة لا يوجد بينها صلة قرابة.
- ٣- أن يكون التباين الوراثي التجمعي ومن ثم المكافئ الوراثي للصفة ذا مدلول وأهمية.
- ٤- لا يوجد أثر للقطيع على الصفة محل التقييم.
- ٥- لا يوجد أثر لكل من العوامل البيئية المعروفة بما يسمى بالتأثيرات البيئية الشائعة Common environmental effects والتأثيرات الأمية غير الوراثية Non-genetic maternal effects.

٦- أن تكون البيانات المستخدمة في تقدير القيمة التربوية مصحح لها للعوامل غير الوراثية (أي العوامل البيئية مثل التصحيح لتأثير موسم الولادة أو شهر الولادة أو عمر البقرة أو طول موسم الإدرار في ماشية الحليب أو ترتيب الولادة في الأرناب

والماعز والأغنام والخنزير... إلخ) حيث إن قيمة المكافئ الوراثي تزداد بزيادة تلك السجلات كما يتضح من المعادلة الآتية:

$$h^2_n = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right] \quad (7-1)$$

حيث: h^2_n = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من السجلات للفرد، h^2_1 = المكافئ الوراثي محسوب على أساس سجل واحد، n = عدد السجلات للفرد، R = المعامل التكراري للصفة. وقيمة $\left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right]$ هي عامل وزن للمكافئ الوراثي والتي يمكن استخراجها من الجدول رقم (٧،١) عند أعداد مختلفة من السجلات وقيم مختلفة من المعامل التكراري.

الجدول رقم (٧،١). عوامل الوزن للمكافئ الوراثي عند استخدام أعداد مختلفة من السجلات وقيم مختلفة من المعامل التكراري

عدد السجلات n	المعامل التكراري Repeatability (R or t)								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
1	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
2	1.82	1.67	1.54	1.43	1.33	1.25	1.18	1.11	1.05
3	2.50	2.14	1.88	1.67	1.50	1.36	1.25	1.15	1.07
4	3.08	2.50	2.11	1.82	1.60	1.43	1.29	1.18	1.08
5	3.57	2.78	2.27	1.92	1.67	1.47	1.32	1.19	1.09
6	4.00	3.00	2.40	2.00	1.71	1.50	1.33	1.20	1.09

المصدر: Becker, 1984.

٧،٤ المعادلة العامة لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات أقاربه

تقدر القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات الأقارب وذلك طبقاً للمعادلة

الآتية (Becker, 1984):

$$BV = b_1(\bar{X}_I - \bar{X}_h) + b_2(\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_3(\bar{X}_S - \bar{X}_h) + b_4(\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + \dots (7-2)$$

$$b_5(\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h) + b_6(\bar{X}_{HS} - \bar{X}_h) + b_7(\bar{X}_{FS} - \bar{X}_h) + b_8(\bar{X}_P - \bar{X}_h)$$

حيث : \bar{X}_I = متوسط سجلات أداء الفرد Individual .

\bar{X}_D = متوسط سجلات أداء الأم Dam .

\bar{X}_S = متوسط سجلات أداء الأب Sire .

\bar{X}_{MD} = متوسط سجلات أداء جدة الفرد من الأم Maternal grand-dam (ويمكن

استخدام أداء جد الفرد من الأم Maternal grand-sire ويرمز له بالرمز \bar{X}_{MS}).

\bar{X}_{PD} = متوسط سجلات أداء جدة الفرد من الأب Paternal grand-dam (ويمكن

استخدام متوسط سجلات أداء جد الفرد من الأب Paternal grand-sire ويرمز له بالرمز

\bar{X}_{PS}).

\bar{X}_{HS} = متوسط أداء أنصاف الأشقاء Half-sibs ، \bar{X}_{FS} = متوسط أداء الإخوة

الأشقاء Full-sibs .

\bar{X}_P = متوسط أداء النسل للفرد Progeny .

\bar{X}_h = متوسط القطيع المظهري Phenotypic mean of the herd .

b = معامل الانحدار الجزئي (معامل الاعتماد الجزئي) للقيمة التربوية للفرد على أحد

أقاربه .

BV = القيمة التربوية للفرد معبرا عنها بوصفها انحرافا عن متوسط قطيعه أو عشيرته .

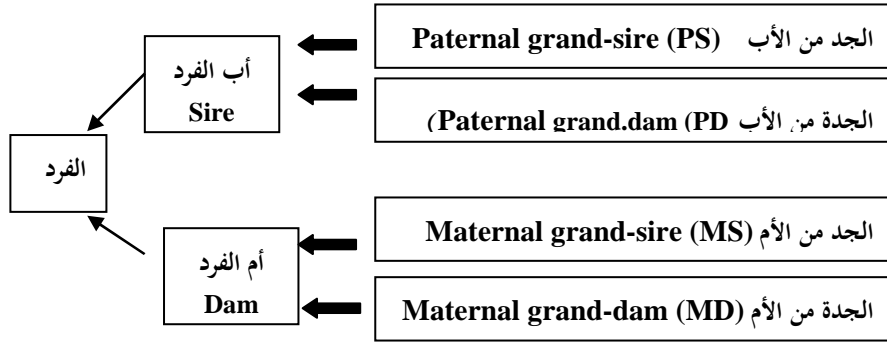
٧,٥ حساب معاملات الانحدار الجزئية لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام

سجلات الأقارب :

يمكن تقدير معاملات الانحدار الجزئية (Partial regression coefficients) $b's$ لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات الأقارب في كل من الحالات الآتية :

٧,٥,١ حساب معاملات الانحدار الجزئية ($b's$) لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات أسلافه فقط

الشكل التخطيطي التالي يوضح سجلات الفرد وسجلات أسلافه Ancestor records :



٧,٥,١,١ توافر سجل الأم أو الأب

$$b_2 = 0.5 h^2_D \quad (7-3)$$

$$b_3 = 0.5 h^2_s \quad (7-4)$$

b_2 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجل أمه .Dam record

b_3 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجل أبيه .Sire record

h^2_D = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من سجلات أم الفرد.

h^2_s = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من سجلات أبي الفرد.

٧,٥,١,٢ توافر سجل الأم وجدة الفرد من الأم:

$$b_2 = h^2_D \left[\frac{(4 - h^2_{MD})}{2(4 - h^2_D h^2_{MD})} \right] \quad (7-5)$$

$$b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{2(1 - h^2_D)}{2(4 - h^2_D h^2_{MD})} \right] \text{ or } b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{1 - h^2_D}{4 - h^2_D h^2_{MD}} \right] \quad (7-6)$$

حيث b_4 = معامل الانحدار (الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجل جدته من الأم Maternal grand-dam.

h^2_{MD} = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من سجلات جدة الفرد من الأم.

٧,٥,١,٣ توافر سجل الأم وجدة الفرد من الأم وجدة الفرد من الأب:

في هذه الحالة فإن قيم b_2 ، b_4 يمكن حسابها كما في حالة سجل الأم Dam's record وجدة الفرد من الأم Maternal grand.dam السابق شرحه. بينما تحسب قيمة b_5 كالآتي:

$$b_5 = 0.25h^2_{PD} \quad (7-7)$$

b_5 = معامل الانحدار (الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجل جدته من الأب Paternal grand.dam.

h^2_{PD} = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من سجلات جدة الفرد من الأب.

٧,٥,٢ أمثلة محلولة لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجلات الأسلاف

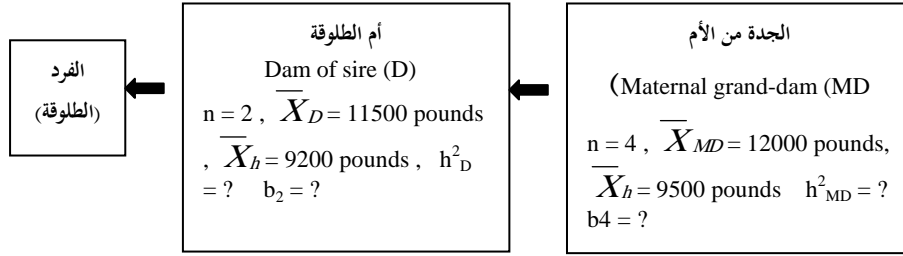
٧,٥,٢,١ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم وجدة الفرد من الأم

توافر لطلوقة ما من ماشية الحليب أربعة سجلات لجدة الفرد من أمه حيث كان متوسط إنتاج الحليب السنوي لهذه السجلات الأربعة هو ١٢٠٠٠ رطل. بينما كان متوسط إنتاج القطيع الذي منه جدة الفرد من الأم هو ٩٥٠٠ رطل. وإذا توافر سجلان لأم هذه

الطلوقة بمتوسط إنتاج قدره ١١٥٠٠ رطل ومتوسط إنتاج القطيع الذي منه هذه الأم هو ٩٢٠٠ رطل. فإذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي والمعامل التكراري لصفة إنتاج الحليب هي ٠,٣ ، ٠,٤ ، فما تقديرك للقيمة التربوية لهذه الطلوقة؟

الحل

يمكن توضيح معلومات الأسلاف للمثال السابق في الشكل التخطيطي التالي :



١ - نحسب قيم المكافئ الوراثي في حالة تعدد n من سجلات أم الطلوقة وجدة

الطلوقة من الأم باستخدام الجدول رقم (٩,١) السابق كما يلي :

$$h_D^2 = 0.3(1.43) = 0.429$$

$$h_{MD}^2 = 0.3(1.82) = 0.546$$

٢ - نحسب قيم معاملات الانحدار الجزئية b_2 ، b_4 كما يلي :

$$b_2 = h_D^2 \left[\frac{(4 - h_{MD}^2)}{2(4 - h_D^2 h_{MD}^2)} \right]$$

$$b_2 = 0.429 \left[\frac{(4 - 0.546)}{2[4 - (0.429)(0.546)]} \right] = \frac{1.482}{7.532} = 0.20$$

$$b_4 = h_{MD}^2 \left[\frac{(1 - h_D^2)}{(4 - h_D^2 h_{MD}^2)} \right]$$

$$b_4 = 0.546 \left[\frac{(1 - 0.429)}{4 - (0.429)(0.546)} \right] = \frac{0.312}{3.766} = 0.083$$

٣- تقدر القيمة التربوية (BV) لهذه الطلوقة عند توافر سجلات أم الطلوقة وجدة الطلوقة من الأم باستخدام المعادلة العامة الآتية:

$$BV = b_2 (\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_4 (\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h)$$

$$BV = 0.20(11500 - 9200) + 0.083(12000 - 9500) = 460 + 207.5 = 667.5 \text{ pounds}$$

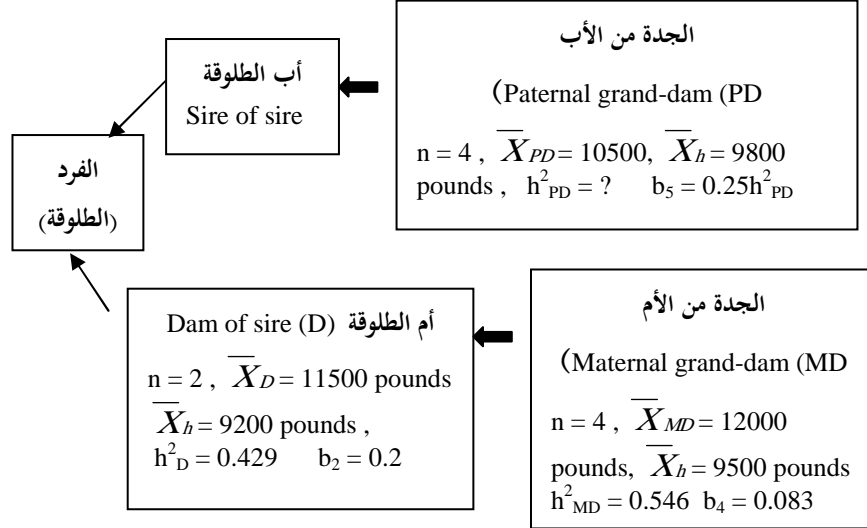
وبذلك تكون القيمة التربوية المقدرة لهذه الطلوقة هي ٦٦٧,٥ أرطال من الحليب كإخلاف عن متوسط العشيرة.

٢,٢,٥,٧ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم وجدة الفرد من الأم وجدة الفرد من الأب:

إذا استخدمت بيانات المثال السابق مع توافر أربعة سجلات لجدة الطلوقة من الأب Paternal grand-dam (PD) حيث كان متوسط محصول الحليب السنوي لهذه السجلات الأربعة هو ١٠٥٠٠ رطل وأن متوسط إنتاج القطيع الذي منه هذه السجلات هو ٩٨٠٠ رطل. فما تقديرك للقيمة التربوية لهذه الطلوقة؟

الحل

يمكن توضيح معلومات الأسلاف للمثال السابق في الشكل التخطيطي التالي:



١- نحسب قيم المكافئ الوراثي في حالة تعدد n من سجلات جدة الطلوقة من الأب باستخدام الجدول رقم (٩،١) السابق كما يلي:

$$h^2_{PD} = 0.3 (1.82) = 0.546$$

٢- نحسب قيمة معامل الانحدار الجزئي b_5 كما يلي:

$$b_5 = 0.25 h^2_{PD} = 0.25(0.546) = 0.1365$$

٣- تقدر القيمة التربوية (BV) لهذه الطلوقة عند توافر سجلات أم الطلوقة وجدة الطلوقة من الأم والأب باستخدام المعادلة العامة الآتية:

$$BV = b_2 (\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_4 (\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + b_5 (\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h)$$

$$BV = 460 + 207.5 + 0.1365(10500 - 9800) = 460 + 207.5 + 95.55 = 763.05 \text{ pounds}$$

وبذلك تكون القيمة التربوية المقدرة لهذه الطلوقة هي ٧٦٣,٠٥ اربال من الحليب بوصف ذلك انحرافا عن متوسط العشيرة.

٧,٥,٢,٣ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الأم أو الأب
وجدة الفرد من الأم وجدة الفرد من الأب

توافرت لديك المعلومات التالية عن اثنين من إناث الأرناب لصفة عدد الخلفة في البطن
عند الميلاد:

الأُنثى الأولى : تتوافر لها ثلاثة سجلات لكل من أمها وجدتها من أبيها، جدتها من
أمها.

الأُنثى الثانية : يتوافر لها سجلان لكل من أبيها وجدتها من أبيها وجدتها من أمها.

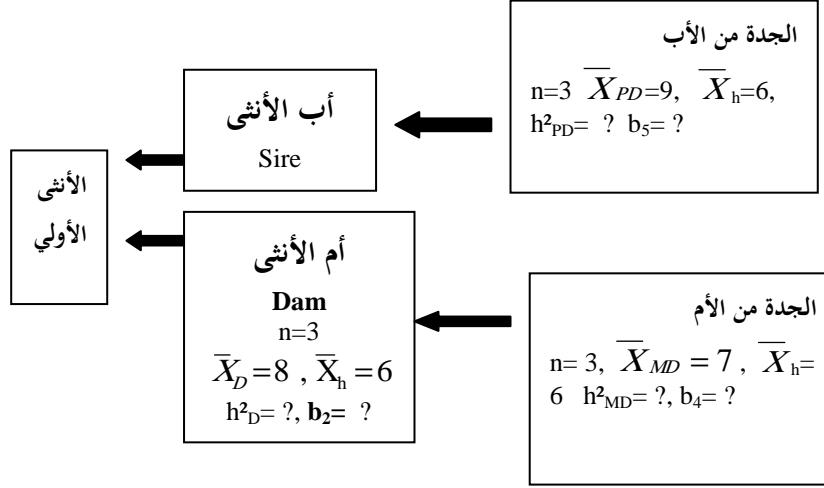
وكانت متوسطات السجلات بياناتها كالتالي :

الأُنثى	متوسط سجلات الأب	متوسط سجلات الأم	متوسط سجلات جدة	متوسط سجلات جدة
الأولى	- -	٨	٩	٧
الثانية	١١	- -	١٢	١٠

فإذا علمت أن متوسط القطيع يساوي ٦ من الخلفة وأن قيمة المكافئ الوراثي والمعامل
التكراري للصفة هي ٠,٠٨ ، ٠,١٥ على الترتيب فقم بالمقارنة بين الإناث من حيث
قيمتهم التربوية؟

الحل

بالنسبة للأُنثى الأولى:



$$h^2_D = h^2_1 \frac{n}{1 + (n-1)R} = 0.08 \left[\frac{3}{1 + (3-1)0.15} \right] = 0.18$$

وحيث إن عدد السجلات لكل من الأم والجددة من الأم والجددة من الأب هي ثلاثة سجلات ومن ثم:

$$\therefore h^2_D = h^2_{MD} = h^2_{PD} = 0.18$$

$$\therefore h^2_D = h^2_{MD} = h^2_{PD} = 0.18$$

$$b_2 = h^2_D \left[\frac{4 - h^2_{MD}}{2(4 - h^2_D h^2_{MD})} \right] = 0.18 \left[\frac{4 - 0.18}{2[(4 - (0.18)(0.18))]} \right] = 0.08$$

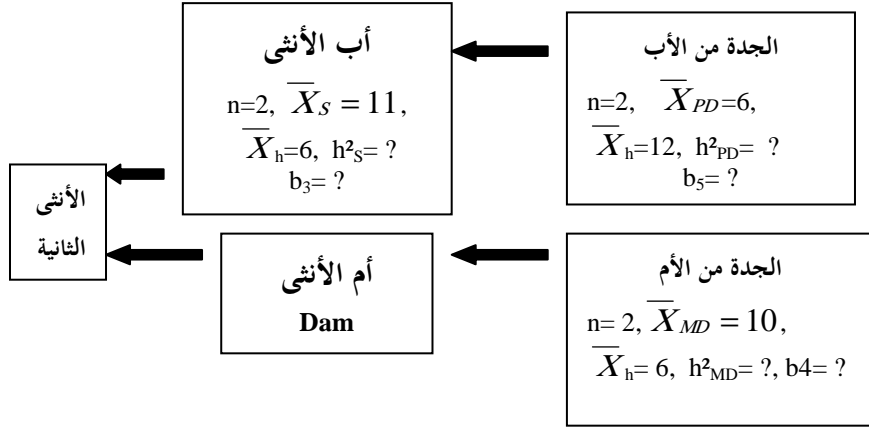
$$b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{1 - h^2_D}{4 - h^2_D h^2_{MD}} \right] = 0.18 \left[\frac{1 - 0.18}{4 - (0.18)(0.18)} \right] = 0.04$$

$$b_5 = 0.25h^2_{PD} = 0.25(0.18) = 0.045$$

$$\therefore BV = b_2(\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_4(\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + b_5(\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h)$$

$$\therefore BV = 0.086(8 - 6) + 0.04(7 - 6) + 0.045(9 - 6) = 0.347$$

بالنسبة للأنتى الثانية:



$$h^2_S = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right] = 0.08 \left[\frac{2}{1 + (2-1)0.15} \right] = 0.14$$

وحيث إن عدد السجلات لكل من الأب والجددة من الأب والجددة من الأم هي سجلان

ومن ثم:

$$h^2_S = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right] = 0.08 \left[\frac{2}{1 + (2-1)0.15} \right] = 0.14$$

$$\therefore h^2_S = h^2_{MD} = h^2_{PD} = 0.14$$

$$b_3 = h^2_S \left[\frac{4 - h^2_{MD}}{2(4 - h^2_S h^2_{MD})} \right] = 0.14 \left[\frac{4 - 0.14}{2[(4 - (0.14)(0.14))]} \right] = 0.067$$

$$b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{1 - h^2_S}{4 - h^2_S h^2_{MD}} \right] = 0.14 \left[\frac{1 - 0.14}{4 - (0.14)(0.14)} \right] = 0.03$$

$$b_5 = 0.25 h^2_{PD} = 0.25(0.14) = 0.035$$

$$\therefore BV = b_3(\bar{X}_S - \bar{X}_h) + b_4(\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + b_5(\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h)$$

$$\therefore BV = 0.067(11 - 6) + 0.03(10 - 6) + 0.035(12 - 6)$$

$$= 0.335 + 0.12 + 0.21 = 0.665$$

القيمة التربوية للأنتى الأولى = ٠,٣٤٧ من الخلفة عند الميلاد.

القيمة التربوية للأنتى الثانية = ٠,٦٦٥ من الخلفة عند الميلاد.
 ٧,٥,٣ حساب معاملات الانحدار الجزئية (b's) لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات أسلافه وسجل الفرد نفسه
 ٧,٥,٣,١ توافر سجل الفرد نفسه فقط

$$b_1 = h_I^2 \quad (7-8)$$

b_1 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد نفسه على سجله
 Individual's record

h_I^2 = المكافئ الوراثي محسوب على أساس n من سجلات الفرد نفسه.

٧,٥,٣,٢ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه

في حالة توافر سجل الفرد نفسه Individual's record وسجل أمه Dam's record فإن قيم معاملات الانحدار الجزئية (b's) تكون :

$$b_1 = h_I^2 \left[\frac{(4 - h_D^2)}{(4 - h_I^2 h_D^2)} \right] \quad (7-9)$$

$$b_2 = h_D^2 \left[\frac{2(1 - h_I^2)}{(4 - h_I^2 h_D^2)} \right] \quad (7-10)$$

٧,٥,٣,٣ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبيه

في حالة توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبيه فإن h_S^2 تحل محل h_D^2 وبذلك تكون قيم معاملات الانحدار الجزئية (b's) كالتالي :

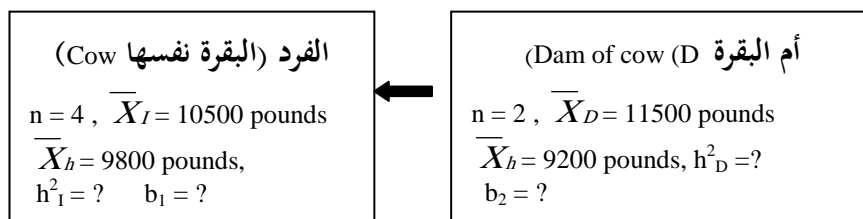
$$b_1 = h_I^2 \left[\frac{(4 - h_S^2)}{(4 - h_I^2 h_S^2)} \right] \quad (7-11)$$

$$b_3 = h_S^2 \left[\frac{2(1 - h_I^2)}{(4 - h_I^2 h_S^2)} \right] \quad (7-12)$$

٧,٥,٣,٤ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه + سجل أمه

توافر لبقرة ما سجلان لأم هذه البقرة بمتوسط محصول لبن سنوي قدره ١١٥٠٠ رطل وأن متوسط إنتاج القطيع هو ٩٢٠٠ رطل وإذا توافر أربعة سجلات للبقرة نفسها حيث كان متوسط محصول الحليب السنوي لهذه السجلات الأربعة هو ١٠٥٠٠ رطل وأن متوسط إنتاج القطيع الذي منه هذه السجلات هو ٩٨٠٠ رطل. فإذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي والمعامل التكراري للصفة هي ٠,٣ ، ٠,٤ على الترتيب فما تقديرك للقيمة التربوية لهذه البقرة إذا توافر سجل البقرة نفسها وسجل أمها؟

الحل



١- نحسب قيم المكافئ الوراثي في حالة تعدد n من سجلات البقرة نفسها وسجل أمها باستخدام الجدول رقم (٧,١) السابق كما يلي:

$$h^2_I = 0.3 (1.82) = 0.546$$

$$h^2_D = 0.3 (1.43) = 0.429$$

٢- نحسب قيم معاملات الانحدار الجزئية b_1 ، b_2 كما يلي:

$$b_1 = h^2_I \left[\frac{(4 - h^2_D)}{(4 - h^2_I h^2_D)} \right]$$

$$b_1 = 0.546 \left[\frac{(4 - 0.429)}{4 - (0.546)(0.429)} \right] = \frac{1.95}{3.77} = 0.52$$

ويلاحظ هنا أن معامل اعتماد القيمة التربوية على سجل البقرة نفسها (الفرد نفسه) كبيرٌ مما يدل على أهمية ذلك في حساب القيمة التربوية.

$$b_2 = h_D^2 \left[\frac{2(1 - h_I^2)}{4 - h_I^2 h_D^2} \right]$$

$$b_2 = 0.429 \left[\frac{2(1 - 0.546)}{4 - (0.546)(0.429)} \right] = \frac{0.389}{3.77} = 0.103$$

وهنا نلاحظ أن اعتماد القيمة التربوية على سجل الفرد نفسه أعلى من الاعتماد على سجل أمه.

٣- تقدر القيمة التربوية (BV) للبقرة عند توافر سجلها وسجل أمها باستخدام المعادلة العامة الآتية:

$$BV = b_1 (\bar{X}_I - \bar{X}_h) + b_2 (\bar{X}_D - \bar{X}_h)$$

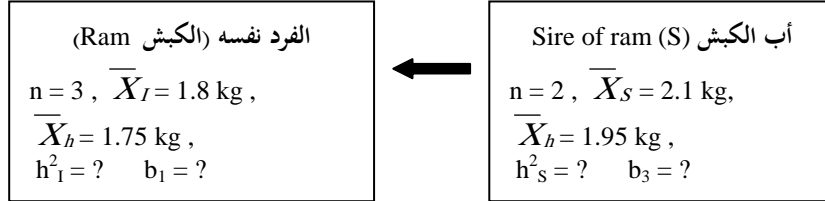
$$BV = 0.52 (10500 - 9800) + 0.103 (11500 - 9200) \\ = 364 + 236.9 = 600.9 \text{ pounds}$$

وبذلك تكون القيمة التربوية المقدرة لهذه البقرة هي ٦٠٠,٩ أرطال من الحليب بوصف ذلك انحرافاً عن متوسط العشيرة.

٧,٥,٣,٥ مثال محلول لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه + سجل أبيه

توافر لكبش ما في الأغنام ثلاثة سجلات لإنتاجه من الصوف متوسطها ١,٨ كجم وأن متوسط إنتاج القطيع الذي منه هذا الكبش هو ١,٧٥ كجم . وإذا توافر سجلان لأب هذا الكبش بمتوسط إنتاج صوف قدره ٢,١ كجم ومتوسط إنتاج القطيع (في الوقت المعاصر لسجلات الأب) الذي منه هذا الأب هو ١,٩٥ كجم . فإذا علمت أن قيمة المكافئ الوراثي والمعامل التكراري لصفة إنتاج الصوف هي ٠,٣٢ ، ٠,٣٥ على الترتيب ، فما تقديرك للقيمة التربوية لهذا الكبش إذا توافر سجله وسجل أبيه؟

الحل



١- نحسب قيم المكافئ الوراثي في حالة تعدد n من سجلات الكبش نفسه وسجل أبيه كما يلي:

$$h^2_n = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right]$$

$$h^2_I = 0.32 [3 / (1 + (3-1)0.35)] = 0.32(1.76) = 0.56$$

$$h^2_S = 0.32 [2 / (1 + (2-1)0.35)] = 0.32(1.48) = 0.47$$

٢- نحسب قيم معاملات الانحدار الجزئية b_1 ، b_3 كما يلي:

$$b_1 = h^2_I \left[\frac{(4 - h^2_S)}{(4 - h^2_I h^2_S)} \right]$$

$$b_1 = 0.56 [(4 - 0.47)/(4 - (0.56)(0.47))] = 1.9768/3.7368 = 0.53$$

$$b_3 = h^2_S \left[\frac{2(1 - h^2_I)}{(4 - h^2_I h^2_S)} \right]$$

$$b_3 = 0.47 [2(1 - 0.56)/(4 - (0.56)(0.47))]$$

$$= 0.4136 / 3.7368 = 0.111$$

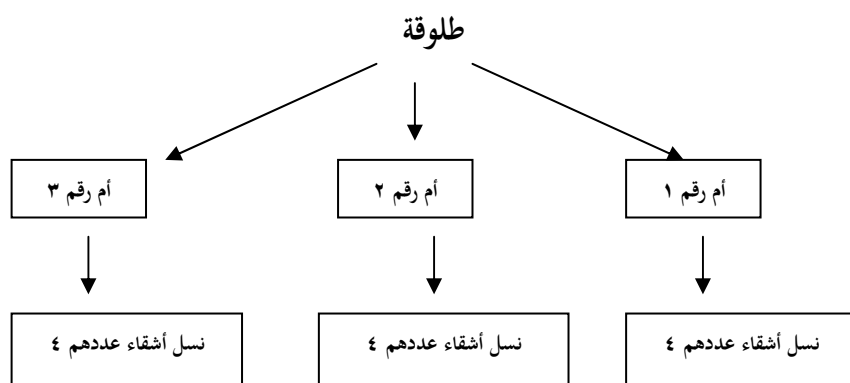
٣- تقدر القيمة التربوية (BV) للكبش عند توافر سجله وسجل أبيه باستخدام

المعادلة الآتية:

$$BV = b_1(\bar{X}_I - \bar{X}_h) + b_3(\bar{X}_S - \bar{X}_h)$$

$$BV = 0.53 (1.8 - 1.75) + 0.111(2.1 - 1.95) = 0.8725 + 0.01665 = 0.889 \text{ kg}$$

وبذلك تكون القيمة التربوية المقدرة لهذا الكبش هي ٠,٨٨٩ كجم من الصوف كإخلاف عن متوسط العشيرة. هنا يمكن القول بأن مساهمة الفرد نفسه في قيمته التربوية أعلى بكثير (٠,٨٧٢٥ كجم) من مساهمة أبوه (٠,٠١٧ كجم).
٧,٥,٤ حساب معاملات الانحدار الجزئية (b's) لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات أسلافه وسجل الفرد نفسه وسجلات أشقاؤه فعند تزاوج طلوقة مع ثلاثة أمهات ونتج النسل التالي:



ويلاحظ هنا تساوي النسل لكل أم ومن ثم فإن $n =$ عدد الأخوة الأشقاء لكل عائلة وعددهم ٤ ، $d =$ عدد الأمهات والتي لها سجلات نسب وتزاوج مع طلوقة معينة لإنتاج نسل أشقاء وعددهم ٣. وعند حساب متوسط عدد الأشقاء التي لا تحتوي على الفرد المراد تقدير قيمته التربوية (أي أنصاف الأشقاء بالنسبة لهذا الفرد) فإنه يجب تقدير القيمة:

$$N = \frac{(nd)}{[1 + (nd - 1)t]} \quad (7-13)$$

حيث $N =$ متوسط عدد الأشقاء للفرد وهي تمثل عامل وزن للمكافئ الوراثي المحسوب على أساس n من سجلات الأخوات أنصاف الأشقاء Half-sibs للفرد المراد تقدير قيمته التربوية.

n = عدد الأخوة الأشقاء لكل عائلة.
 d = عدد الأمهات والتي لها سجلات نسب وتزواج لطلوقة معينة لإنتاج نسل أشقاء.
 t = معامل الارتباط داخل المجموعات (المعامل التكراري) والذي قيمته تساوي ٠,٢٥ = h^2 عندما تكون n تساوي واحداً صحيحاً.

وبذلك يمكن تقدير معاملات الانحدار الجزئية (b's) لتقدير القيمة التربوية للفرد باستخدام سجلات الأسلاف Ancestors' records وسجل الفرد نفسه Individual's record والإخوة أنصاف الأشقاء Sibs' records لكل من الحالات الآتية:

٧,٥,٤,١ توافر سجل الأم وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية:

$$b_2 = 0.5 h^2_D \quad (7-14)$$

$$b_6 = 0.25 h^2_{MHS}N \quad (7-15)$$

h^2_{MHS} = المكافئ الوراثي المحسوب على أساس n من سجلات الإخوة أنصاف الأشقاء الأمية للفرد Maternal half-sib.

٧,٥,٤,٢ توافر سجل الأب + سجلات أنصاف الأشقاء الأبوية

$$b_3 = h^2_S \left[\frac{(4 - h^2_{PHS} N)}{2(4 - h^2_S h^2_{PHS} N)} \right] \quad (7-16)$$

$$b_6 = h^2_{PHS} N \left[\frac{(1 - h^2_S)}{2(4 - h^2_S h^2_{PHS} N)} \right] \quad (7-17)$$

h^2_{PHS} = المكافئ الوراثي المحسوب على أساس n من سجلات الإخوة أنصاف الأشقاء الأبوية للفرد Paternal half-sibs.

٧,٥,٤,٣ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه وسجلات أنصاف الأشقاء الأبوية

$$b_1 = h_I^2 \left[\frac{(16 - 4h_D^2 - h_{PHS}^2 N)}{(16 - 4h_D^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-18)$$

$$b_2 = h_D^2 \left[\frac{8(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_D^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-19)$$

$$b_6 = h_{PHS}^2 N \left[\frac{4(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_D^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-20)$$

٧,٥,٤,٤ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أمه وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية

$$b_1 = h_I^2 \left[\frac{(16 - 4h_D^2 - h_{MHS}^2 N)}{(16 - 4h_D^4 - h_{MHS}^4 N)} \right] \quad (7-21)$$

$$b_2 = h_D^2 \left[\frac{8(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_D^4 - h_{MHS}^4 N)} \right] \quad (7-22)$$

$$b_6 = h_{MHS}^2 N \left[\frac{4(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_D^4 - h_{MHS}^4 N)} \right] \quad (7-23)$$

٧,٥,٤,٥ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبيه و سجلات أنصاف الأشقاء الأبوية

$$b_1 = h_I^2 \left[\frac{(16 - 4h_S^2 - h_{PHS}^2 N)}{(16 - 4h_S^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-24)$$

$$b_3 = h_S^2 \left[\frac{8(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_S^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-25)$$

$$b_6 = h_{PHS}^2 N \left[\frac{4(1 - h_I^2)}{(16 - 4h_S^4 - h_{PHS}^4 N)} \right] \quad (7-26)$$

٧,٥,٤,٦ توافر سجل الفرد نفسه وسجل أبيه وسجلات أنصاف الأشقاء الأمية

$$b_1 = h^2_I \left[\frac{(16 - 4h^2_s - h^2_{MHS} N)}{(16 - 4h^4_s - h^4_{MHS} N)} \right] \quad (7-27)$$

$$b_3 = h^2_s \left[\frac{8(1 - h^2_I)}{(16 - 4h^4_s - h^4_{MHS} N)} \right] \quad (7-28)$$

$$b_6 = h^2_{MHS} N \left[\frac{4(1 - h^2_I)}{(16 - 4h^4_s - h^4_{MHS} N)} \right] \quad (7-29)$$

يلاحظ من المعادلات السابقة أن قيم h^2_{PHS} ، h^2_{MHS} توزن بقيمة N .

٧,٥,٤,٧ أمثلة محلولة لتقدير القيمة التربوية في حالة توافر سجل الفرد نفسه +

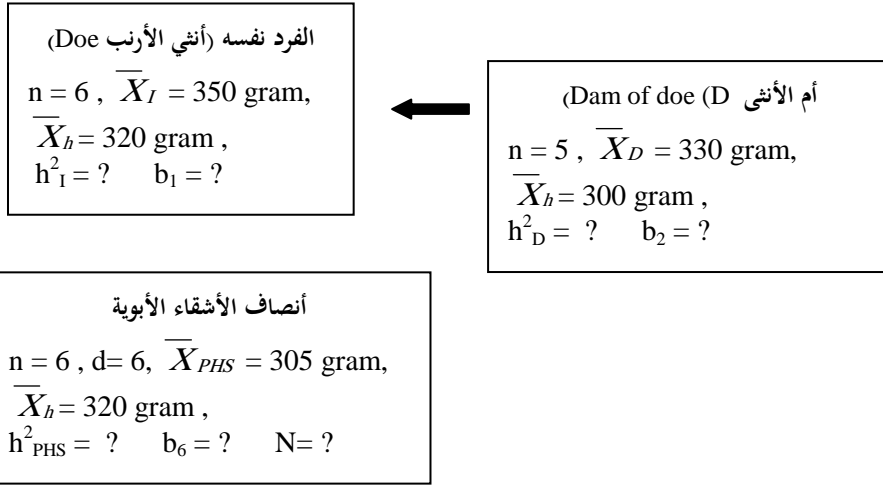
سجل أمه + سجلات أنصاف الأشقاء الأبوية

مثال محلول رقم (١): في سلالة ما من الأرناب إذا كان لدينا أنثى Doe لها ٦ سجلات ولادة حيث كان متوسط وزن الولادة عند الميلاد لهذه السجلات هو ٣٥٠ جراماً وأن متوسط وزن الولد عند الميلاد لهذا القطيع هو ٣٢٠ جراماً . وإذا توافر خمسة سجلات لأم هذه الأنثى بمتوسط وزن الولد عند الميلاد قدره ٣٣٠ جراماً ومتوسط القطيع (في الوقت المعاصر لسجل الأم) مقداره ٣٠٠ جرام . كذلك توافرت سجلات ٦ أخوات أنصاف أشقاء Half-sibs متوسطهم لوزن الولد عند الميلاد قدره ٣٠٥ جرامات وبنفس متوسط القطيع الذي منه الفرد المراد تقييمه وهو ٣٢٠ جرام . فإذا علمت أن عدد الأخوة أنصاف الأشقاء الأبوية للأنثى هو ٦ وعدد الأمهات التي أنتجت هذه الأشقاء هو ٦ (أحياناً تكون هذه القيمة ١ أو ٢ أو ٣ وهكذا خاصة في الأرناب التي تنتج هذا العدد من البنات الأشقاء)، وأن المكافئ الوراثي والمعامل

التكراري للصفة هو ٠,٣ ، ٠,٥ على الترتيب ، فما تقديرك للقيمة التربوية لهذه الأثنى مستخدما سجلها وسجل أمها وسجلات إخوتها أنصاف الأشقاء الأبوية؟

الحل

يمكن توضيح معلومات سجل الأثنى وسجل أمها وسجلات إخوتها أنصاف الأشقاء الأبوية في الشكل التخطيطي التالي :



١- تقدير قيمة N والتي تمثل متوسط أنصاف الأشقاء التي لا تحتوي على

الفرد المراد تقدير قيمته التربوية :

$$N = \frac{(nd)}{[1 + (nd - 1)t]} = \frac{(6)(6)}{[1 + (36 - 1) 0.5]} = 1.94$$

٢- نحسب قيم المكافئ الوراثي في حالة تعدد سجلات الفرد نفسه وسجل أمه

وسجلات إخوته أنصاف الأشقاء الأبوية كما يلي :

$$h^2_I = 0.3 (1.71) = 0.513$$

$$h^2_D = 0.3 (1.67) = 0.501$$

$$h^2_{PHS} = 0.3 (1.71) = 0.513$$

٣- نحسب قيم معاملات الانحدار الجزئية b_1 ، b_2 ، b_6 كما يلي :

$$b_1 = h^2_I \left[\frac{(16 - 4h^2_D - h^2_{PHS} N)}{(16 - 4h^4_D - h^4_{PHS} N)} \right]$$

$$b_1 = 0.513 [(16 - 4(0.501) - (0.513)(1.94)] / [(16 - 4(0.501)^2 - (0.513)^2(1.94)] = 6.67/14.51 = 0.46$$

$$b_2 = h^2_D \left[\frac{8(1 - h^2_I)}{(16 - 4h^4_D - h^4_{PHS} N)} \right]$$

$$b_2 = (0.501) [8(1 - 0.513)] / [(16 - 4(0.501)^2 - (0.513)^2(1.94)] \\ = 1.95/14.51 = 0.13$$

$$b_6 = h^2_{PHS} N \left[\frac{4(1 - h^2_I)}{(16 - 4h^4_D - h^4_{PHS} N)} \right]$$

$$b_6 = (0.513) (1.94) [4 (1-0.513)] / [(16 - 4(0.501)^2 - (0.513)^2(1.94)] = \\ 1.94/14.51 = 0.13$$

٤- تقدر القيمة التربوية (BV) للأنثى عند توافر سجلات الفرد نفسه وسجل

أمه وسجلات إخوته أنصاف الأشقاء الأبوية باستخدام المعادلة التالية :

$$BV = b_1 (\bar{X}_I - \bar{X}_h) + b_2 (\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_6 (\bar{X}_{PHS} - \bar{X}_h)$$

$$BV = 0.46(350 - 320) + 0.13(330 - 300) + 0.13(305 - 320)$$

$$= 13.8 + 3.9 - 1.95 = 15.75 \text{ grams}$$

وبذلك تكون القيمة التربوية المقدرة لصفة وزن الخلفة عند الميلاد لهذه الأنثى من

الأرانب هي ١٥,٧٥ جراما بوصف ذلك انحرافا عن متوسط العشيرة.

مثال محلول رقم (٢): توافرت لديك المعلومات التالية عن ثلاثة تيروس من

الماعز لصفة الوزن عند ٤ شهور:

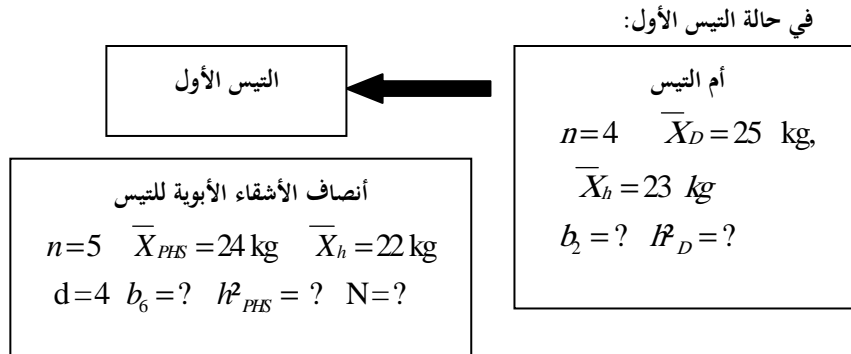
التيس الأول: يتوافر له خمسة أخوات من أنصاف الأشقاء الأبوية Paternal Half-sibs متوسط سجلاتهم لوزن ٤ شهور هو ٢٤ كجم ومتوسط هذا القطيع هو ٢٢ كجم . كذلك توافرت أربعة سجلات لأم هذا التيس بمتوسط قدره ٢٥ كجم ومتوسط هذا القطيع هو ٢٣ كجم ، وأن عدد أنصاف الأشقاء للتيس هو ٥ وعدد أمهات الماعز التي أنتجت هذه الأشقاء هو ٤ .

التيس الثاني والثالث: يتوافر عن كل منهما سجلان لكل من جدته من الأب وجدته من الأم وأي من الأب أو الأم حيث كانت متوسطات السجلات بياناتها كالتالي :

سجل التيس	متوسط سجلات القطيع	متوسط سجلات الأب	متوسط سجلات الأم	متوسط سجلات الجددة من الأب	متوسط سجلات الجددة من الأم
الثاني	٢٦	- -	٢٨	٢٨	٣٠
الثالث	٢٧	٢٦	- -	٢٩	٣٢

قارن بين التيس الثلاثة من حيث قيمتهم التربوية إذا علمت أن المكافئ الوراثي والمعامل التكراري للصفة هو ٠,٢ ، ٠,٣ على الترتيب؟

الحل



$$N = \frac{nd}{1 + (nd - 1)} = \frac{(5)(4)}{1 + (20 - 1)0.3} = 2.98$$

$$h^2_D = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n - 1)R} \right] = 0.2 \left[\frac{4}{1 + (4 - 1)0.3} \right] = 0.42$$

$$h^2_{PHS} = 0.2 \left[\frac{5}{1 + (5 - 1)0.3} \right] = 0.2(2.27) = 0.454$$

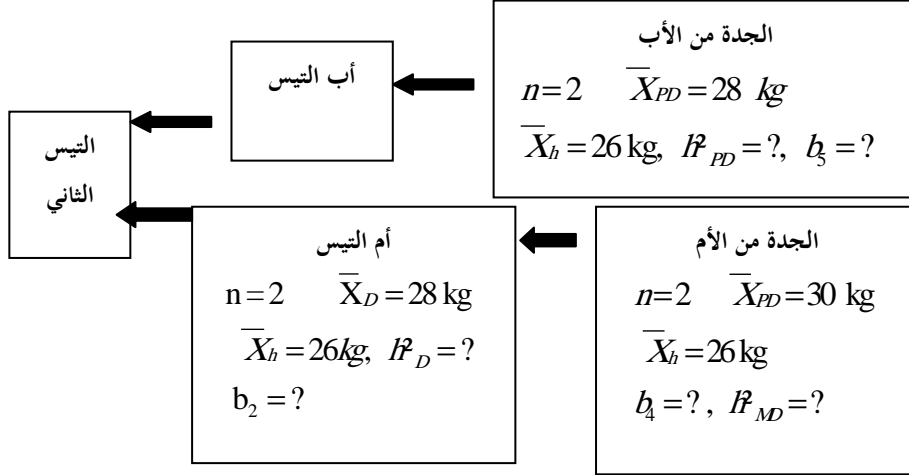
$$b_2 = 0.5h^2_D = 0.5(0.42) = 0.21$$

$$b_6 = 0.25(h^2_{HS} N) = 0.25(0.454)(2.98) = 0.338$$

$$BV = b_2(\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_6(\bar{X}_{PHS} - \bar{X}_h)$$

$$= 0.21(25 - 23) + 0.338(24 - 22) = 0.42 + 0.676 = 1.096 \text{ kg}$$

في حالة النيس الثاني:



$$h^2_D = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right] = 0.2 \left[\frac{2}{1 + (2-1)0.3} \right]$$

$$\therefore h^2_D = 0.2(1.54) = 0.308$$

$$\therefore h^2_D = h^2_{MD} = h^2_{PD} = 0.308$$

$$b_2 = h^2_D \left[\frac{4 - h^2_{MD}}{2(4 - h^2_D h^2_{MD})} \right]$$

$$= 0.308 \left[\frac{4 - (0.308)(0.308)}{2[4 - (0.308)(0.308)]} \right] = \frac{1.203}{7.81} = 0.15$$

$$b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{1 - h^2_D}{4 - h^2_D h^2_{MD}} \right]$$

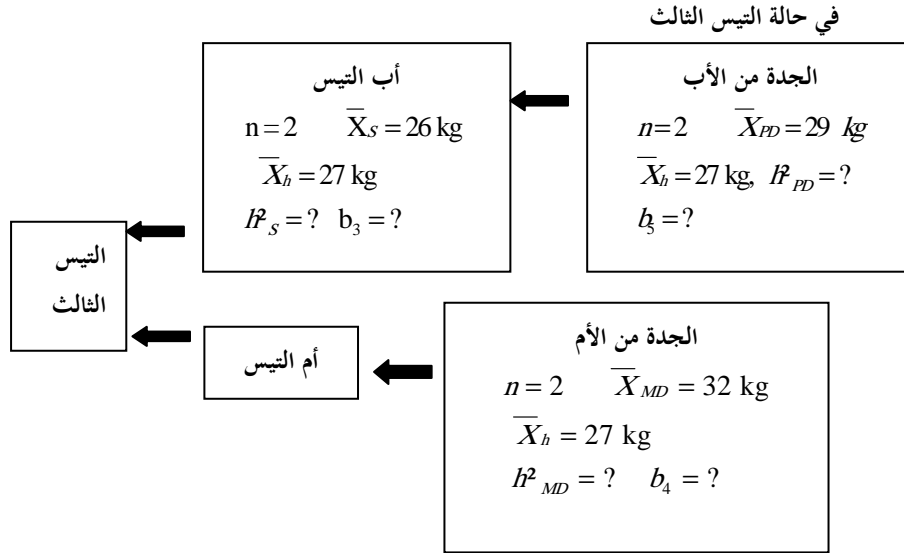
$$= 0.308 \left[\frac{1 - 0.308}{4 - (0.308)(0.308)} \right] = \frac{0.213}{3.905} = 0.055$$

$$b_5 = 0.25h^2_{PD} = 0.25(0.308) = 0.077$$

$$\therefore BV = b_2(\bar{X}_D - \bar{X}_h) + b_4(\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + b_5(\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h)$$

$$\therefore BV = 0.15(28 - 26) + 0.055(30 - 26) + 0.077(28 - 26)$$

$$= 0.3 + 0.22 + 0.154 = 0.674\text{kg}$$



$$h^2_S = h^2_1 \left[\frac{n}{1 + (n-1)R} \right] = 0.2 \left[\frac{2}{1 + (2-1)0.3} \right] = 0.308$$

$$h^2_S = h^2_{MD} = h^2_{PD} = 0.308$$

$$b_3 = h^2_S \left[\frac{4 - h^2_{MD}}{2(4 - h^2_S h^2_{MD})} \right] =$$

$$0.308 \left[\frac{4 - 0.308}{2[4 - (0.308)(0.308)]} \right] = \frac{1.14}{7.81} = 0.146$$

$$b_4 = h^2_{MD} \left[\frac{1 - h^2_S}{4 - h^2_S h^2_{MD}} \right] =$$

$$0.308 \left[\frac{1 - 0.308}{4 - (0.308)(0.308)} \right] = \frac{0.213}{3.905} = 0.054$$

$$b_5 = 0.25 h^2_{PD} = 0.25(0.308) = 0.077$$

$$\therefore BV = b_3(\bar{X}_S - \bar{X}_h) + b_4(\bar{X}_{MD} - \bar{X}_h) + b_5(\bar{X}_{PD} - \bar{X}_h)$$

$$\therefore BV = 0.146(26 - 27) + 0.054(32 - 27) + 0.077(29 - 27)$$

$$= -0.146 + 0.27 + 0.154 = 0.278 \text{ kg}$$

القيمة التربوية للتيس الأول = ١,٠٩٦ كجم

القيمة التربوية للتيس الثاني = ٠,٦٧٤ كجم

القيمة التربوية للتيس الثالث = ٠,٢٧٨ كجم

∴ التيس الأول هو الأفضل في وزن الجسم عند ٤ شهور.

٧,٥,٥ حساب معاملات الانحدار الجزئية (b's) لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات الإخوة

يفترض في هذه الحالة توافر سجل واحد لكل حيوان.

٧,٥,٥,١ في حالة توافر سجل الفرد نفسه وتوافر سجل الإخوة Records of sibs

هنا سجل الفرد يوضع ضمن متوسط الإخوة Individual's record is included in the mean of the sibs. ويستخدم هنا سجل الفرد نفسه مع سجلات الإخوة الأشقاء وأنصاف الأشقاء لتقدير القيمة التربوية لهذا الفرد، ومن ثم تحسب معاملات الانحدار الجزئية التالية:

$$b_1 = \frac{h^2}{(2 - h^2)} \quad (7-30)$$

$$b_6 = \frac{[4ndh^2(1 - h^2)]}{[4 + (n - 2)h^2][4 + n(d + 1) - 2]h^2} \quad (7-31)$$

$$b_7 = \frac{h^2 [2n(1 - h^2)]}{(2 - h^2)[4 + (n - 2)h^2]} \quad (7-32)$$

حيث n تمثل عدد الإخوة ، d = عدد الأمهات التي تتزاوج مع طلوقة معينة لإنتاج النسل الأشقاء.

b_6 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجلات الإخوة أنصاف الأشقاء.

b_7 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجلات الإخوة الأشقاء.

٧,٥,٥,٢ عدم توافر سجل الفرد نفسه وتوافر سجل الإخوة

هنا سجل الفرد لا يوضع ضمن متوسط الإخوة Individual's record is included in the mean of the sibs . ومثال ذلك انتخاب الديوك (الطلائق) لإنتاج البيض في الدواجن ومن ثم تحسب معاملات الانحدار الجزئية التالية :

$$b_6 = \frac{[2ndh^2(2-h^2)]}{[4+(n-2)h^2][4+n(d+1)-2]h^2} \dots\dots (7-33)$$

$$b_7 = \frac{nh^2}{[4+(n-2)h^2]} \dots\dots\dots (7-34)$$

حيث b_6 ، b_7 قد تم تعريفهما في الحالة السابقة.

٧,٥,٦ حساب معاملات الانحدار الجزئية (b's) لتقدير القيمة التربوية للفرد من سجلات النسل

في هذا التقدير تستخدم N التي تم تعريفها سابقا في حين أنه عندما يكون هناك خليط من الإخوة الأشقاء وأنصاف الأشقاء فإن المعامل التكراري (t) يكون :

$$t = \frac{[n(d+1)-2]h^2}{[4(dn-1)]} \quad (7-35)$$

٧,٥,٦,١ استخدام سجل نسل الفرد فقط

$$b_8 = 0.5 h^2_p N \quad (7-36)$$

حيث h^2_p = المكافئ الوراثي للنسل Progeny.

b_8 = معامل الانحدار (معامل الاعتماد) الجزئي للقيمة التربوية للفرد على سجلات نسله.

٧,٥,٦,٢ استخدام سجل الفرد نفسه وسجل نسله

$$b_1 = \frac{[2ndh^2(1-h^2)]}{[1+(n-1)2h^2+n(d-1)h^2]-dnh^4} \quad (7-37)$$

$$b_8 = (1 - \frac{1}{2} b_1) h^2 \quad (7-38)$$

حيث إن n = عدد الإخوة الأشقاء وهي متساوية لكل عائلة.

d = عدد الأمهات التي تتزوج مع الطلوقة.

٧,٥,٦,٣ استخدام سجل الأم وأنصاف الأشقاء الأبوية وسجلات النسل كأنصاف أشقاء

ومثال لذلك تقدير القيمة التربوية لطلائق ماشية الحليب حيث يحسب N لكل b :

$$b_2 = h^2_D \left[\frac{8(4 - h^2_P N)}{64 - h^2_P N(4h^2_D + h^2_{PHS} N)} \right] \dots \dots \dots (7-39)$$

$$b_6 = h^2_{PHS} N \left[\frac{4(4 - h^2_P N)}{64 - h^2_P N(4h^2_D + h^2_{PHS} N)} \right] \dots \dots \dots (7-40)$$

$$b_8 = h^2_P N \left[\frac{2(16 - 4h^2_D - h^2_{PHS} N)}{64 - h^2_P N(4h^2_D + h^2_{PHS} N)} \right] \dots \dots \dots (7-41)$$

تمرين: مربٍ لقطيع مغلق من ماشية الحليب يريد أن يفاضل بين اثنين من

الطلائق توافر عنهما المعلومات التالية عن محصول الحليب السنوي:

الطلوقة الأولى : تتوافر لها ٣٠ أختا نصف شقيقة Half-sibs متوسط سجلهم الثاني من محصول الحليب السنوي عند عمر ٤٢ شهرا هو ٢٤٠٠ كجم ومتوسط سجلهم الثالث عند عمر ٥٤ شهرا هو ٢٧٠٠ كجم.

الطلوقة الثانية: تتوافر لها ثلاثة سجلات عن كل من أمه وجدته من أمه وجدته من أبيه حيث كانت السجلات بياناتها (بالكجم) كالتالي :

السجل	محصول لبن الأم (كجم)	محصول لبن الجدة من الأم (كجم)	محصول لبن الجدة من الأب (كجم)
الموسم الأول عند عمر ٣٠ شهرا	٢٣٠٠	٢٨٠٠	٢٩٦٠
الموسم الثاني عند عمر ٤٢ شهرا	٢٣٧٠	٢٨٨٠	٣١٠٠
الموسم الثالث عند عمر ٥٤ شهرا	٣٢٠٠	٢٩٥٠	٣٠٠٠

فإذا علمت أن محصول الحليب المعدل للسنة وفصل الولادة ولطول موسم الإدرار كان متوسطه ٢٦٥٠ كجم وأن المكافئ الوراثي والمعامل التكراري للصفة هو ٠,٢ ، ٠,٣٥ ، على الترتيب وأن معاملات التعديل لعمر البقرة عند عمر ٣٠ ، ٤٢ ، ٥٤ شهرا كانت ١,٢ ، ١,١١ ، ١,٠٦ على الترتيب فاحسب القيمة التربوية لكل طلوقة؟

التحسين الوراثي لأكثر من صفة من خلال الانتخاب باستخدام دليل الانتخاب أو أحسن متنبئ خطي

٨,١ مفهوم دليل الانتخاب

تناول Walsh and Lynch 2009 في كتابهما نظرية دليل الانتخاب Selection Index بالفصل الثالث والثلاثين تحت عنوان Theory of selection index وقد أشارا إلى أن تسمية دليل الانتخاب ترجع إلى المعلومات المتوفرة عن توزيع الصفة المعنية ومن ثم سمي دليل الانتخاب على أنه الانتخاب بأحسن متنبئ خطي Best linear predictor (BLP) لما يحمله من صفات. وتعني هنا كلمة "أحسن Best" أن هذا الدليل هو أحسن النماذج الرياضية الذي يمكن منه الحصول على أقل قيمة لمربع الفوارق بين دليل الانتخاب والوراثية التجمعية للحيوان $(I-H)^2$ أما كلمة "خطي Linear" فهي تعني أن علاقة هذا الدليل بالقيم المظهرية المستعملة في حسابه هي علاقة خطية وهذه ميزة تسهل استعماله كمتنبئ Predictor للقيم الوراثية التجمعية.

٨,٢ المعلومات المطلوبة لعمل دليل الانتخاب

ولعمل دليل الانتخاب يلزمنا المعلومات الآتية لكل صفة من الصفات التي يشملها الدليل :

١ - القيمة الاقتصادية النسبية للصفة *Relative economic value*

ويمكن التعبير عنها بقيمة الصفة بالنسبة للصفات الأخرى. ففي المملكة العربية السعودية إذا كان ثمن كيلو جرام الحليب (٣.٥٪ دهن) في المزرعة مثلاً ١,٩٦ ريالاً بينما ثمن كيلو جرام من الزبد ٢٦ ريالاً ومن ثم تكون الأهمية النسبية للدهن هي ٠,٠٨ قدر الدهن تقريباً.

الحليب	الدهن
٨	١٠٠

وبالقسمة على ٨ فإن النسبة تكون ١ : ١٢,٥ أي ١ : ١٣ تقريباً

وعند عمل دليل الانتخاب يجب أن يكون مصحوباً بدراسة للسوق ومعرفة ثمن السلع. وقد تكون قيمة الصفة وأهميتها غير مباشرة لارتباطها بصفات أخرى ذات قيمة اقتصادية بينما هي في حد ذاتها لا قيمة لها مثل علاقة وزن الجسم بنسبة التوائم .

٢ - المكافئ الوراثي لكل صفة *Heritability*

وذلك لأن الصفة التي مكافئها الوراثي مرتفع نسبياً يمكن أن تستجيب للانتخاب بصورة أكثر من الصفة التي مكافئها الوراثي منخفض وبالتالي يجب أن تستحوذ على اهتمام أكبر، بينما الصفة التي مكافئها الوراثي صفر أو ما يقرب من الصفر مثلاً فلا داعي أن تمثل في الدليل.

٣ - الارتباط الوراثي بين الصفات *Genetic correlation*

وجود هذا الارتباط يسمح للدليل الانتخابي أن يأخذ في الاعتبار التغير في صفة ما عندما تتغير صفة أخرى مرتبطة بها وراثياً. كما أن هناك أدلة للانتخاب

تستخدم لتثبيت صفة معينة عندما يكون الانتخاب موجها للصفات الأخرى والتي تسمى بأدلة الانتخاب المقيدة Restricted selection indices لأكثر من صفة حيث أشار إلى ذلك العديد من الباحثين (Hill and Norsdokg, 1959; Cunningham and Mahon, 1977; Walsh and Lynch 2009).

٤- الارتباط المظهري بين الصفات Phenotypic correlation

وجود هذا الارتباط يسمح للدليل بأن يأخذ في الاعتبار الارتباط البيئي بين الصفات المختلفة. إذ إن الارتباط المظهري يشتمل على مكوني الارتباط وهما الارتباط الوراثي والارتباط البيئي ($P = G + E$) ولذلك فأخذ الارتباط المظهري في الاعتبار مع الارتباط الوراثي يسمح بإظهار أثر الجزء البيئي من الارتباط المظهري.

٨,٣ إجراء وتطبيق أدلة الانتخاب

١- يحسب لكل حيوان في القطيع دليلاً Index خاصاً به كالتالي:

أ- تحدد الصفات (X 's) التي تؤخذ في الاعتبار عند حساب الدليل مع قياس مظهر الصفات (X 's) المأخوذة في الاعتبار لكل حيوان. فإذا رمزنا للصفة الأولى بالرمز X_1 والثانية X_2 والصفة n بالرمز X_n لكان عندنا n من الصفات.

ب- يحسب معامل لكل صفة وليكن (b) والمحسوب على أساس المكافئ الوراثي للصفة والأهمية الاقتصادية للصفة بالنسبة للصفات الأخرى في الدليل وكذلك معامل ارتباط هذه الصفة مظهرياً ووراثياً مع بقية الصفات الأخرى في الدليل. ويسمى هذا المعامل بمعامل الانحدار الجزئي Partial regression coefficient ويرمز لمعاملات الانحدار الجزئية للصفات بالرموز b_1, b_2, \dots, b_n وإذا رمزنا للدليل نفسه بالحرف I فيكون الدليل هو:

$$I = b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_n X_n \quad (8-1)$$

حيث b 's هي معاملات الوزن Weighing factors لكل صفة أو تسمى معاملات الاعتماد (الانحدار) الجزئية للدليل I على القيمة الوراثية الكلية للحيوان Total Aggregate Genotype.

ج- بعد حساب b لكل صفة يمكن التعويض عنها في الدليل I . ويضرب كل معامل في قيمة الصفة المقابلة له على الحيوان ثم يجمع حاصل الضرب فيكون ذلك دليل الانتخاب لذلك الحيوان.

٢- على أساس دليل الانتخاب المحسوب لكل حيوان يمكن اختيار أحسن الحيوانات

والمثال التالي يوضح كيفية تطبيق دليل الانتخاب وذلك بحساب دليل لمجموعة من الأبقار يراد المقارنة بينهم وذلك باستخدام دليل انتخابي يشتمل على ثلاث صفات هي:

$$X_1 = \text{المحصول الحليب الكلى.}$$

$$X_2 = \text{المحصول الدهن الكلى.}$$

$$X_3 = \text{المحصول البروتين الكلى.}$$

وإذا كانت قيم معاملات الانحدار الجزئية للصفات الثلاث هي:

$$b_1 = 0.2883 \quad b_2 = -2.9266 \quad b_3 = 25.3426$$

وكان محصول الحليب والدهن والبروتين خمسة من الأبقار الجيرسي هو:

رقم البقرة	محصول الحليب (X_1)	محصول الدهن (X_2)	محصول البروتين (X_3)
١	٢٤٠٠	١٢٠	٧٠
٢	٢٣٥٠	٨٥	٨٠
٣	٢٨٠٠	٩٠	٨٥
٤	٣٢٠٠	٨٠	٧٢
٥	٣٥٠٠	٨٢	٧٠

وبالتالي يمكن حساب دليل لكل بقرة من هذه الأبقار الخمسة كالآتي :

ترتيب البقرة	الدليل I	محصول البروتين X ₃	محصول الدهن X ₂	محصول الحليب X ₁	البقرة	
الخامسة	٢١١٥	٧٠	٢٥,٣٤٢٦	١٢٠	٢,٩٢٦٦ - ٢٤٠٠	٠,٢٨٨٣
الرابعة	٢٤٥٦	٨٠	٢٥,٣٤٢٦	٨٥	٢,٩٢٦٦ - ٢٣٥٠	٠,٢٨٨٣
الأولى	٢٦٩٨	٨٥	٢٥,٣٤٢٦	٩٠	٢,٩٢٦٦ - ٢٨٠٠	٠,٢٨٨٣
الثالثة	٢٥١٣	٧٢	٢٥,٣٤٢٦	٨٠	٢,٩٢٦٦ - ٣٢٠٠	٠,٢٨٨٣
الثانية	٢٥٤٣	٧٠	٢٥,٣٤٢٦	٨٢	٢,٩٢٦٦ - ٣٥٠٠	٠,٢٨٨٣

وعليه فإن الحيوانات ذات الدليل المرتفع Top indexing animals يكون ترتيبها

كالآتي : البقرة الثالثة ثم الخامسة ثم الرابعة ثم الثانية ثم الأولى.

تمرين للحل: مربى أبقار لإنتاج الحليب ينتخب لصفتي كمية الحليب (X₁)

ومحيط الصدر (X₂)، فإذا علمت أن قيم معاملات الانحدار الجزئية (b's) لكل من

الصفة الأولى والثانية هي ٢,٢٣٥٤ ، - ٧,٧٣٨٠ على الترتيب. فما هو ترتيبك

لهذه الأبقار حسب أدلتها الانتخابية؟

رقم البقرة	(X ₁) كجم	(X ₂) سم
١	٤٥٠٠	١٢٠
٢	٥٤٠٠	١٣٠
٣	٤٢٧٥	١٤٠

٨,٤ تكوين (اشتقاق) أدلة الانتخاب Construction of selection indexes

يجدر الإشارة هنا إلى أنه قد تم اشتقاق بعض أدلة الانتخاب بالمنطقة العربية يمكن

استخدامها في برامج التحسين الوراثي للأبقار (Ashmawy, 1981) والأغنام (Shaat,)

(1996) والأرانب (Khalil et al, 1986) والدواجن (Bahie El-Deen, 1994). ومن الكتب

الأجنبية التي تناولت هذا الموضوع بالتفصيل كتاب Van Vleck 1993 وحديثا كتاب
.Walsh and Lynch 2009

٨,٤,١ تمثيل الصفات في الدليل

وكما سبق أن ذكرنا بأنه يفترض لتكوين دليل الانتخاب معرفة متوسط وتباين القيم الوراثية والمظهرية للصفات وعدم معرفة توزيعها. ولعل الفكرة في الدليل هي أننا نريد حساب معامل الانحدار الجزئي (b) لكل صفة من الصفات أو مصدر المعلومات التي تهمنا بحيث إنه إذا ضرب كل معامل في الصفة الخاصة به وجمع حاصل الضرب فحصل على الدليل. فمثلا إذا كان هناك ثلاث صفات والمطلوب عمل دليل انتخابي يمثل هذه الصفات فإن الدليل يكون كالاتي :

$$I = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 \quad (8-2)$$

٨,٤,٢ الوراثة التجمعية الكلية للحيوان

إذا فرضنا أن لكل صفة مجموعة من الجينات تؤثر عليها وأن التأثيرات التجمعية Additive effects لهذه الجينات هي G_1, G_2, G_3 ، للثلاث صفات على التوالي، وحيث إن هذه الصفات تختلف في أهميتها الاقتصادية بالنسبة لبعضها فيجب إعطاء وزن لكل صفة يتناسب مع أهميتها النسبية ولنرمز لهذه الأهمية بالرمز a_1, a_2, a_3 ، للثلاث صفات على التوالي. وعلى هذا إذا ضربنا كل صفة في وزنها الاقتصادي وجمعنا ناتج الضرب فإن حاصل الجمع يمثل الوراثة التجمعية الكلية للحيوان Total aggregate genotype ، ويمكن التعبير عن ذلك رياضيا كما يلي :

$$H = a_1 G_1 + a_2 G_2 + a_3 G_3 . \quad (8-3)$$

حيث H تمثل الوراثة التجمعية للحيوان والتي نريد أن ننتخب الحيوان على أساسها ، أي نريد أن يكون الانتخاب على أساس وراثة الحيوان بالنسبة لكل الصفات.

٨,٤,٣ حساب معامل الانحدار الجزئي (b) لكل صفة

٨,٤,٣,١ القيمة المتوقعة للتباينات والتغايرات الوراثية

الآن نريد أن نحسب قيم b بحيث أن القيمة $\sum (H - I)^2$ أو أن $\sum (a_1 G_1 + a_2 G_2 + a_3 G_3 - (b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3))^2$ تكون أقل ما يمكن Minimum . ومن ثم فما هي قيم b التي تجعل القيمة المتوقعة Expected لمقدار الفرق بين الوراثة التجمعية الكلية للحيوان (H) وقيمة الدليل المحسوب (I) أقل ما يمكن. ولتحقيق ذلك نفرض أن لدينا ثلاثة صفات ومن ثم فإن القيمة المتوقعة K تكون كالتالي :

$$K = E (H - I)^2$$

$$= E [(a_1 G_1 + a_2 G_2 + a_3 G_3) - (b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3)]^2 \dots\dots\dots (8-4)$$

القوس الثاني القوس الأول

مربع القيم الموجودة داخل القوس الأول هو :

$$a_1^2 G_1^2 + a_2^2 G_2^2 + a_3^2 G_3^2 + 2a_1 a_2 G_1 G_2 + 2a_1 a_3 G_1 G_3 + 2a_2 a_3 G_2 G_3 \dots\dots\dots (8-5)$$

وأن القيم المتوقعة لمربع القيم الموجودة داخل القوس الأول ستكون :

$$a_1^2 V_{A(x1)} + a_2^2 V_{A(x2)} + a_3^2 V_{A(x3)} + 2a_1 a_2 \text{Cov}_{A(x1x2)} + 2a_1 a_3 \text{Cov}_{A(x1x3)} + 2a_2 a_3 \text{Cov}_{A(x2x3)} \quad (8-6)$$

حيث إن القيم المتوقعة لمربع G تمثل وراثيا التباين الوراثي التجمعي V_A وأن القيم المتوقعة لحاصل ضرب قيم G المختلفة في بعضها تمثل التباين الوراثي التجمعي Cov_A (مثل تباين G_1, G_2 يكون $Cov_{A(X_1X_2)}$).

مربع القيم الموجودة داخل القوس الثاني هي:

$$b^2_1X^2_1 + b^2_2X^2_2 + b^2_3X^2_3 + 2b_1b_2X_1X_2 + 2b_1b_3X_1X_3 + 2b_2b_3X_2X_3 \quad (8-7)$$

وأن القيم المتوقعة لمربع القيم الموجودة داخل القوس الثاني ستكون:

$$b^2_1V_{P(X1)} + b^2_2V_{P(X2)} + b^2_3V_{P(X3)} + 2b_1b_2Cov_{P(X1X2)} + 2b_1b_3Cov_{P(X1X3)} + 2b_2b_3Cov_{P(X2X3)} \quad (8-8)$$

حيث إن القيم المتوقعة لمربع X (أي مظهر الفرد) تمثل التباين المظهري V_P وان القيم المتوقعة لحاصل ضرب مظهرين تمثل التباين المظهري Cov_P مثل تباين X_1, X_2 يكون $Cov_{P(X1X2)}$.

حاصل ضرب القيم الموجودة بالقوس الأول بالقيم الموجودة بالقوس الثاني هي:

$$2a_1G_1b_1X_1 + 2a_1G_1b_2X_2 + 2a_1G_1b_3X_3 + 2a_2G_2b_1X_1 + 2a_2G_2b_2X_2 + 2a_2G_2b_3X_3 + 2a_3G_3b_1X_1 + 2a_3G_3b_2X_2 + 2a_3G_3b_3X_3 \quad (8-9)$$

وأن القيم المتوقعة لحاصل ضرب القوس الأول والقوس الثاني ستكون:

$$2a_1b_1V_{A(X1)} + 2a_1b_2Cov_{A(X1X2)} + 2a_1b_3Cov_{A(X1X3)} + 2a_2b_1Cov_{A(X1X2)} + 2a_2b_2V_{A(X2)} + 2a_2b_3Cov_{A(X2X3)} + 2a_3b_1Cov_{A(X3X1)} + 2a_3b_2Cov_{A(X3X2)} + 2a_3b_3V_{A(X3)} \quad (8-10)$$

حيث إن القيم المتوقعة لحاصل ضرب G في أي مظهر X تمثل التباين التجمعي

بين القيم التربوية G للفرد والقيم المظهرية له.

هذا ويمكن إعادة ترتيب المعادلة السابقة لتكون كالتالي:

$$2a_1b_1V_{A(X1)} + 2a_2b_2V_{A(X2)} + 2a_3b_3V_{A(X3)} \quad (8-11)$$

$$+ 2a_1b_2 \text{Cov}_{A(X1X2)} + 2a_1b_3 \text{Cov}_{A(X1X3)} + 2a_2b_3 \text{Cov}_{A(X2X3)}$$

$$+ 2a_2b_1 \text{Cov}_{A(X1X2)} + 2a_3b_1 \text{Cov}_{A(X1X3)} + 2a_3b_2 \text{Cov}_{A(X2X3)}$$

٨,٤,٣,٢ إجراء التفاضل الجزئي لاستخراج معاملات الانحدار الجزئية

Partial regression أفضل قيم لمعاملات الانحدار الجزئية
coefficients (b's) فإننا سنجرى التفاضل الجزئي لكل من قيم "b" الثلاث مع مساواة
الناتج في كل حالة من الحالات الثلاث بالصفر:

١- التفاضل لقيمة b_1 :

$$2b_1 V_{P(X1)} + 2b_2 \text{Cov}_{P(X1X2)} + 2b_3 \text{Cov}_{P(X1X3)} - 2a_1 V_{A(X1)} \quad (8-12)$$

$$- 2a_2 \text{Cov}_{A(X1X2)} - 2a_3 \text{Cov}_{A(X1X3)} = 0$$

٢- التفاضل لقيمة b_2 :

$$2b_2 V_{P(X2)} + 2b_1 \text{Cov}_{P(X1X2)} + 2b_3 \text{Cov}_{P(X2X3)} \quad (8-13)$$

$$- 2a_2 V_{A(X2)} - 2a_1 \text{Cov}_{A(X1X2)} - 2a_3 \text{Cov}_{A(X2X3)} = 0$$

٣- التفاضل لقيمة b_3 :

$$2b_3 V_{P(X3)} + 2b_1 \text{Cov}_{P(X1X3)} + 2b_2 \text{Cov}_{P(X2X3)} \quad (8-14)$$

$$- 2a_3 V_{A(X3)} - 2a_1 \text{Cov}_{A(X1X3)} - 2a_2 \text{Cov}_{A(X2X3)} = 0$$

٨,٤,٣,٣ حل المعادلات الآتية لتكوين دليل الانتخاب

وبإعادة تركيب المعادلات الثلاث تكون المعادلات الآتية كالتالي :

$$V_{P(X1)} b_1 + \text{Cov}_{P(X1X2)} b_2 + \text{Cov}_{P(X1X3)} b_3 = \quad (8-15)$$

$$V_{A(X1)} a_1 + \text{Cov}_{A(X1X2)} a_2 + \text{Cov}_{A(X1X3)} a_3$$

$$\text{Cov}_{P(X2X1)} b_1 + V_{P(X2)} b_2 + \text{Cov}_{P(X2X3)} b_3 = \quad (8-16)$$

$$\text{Cov}_{A(X2X1)} a_1 + V_{A(X2)} a_2 + \text{Cov}_{A(X2X3)} a_3$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}_{P(X3X1)} b_1 + \text{Cov}_{P(X3X2)} b_2 + V_{P(X3)} b_3 = \\ \text{Cov}_{A(X3X1)} a_1 + \text{Cov}_{A(X3X2)} a_2 + V_{A(X3)} a_3 \end{aligned} \quad (8-17)$$

وفي هذه المجموعة من المعادلات كل القيم يمكن حسابها من البيانات المتحصل عليها فيما عدا قيم b فهي القيم الوحيدة غير المعروفة والتي يمكن إيجادها بحل هذه المعادلات آنيا.

٤.٣.٤ عمل دليل الانتخاب باستخدام المصفوفات

يمكن حساب b بطريقة تحتاج إلى قدر أقل من التفكير والجهد وذلك باستخدام المصفوفات Matrix notation حيث إن المعادلات الثلاث السابقة يمكن تمثيلها في صورة مصفوفات كالآتي :

$$= \begin{bmatrix} V_{P(X1)} & Cov_{P(X1X2)} & Cov_{P(X1X3)} \\ Cov_{P(X2X1)} & V_{P(X2)} & Cov_{P(X2X3)} \\ Cov_{P(X3X1)} & Cov_{P(X3X2)} & V_{P(X3)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b1 \\ b2 \\ b3 \end{bmatrix}$$

P-matrix b-vector

$$\begin{bmatrix} V_{A(X1)} & Cov_{A(X1X2)} & Cov_{A(X1X3)} \\ Cov_{A(X2X1)} & V_{A(X2)} & Cov_{A(X2X3)} \\ Cov_{A(X3X1)} & Cov_{A(X3X2)} & V_{A(X3)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a1 \\ a2 \\ a3 \end{bmatrix} \dots\dots(8-18)$$

G-matrix a-vector

ويمكن اختصار صورة المصفوفات السابقة لتصبح كالآتي :

$$[P][b] = [G][a] \quad (8-19)$$

حيث V_P = التباين المظهري لأي صفة في المصفوفة.

Cov_P = التباين المظهري بين صفتين في المصفوفة.

V_A = التباين الوراثي التجمعي لأي صفة.

Cov_A = التباين الوراثي التجمعي بين صفتين في المصفوفة.

P-matrix = مصفوفة التباين والتغاير المظهري Phenotypic variance-covariance matrix.

G-matrix = مصفوفة التباين والتغاير التجمعي Additive genetic variance-covariance matrix.

.matrix

. Relative economic values = متجه القيم الاقتصادية النسبية
 .Partial regression coefficients (b's) = متجه معاملات الانحدار الجزئية

ومن هذه المصفوفات يمكن حساب قيم b كالتالي :

$$[b] = [P]^{-1} [G][a] \quad (8-20)$$

حيث P^{-1} هو مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المظهري.

٨,٥ أمثلة محلولة لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية (b's) وتكوين أدلة

الانتخاب باستخدام المعادلات الآتية Normal equation

مثال محلول رقم (١): توافر في بحث Khalil, 1994 قيم التباين والتغاير الوراثي والمظهري لصفتين هما وزن الخلفة في البطن عند الفطام (X_1) وإنتاج الحليب الكلي بالجرام (X_2) لسلالة الجيزة الأبيض من الأرناب كما يلي :

التباين والتغاير الوراثي التجمعي Additive genetic variance covariance :

$$\text{Cov}_{A(X_1X_2)} = 54200 \quad V_{A(X_2)} = 66760 \quad V_{A(X_1)} = 69500$$

التباين والتغاير المظهري Phenotypic variance covariance :

$$\text{Cov}_{(X_1X_2)} = 58600 \quad V_{p(X_2)} = 214010 \quad V_{p(X_1)} = 522000$$

وأن القيمة الاقتصادية النسبية لهذه الصفات هي :

$$a_2 = 2 \quad a_1 = 1,$$

وبمعلومية البيانات السابقة كون دليل الانتخاب للصفتين باستخدام المعادلات

الآتية ؟

الحل

تكوين المعادلات الآتية:

$$b_1 V_{P(X_1)} + b_2 \text{COV}_{P(X_1X_2)} = a_1 V_{A(X_1)} + a_2 \text{COV}_{A(X_1X_2)} \longrightarrow \text{المعادلة الأولى}$$

بالتعويض في المعادلة الأولى:

$$522000b_1 + 58600b_2 = (1) (69500) + (2) (54200)$$

$$522000b_1 + 58600b_2 = 177900$$

$$b_1 \text{COV}_{P(X_1X_2)} + b_2 V_{P(X_2)} = a_1 \text{COV}_{A(X_1X_2)} + a_2 V_{A(X_2)} \longrightarrow \text{المعادلة الثانية}$$

بالتعويض في المعادلة الثانية:

$$58600 b_1 + 214010 b_2 = (1) (54200) + (2) (66760)$$

$$58600 b_1 + 214010 b_2 = 187720$$

من المعادلة الأولى والثانية يتضح أن لدينا معادلتين ذواتي مجهولين يمكن

وضعهما في صورة مصفوفات كالآتي:

$$\begin{bmatrix} 522000 & b_1 & 58600 & b_2 \\ 58600 & b_1 & 214010 & b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 177900 \\ 187720 \end{bmatrix}$$

نحسب محدد المصفوفة:

$$D = 522000 (214010) - 58600 (58600) = 108279260000$$

ولحساب b_1 نقوم باستبدال عناصر هذا العمود بعمود مصفوفة الجانب الأيمن ثم

نقسم على المحدد:

$$b_1 = \frac{1}{D} \begin{bmatrix} 177900 & 58600 \\ 187720 & 214010 \end{bmatrix}$$

$$b_1 = [(177900)(214010) - (58600)(187720)]/108279260000 = 0.25$$

كذلك يمكن حساب b_2 كما يلي :

$$b_2 = \frac{1}{D} \begin{bmatrix} 52200 & 177900 \\ 58600 & 187720 \end{bmatrix}$$

$$b_2 = [(52200)(187720) - (177900)(58600)]/108279260000 = 0.81$$

ومن ثم يكون الدليل الانتخابي (I) هو :

$$I = 0.25X_1 + 0.81X_2$$

مثال محلول رقم (٢): المثال هذا مأخوذ من كتاب تربية الحيوان لجلال وكرم

١٩٨٤ لما ورد عن El-Tawil 1965 في بحثه لعمل دليل انتخاب للأغنام يشتمل على

الصفات التالية :

X_1 = الوزن عند الفطام بالرطل ، X_2 = طول خصلة الصوف بالسلم ، X_3 = وزن الجزة

بالرطل ، ومع الافتراض بأن القيمة الاقتصادية النسبية لهذه الصفات هي :

$$a_1 = 1, \quad a_2 = 5, \quad a_3 = 5$$

وأن التقديرات الوراثية والمظهرية هي :

التباين الوراثي التجمعي Additive genetic variance :

$$V_{A(X3)} = 0.465 \quad V_{A(X2)} = 0.804 \quad V_{A(X1)} = 12.132$$

التباين المظهري Phenotypic variance :

$$V_{P(X3)} = 1.054 \quad V_{P(X2)} = 3.951 \quad V_{P(X1)} = 59.318$$

ومنهما يمكن حساب المكافئ الوراثي للصفات الثلاث كالتالي :

$$h^2_{X1} = \frac{V_{A(X1)}}{V_{P(X1)}}$$

$$h^2_{X1} = 12.132 / 59.318 = 0.204$$

$$h^2_{X2} = 0.203 \quad h^2_{X3} = 0.441$$

وإذا علمت أن الارتباط الوراثي (r_G) والمظهري (r_P) هو :

$$r_{G(X1X2)} = -0.313 \quad r_{G(X1X3)} = 0.238 \quad r_{G(X2X3)} = 0.196$$

$$r_{P(X1X2)} = 0.028 \quad r_{P(X1X3)} = 0.236 \quad r_{P(X2X3)} = 0.128$$

وبمعلومية البيانات السابقة كون دليل الانتخاب للصفات الثلاث بتكوينك

المعادلات الآتية ؟

الحل

من هذه البيانات يمكن حساب التغيرات الوراثي التجمعي Additive genetic

covariance كما يلي :

$$r_{G(X1X2)} = \frac{COV_{A(X1X2)}}{\sqrt{(V_{A(X1)})(V_{A(X2)})}} \quad \therefore -0.313 = \frac{COV_{A(X1X2)}}{\sqrt{(12.132)(0.804)}}$$

$$\therefore COV_{A(X1X2)} = -0.98$$

وكذلك يمكن حساب :

$$COV_{A(X1X3)} = 0.57$$

$$COV_{A(X2X3)} = 0.12$$

وبالمثل يمكن حساب التغيرات المظهري Phenotypic covariance كما يلي :

$$r_{P(X1X2)} = \frac{COV_{P(X1X2)}}{\sqrt{(V_{P(X1)})(V_{P(X2)})}} \quad \therefore 0.028 = \frac{COV_{P(X1X2)}}{\sqrt{(59.318)(3.951)}}$$

$$\therefore COV_{P(X1X2)} = 0.43$$

وكذلك يمكن حساب :

$$COV_{P(X1X3)} = 1.87$$

$$COV_{P(X2X3)} = 0.26$$

وعلى هذا يمكن كتابة المعادلة الآتية الأولى كما يلي :

$$V_{P(X1)} b_1 + Cov_{P(X1X2)} b_2 + Cov_{P(X1X3)} b_3 = V_{A(X1)} a_1 + Cov_{A(X1X2)} a_2 + Cov_{A(X1X3)} a_3$$

$$\therefore (59.318) b_1 + (0.43) b_2 + (1.87) b_3 = 1 (12.132) + 5 (-0.98) + 5 (0.57)$$

$$\therefore 59.318 b_1 + 0.43 b_2 + 1.87 b_3 = 10.08 \quad \longrightarrow \quad \text{المعادلة الأولى}$$

كذلك يمكن كتابة المعادلة الآتية الثانية والثالثة كما يلي :

$$Cov_{P(X2X1)} b_1 + V_{P(X2)} b_2 + Cov_{P(X2X3)} b_3 = Cov_{A(X2X1)} a_1 + V_{a(X2)} a_2 + Cov_{A(X2X3)} a_3$$

$$\therefore (0.43) b_1 + (3.951) b_2 + (0.26) b_3 = 1(-0.98) + 5(0.804) + 5(0.12)$$

$$0.43 b_1 + 3.95 b_2 + 0.26 b_3 = 3.62 \quad \longrightarrow \quad \text{المعادلة الثانية.}$$

$$(1.87) b_1 + (0.26) b_2 + (1.054) b_3 = 1 (0.57) + 5(0.12) + 5(0.465)$$

$$\therefore 1.87 b_1 + 0.26 b_2 + 1.05 b_3 = 3.47 \quad \longrightarrow \quad \text{المعادلة الثالثة}$$

أي أن هناك ٣ معادلات آتية بثلاثة مجاهيل هي b_1 ، b_2 ، b_3 يمكن حلها بوضعها في صورة مصفوفات كالآتي :

$$\begin{bmatrix} 59.32b_1 & 0.43b_2 & 1.87b_3 \\ 0.43b_1 & 3.95b_2 & 0.26b_3 \\ 1.87b_1 & 0.26b_2 & 1.05b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 10.08 \\ 3.62 \\ 3.47 \end{bmatrix}$$

ولإيجاد المجاهيل الثلاثة يلزم ذلك حساب محدد المصفوفة (D Determinant) :

$$D = 59.32 \begin{bmatrix} 3.95 & 0.26 \\ 0.26 & 1.05 \end{bmatrix} - 0.43 \begin{bmatrix} 0.43 & 0.26 \\ 1.87 & 1.05 \end{bmatrix} + 1.87 \begin{bmatrix} 0.43 & 3.95 \\ 1.87 & 0.26 \end{bmatrix}$$

$$D = 59.32 [(3.95) (1.05) - (0.26)(0.26)] - 0.43[(0.43) (1.05) - (1.87) (0.26)] + 1.87 [(0.43)(0.26) - (1.87) (3.95)] = 228.4$$

وعليه يمكن إيجاد كل مجهول في المعادلة حيث إن b_1 يمكن حسابها كالآتي :

$$b_1 = \frac{1}{228.4} \begin{bmatrix} 10.08 & 0.43 & 1.87 \\ 3.62 & 3.95 & 0.26 \\ 3.47 & 0.26 & 1.05 \end{bmatrix}$$

$$b_1 = 10.08 [(3.95)(1.05) - (0.26)(0.26)] - 0.43 [(3.62)(1.05) - (3.47)(0.26)] + 1.87[(3.62)(0.26) - (3.47)(3.95)] / 228.4 = 0.07$$

كذلك يمكن إيجاد

$$b_2 = 0.71$$

$$b_3 = 3.01$$

وبذلك يكون دليل الانتخاب المطلوب هو :

$$I = 0.07 X_1 + 0.71 X_2 + 3.01 X_3$$

ولتوضيح معنى الدليل نفرض أن هناك ثلاثة حيوانات ويراد المفاضلة بينها. فإذا

كانت الصفات على الحيوانات الثلاثة هي :

رقم الحيوان	الوزن عند الفطام بالرطل (X ₁)	طول الخصلة بالسهم (X ₂)	وزن الجزة بالرطل (X ₃)
الأول	٨٠	١٢	٥
الثاني	٦٠	١٠	٧
الثالث	٧٠	١٣	٦

وبالتالي يمكن حساب دليل لكل حيوان كالتالي :

رقم الحيوان	الوزن عند الفطام X ₁	طول الخصلة X ₂	وزن الجزة X ₃	دليل الحيوان I	ترتيب الحيوان
١	٨٠	١٢	٥	٢٩,١٧	الثالث
٢	٦٠	١٠	٧	٣٢,٣٧	الأول
٣	٧٠	١٣	٦	٣٢,١٩	الثاني

أي أن الحيوان الثاني هو الأفضل ويليه الثالث ثم الأول.

٨.٦ مثال محلول باستخدام المصفوفات 2x2 لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية (b) وتكوين أدلة الانتخاب

بالرجوع إلي مثال Khalil, 1994 السابق حيث توافر في بحثه قيم التباين والتغاير الوراثي والمظهري لصفتين هما وزن الخلفة في البطن عند الفطام (X_1) وإنتاج الحليب الكلى بالجرام (X_2) لسلالة الجيزة البيضاء من الأرناب وكانت مصفوفات التباين والتغاير الوراثي والمظهري لهاتين الصفتين كالتالي :

$$\begin{bmatrix} 522000 & 58600 \\ 58600 & 214010 \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} 69500 & 54200 \\ 54200 & 66760 \end{bmatrix}$$

P-matrix

G-matrix

فإذا علمت أن القيمة الاقتصادية النسبية بين الصفتين هي ١ : ٢ فما هي معاملات الانحدار الجزئية للصفتين ثم كون دليل الانتخاب باستخدام المصفوفات ثم احسب تباين دليل الانتخاب (σ^2_I) وتباين القيمة الوراثية الكلية (σ^2_H) ومعامل الارتباط بين الدليل والقيمة الوراثية الكلية (r_{IH}). وإذا توافر لديك بيانات لأربع إناث Does من الأرناب كما هو موضح بعد فاحسب دليل الانتخاب لكل أنثى من إناث الأرناب وفاضل بينهما :

الأثنى	X_1	X_2 (جرام)
١	٨	٣٦٠٠
٢	٥	٢٨٠٠
٣	١٢	٥٢٠٠
٤	١١	٤٩٠٠

الحل

$$h^2_{(X_1)} = 69500 / 522000 = 0.13$$

$$h^2_{(X_2)} = 66760 / 214010 = 0.31$$

٨,٦,١ حساب معاملات الانحدار الجزئية

لحساب معاملات الانحدار الجزئية للصفاتين (b's) :

$$b = P^{-1} G a$$

يحسب محدد (D) مصفوفة التباين والتغاير المظهري كما يلي :

$$D = 522000 (214010) - 58600 (58600) = 108279260000$$

وضع إشارات عناصر المصفوفة كما يلي :

$$\begin{bmatrix} + & - \\ - & + \end{bmatrix}$$

إيجاد مرافق المصفوفة كما يلي :

المصفوفة الصغرى	العنصر	المرافق
1 , 1	[214010]	+ 214010
1 , 2	[58600]	- 58600
2 , 2	[522000]	+ 522000

ومن ثم تكون المصفوفة P كما يلي :

$$P = \begin{bmatrix} 214010 & -58600 \\ -58600 & 522000 \end{bmatrix}$$

أي أنه في حالة المصفوفة 2×2 تكون المصفوفة المرتبطة A هي عبارة عن المصفوفة الأصلية بعد تبادل وضع العنصرين القطريين في المصفوفة ويصبح العنصران غير القطريين ذوي إشارة سالبة.

بعد حساب العناصر المرافقة في مصفوفة التباين والتغاير المظهري (P) تصبح

المصفوفة المرتبطة (A) كالاتي :

$$A = \begin{bmatrix} 214010 & -58600 \\ -58600 & 522000 \end{bmatrix}$$

حساب مقلوب المصفوفة P بقسمة المصفوفة المرتبطة (A) Adjoin Matrix على

المحدد:

$$P^{-1} = \frac{1}{D}[A] = \frac{1}{10827926000} \begin{bmatrix} 214010 & -58600 \\ -58600 & 522000 \end{bmatrix}$$

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} 0.00000197 & -0.00000054 \\ -0.00000054 & 0.00000482 \end{bmatrix}$$

نحسب قيمة $P^{-1}G$ كما يلي :

$$P^{-1}G = \begin{bmatrix} 0.00000197 & -0.00000054 \\ -0.00000054 & 0.00000482 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 69500 & 54200 \\ 54200 & 66760 \end{bmatrix}$$

ثم نضرب الناتج في مصفوفة القيمة الاقتصادية النسبية (a) لنحصل على قيم b:

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.107647 & 0.07072360 \\ 0.223714 & 0.29251520 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.2490942 \\ 0.808744 \end{bmatrix}$$

$P^{-1}G$

a-vector

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.25 \\ 0.81 \end{bmatrix}$$

وعليه يكون قيم معاملات الانحدار الجزئية هي :

$$.b_1 = 0.25 \quad b_2 = 0.81$$

ومن ثم يكون دليل الانتخاب (I) هو :

$$I = b_1X_1 + b_2X_2$$

$$I = 0.25X_1 + 0.81X_2$$

وهو نفس الدليل السابق الحصول عليه عند استخدام المعادلات الآتية.

٨.٦.٢ تباين دليل الانتخاب (σ^2_I) Variance of index

يحسب تباين دليل الانتخاب باستخدام معادلة المصفوفات التالية:

$$\sigma^2_I = b' P b \quad (8.21)$$

حيث b' هي المصفوفة المعكوسة transpose matrix (جعل المصفوفة b أفقياً بعد أن كانت عمودية) بالنسبة للمصفوفة العمودية أو المتجه b (أي b-vector) وبالتالي فإن معكوس transpose المصفوفة b يكون:

$$b' = [b_1 \ b_2] \quad (8.22)$$

ومن ثم فإن تباين دليل المثال السابق يكون:

$$\sigma^2_I = [0.25 \ 0.81] \begin{bmatrix} 52200 & 58600 \\ 58600 & 214010 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.25 \\ 0.81 \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned} \sigma^2_I &= [[(0.25)(52200) + (0.81)(58600)] [(0.25)(58600) + (0.81)(214010)]] \begin{bmatrix} 0.25 \\ 0.81 \end{bmatrix} \\ &= [177966 \ 187998] \begin{bmatrix} 0.25 \\ 0.81 \end{bmatrix} = 44491 + 152278 = 196769 \end{aligned}$$

٨.٦.٣ تباين القيمة الوراثية الكلية (σ^2_H) Variance of aggregate genotype

يحسب تباين القيمة الوراثية الكلية باستخدام معادلة المصفوفات التالية:

$$\sigma^2_H = a' G a \quad (8.23)$$

$$\sigma^2_H = [1 \ 2] \begin{bmatrix} 69500 & 54200 \\ 54200 & 66760 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \end{bmatrix}$$

$$\sigma_H^2 = [(1)(69500) + (2)(54200) \quad (1)(54200) + (2)(66760)] \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \end{bmatrix}$$

$$= [177900 \quad 187720] \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \end{bmatrix} = 553340$$

٨.٦.٤ حساب دقة الدليل (r_{IH})

وهذا ما يعبر عنه الارتباط بين الدليل والقيمة الوراثية الكلية (r_{IH}) ويحسب

كالآتي :

$$r_{IH} = \frac{\sigma_I}{\sigma_H} \quad (8.24)$$

$$\therefore r_{IH} = \frac{\sigma_I}{\sigma_H} = \sqrt{\frac{196769}{553340}} = 0.596$$

وقيمة r_{IH} هنا تشير إلي ارتباط قوي بين الدليل والقيمة الوراثية الكلية.

ومن بيانات الإناث الأربعة الموجودة بالمثل يمكن حساب دليل الانتخاب (I)

لكل أنثي وترتيبها كالتالي :

ترتيب الإناث	دليل الانتخاب I للإناث	الصفة الثانية		الصفة الأولى		رقم الأنثى
		X ₂	b ₂	X ₁	b ₁	
الثالثة	2918	3600	0.81	8	0.25	1
الرابعة	2269	2800	0.81	5	0.25	2
الأولي	4215	5200	0.81	12	0.25	3
الثانية	3972	4900	0.81	11	0.25	4

٨,٧ مثال محلول باستخدام المصفوفات 3x3 لإيجاد قيم معاملات الانحدار

الجزئية (b) وتكوين أدلة الانتخاب:

إذا علمت ثلاثة صفات في ماشية الحليب كالاتي : $X_1 =$ محصول الحليب بالكجم ، $X_2 =$ محصول الدهن بالكجم $X_3 =$ محصول البروتين بالكجم. وعند حساب القيم الاقتصادية النسبية لهذه الصفات وجدت أنها ١ : ١٣ : ١٣ على التوالي. وتوافرت لدينا مصفوفات التباين والتغاير الوراثي والمظهري (Symmetric matrix) لهذه الصفات حيث كانت كالتالي :

$$G\text{-matrix} = \begin{bmatrix} 34532 & 1382.4 & 1175.3 \\ & 61.3 & 49.2 \\ & & 43.0 \end{bmatrix}$$

مصفوفة التباين والتغاير الوراثي

$$P\text{-matrix} = \begin{bmatrix} 69139 & 2846 & 2217 \\ & 138.1 & 94.8 \\ & & 79.4 \end{bmatrix}$$

مصفوفة التباين والتغاير المظهري

فما هي معاملات الانحدار الجزئية للصفات الثلاث ثم كون دليل الانتخاب؟ ثم احسب تباين الدليل وكذلك تباين القيمة الوراثية الكلية ثم وضح دقة الدليل.

الحل

لحساب معاملات الانحدار الجزئية (b) نستخدم صورة المصفوفات السابقة

الإشارة إليها:

$$b = P^{-1} G a$$

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 69139 & 2846 & 2217 \\ 2846 & 138.1 & 94.8 \\ 2217 & 94.8 & 79.4 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 34532 & 1382.4 & 1175.3 \\ 1382.4 & 61.3 & 49.2 \\ 1175.3 & 49.2 & 43.0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 13 \\ 13 \end{bmatrix}$$

١، ٧، ٨ إيجاد مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المظهري (P)

لإيجاد مقلوب المصفوفة P يتبع الآتي :

أ- حساب محدد المصفوفة (D) :

$$D = 69139[(138.1)(79.4) - (94.8)(94.8)] - 2846[(2846)(79.4) - (2217)(94.8)] + 2217[(2846)(94.8) - (2217)(138.1)] = 136763856 - 44969077 - 80685417 = 11169361.7$$

ب- وضع إشارات عناصر المصفوفة كما يلي :

$$\begin{bmatrix} + & - & + \\ - & + & - \\ + & - & + \end{bmatrix}$$

ج- إيجاد مرافق المصفوفة Cofactor :

العنصر Element	المصفوفة الصغرى Minor	المرافق Cofactor أخذ إشارة العنصر فقط في المصفوفة السابقة ثم ضربها في الناتج هنا
-------------------	--------------------------	--

$$\begin{array}{lcl}
1, 1 & \begin{bmatrix} 138.1 & 94.8 \\ 94.8 & 79.4 \end{bmatrix} & = [(138.1)(79.4) - (94.8)] = 1978 & + 1978 \\
1, 2 & \begin{bmatrix} 2846 & 94.8 \\ 2217 & 79.4 \end{bmatrix} & = 15801 & - 15801 \\
1, 3 & \begin{bmatrix} 2846 & 138.1 \\ 2217 & 94.8 \end{bmatrix} & = -36367 & - 36367 \\
2, 2 & \begin{bmatrix} 69139 & 2217 \\ 2217 & 79.4 \end{bmatrix} & = 574548 & - 574548 \\
2, 3 & \begin{bmatrix} 69139 & 2846 \\ 2217 & 94.8 \end{bmatrix} & = 244795 & - 244795 \\
3, 3 & \begin{bmatrix} 69139 & 2846 \\ 2846 & 138.1 \end{bmatrix} & = 1448380 & 1448380
\end{array}$$

بعد حساب العناصر المرافقة في مصفوفة التباين والتغاير المظهري (P) تصبح

المصفوفة كما يلي :

$$P = \begin{bmatrix} 1978 & -15801 & -36367 \\ -15801 & 574548 & -244795 \\ -36367 & -244795 & 1448380 \end{bmatrix}$$

د- عكس الأعمدة صفوف في المصفوفة السابقة للحصول على المصفوفة

المرتبطة (A Adjoin Matrix) كما يلي :

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} -36367 & 1978 & -15801 \\ -15801 & 574548 & -244795 \\ -36367 & -244795 & 1448380 \end{pmatrix}$$

هـ- حساب مقلوب المصفوفة P بقسمة المصفوفة المرتبطة السابقة (A) على

المحدد:

$$P^{-1} = \frac{1}{D}[A] = \frac{1}{11169361.7} \begin{bmatrix} 1978 & -15801 & -36367 \\ -15801 & 574548 & -244795 \\ -36367 & -244795 & 1448380 \end{bmatrix}$$

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} 0.000177 & -0.001414 & -0.003246 \\ -0.001414 & 0.051458 & -0.021952 \\ -0.003246 & -0.021952 & 0.129418 \end{bmatrix}$$

٢,٧,٨ حساب معاملات الانحدار الجزئية (b)

$$b = P^{-1} G a$$

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} +0.000177 & -0.001414 & -0.003246 \\ -0.001414 & 0.051458 & -0.021952 \\ -0.003246 & -0.021952 & 0.129418 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 34532 & 13824 & 11753 \\ 13824 & 61.3 & 49.2 \\ 11753 & 49.2 & 43.0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 13 \\ 13 \end{bmatrix}$$

وبالتالي فإن قيم b تكون:

$$b_1 = 0.2883 \quad b_2 = -2.9266 \quad b_3 = 25.3426$$

ومن هذه القيم لمعاملات الانحدار الجزئية (b's) يمكن حساب دليل الانتخاب

(I) كالتالي:

$$I = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3$$

$$I = 0.2883 X_1 - 2.9266 X_2 + 25.3426 X_3$$

وإذا توافر لديك بيانات أربع أبقار في موسم الإدراج الأول كما هو موضح بعد

فاحسب الدليل الانتخابي لكل منهم؟

رقم البقرة	محصول الحليب بالكجم	محصول الدهن بالكجم	محصول البروتين بالكجم
١	٤٥٠٠	١٢٠	١١٠
٢	٣٨٠٠	١٣٥	١٢٥
٣	٤٢٠٠	١١٥	١٢٠
٤	٣٥٠٠	١٤٠	١٢٥

يمكن حساب دليل لكل بقرة خلال الموسم الأول للإدراج كالتالي:

ترتيب البقرة	دليل البقرة I	محصول البروتين b ₃	X ₃	محصول الدهن b ₂	X ₂	محصول الحليب b ₁	X ₁	رقم البقرة
الرابعة	٣٧٣٤	٢٥.٣٤٢٦	١١٠	٢.٩٢٦٦ -	١٢٠	٠.٢٨٨٣	٤٥٠٠	١
الأولى	٣٩٨٤	٢٥.٣٤٢٦	١٢٥	٢.٩٢٦٦ -	١٣٥	٠.٢٨٨٣	٣٨٠٠	٢
الثانية	٣٩١٥	٢٥.٣٤٢٦	١٢٠	٢.٩٢٦٦ -	١١٥	٠.٢٨٨٣	٤٢٠٠	٣
الثالثة	٣٧٦٧	٢٥.٣٤٢٦	١٢٥	٢.٩٢٦٦ -	١٤٠	٠.٢٨٨٣	٣٥٠٠	٤

٨,٧,٣ تباين دليل الانتخاب (σ_I^2) Variance of index

يحسب تباين دليل الانتخاب باستخدام معادلة المصفوفات التالية:

$$\sigma_I^2 = b' P b$$

$$\sigma_I = [0.2883 \quad -2.9266 \quad 25.34426] \begin{bmatrix} 69139 & 2846 & 2217 \\ 2846 & 138.1 & 94.8 \\ 2217 & 94.8 & 79.4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.2883 \\ -2.9266 \\ 25.3426 \end{bmatrix}$$

$$\therefore \sigma_I =$$

٨,٧,٤ تباين القيمة الوراثية الكلية (σ_H^2) Variance of aggregate genotype

$$a' G a \sigma_H^2 =$$

$$\sigma_H = [1 \quad 13 \quad 13] \begin{bmatrix} 34532 & 1382.4 & 1175.3 \\ 1382.4 & 61.3 & 49.2 \\ 1175.3 & 49.2 & 43.0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 13 \\ 13 \end{bmatrix}$$

٨,٧,٥ حساب دقة الدليل (r_{IH})

وهذا ما يعبر عنه الارتباط بين الدليل والقيمة الوراثية الكلية (r_{IH}) ويحسب

كالتالي:

$$r_{IH} = \sqrt{\frac{\sigma^2_I}{\sigma^2_H}} = \frac{\sigma_I}{\sigma_H} =$$

٨,٨ مثال تطبيقي لإيجاد قيم معاملات الانحدار الجزئية (b) باستخدام برنامج SAS وتكوين أدلة الانتخاب:

يمكن حل المثال عن طريق برنامج SAS باتباع الآتي:

```
PROC IML;
P = {69139 2846 2217, 2846 138.1 94.8, 2217 94.8 79.4};
G = {34532 1382 1175, 1382 61.3 49.2, 1175 49.2 43.0};
A = {1,13,13};
PINV = INV(P);
b = PINV*G*A;
ATR= A`;
SQMAH =ATR*G*A;
PRINT P, G, A,PINV, b, ATR , SQMAH;
```

ومن ثم تكون النتائج المتحصل عليها كالتالي:

مصفوفة التباين والتغاير المظهري P-matrix

$$P \text{ matrix} = \begin{bmatrix} 69139 & 2846 & 2217 \\ 2846 & 138.1 & 94.8 \\ 2217 & 94.8 & 79.4 \end{bmatrix}$$

مصفوفة التباين والتغاير الوراثي G-matrix:

$$G \text{ -matrix} = \begin{bmatrix} 34532 & 1382 & 1175 \\ 1382 & 61.3 & 49.2 \\ 1175 & 49.2 & 43.0 \end{bmatrix}$$

القيم الاقتصادية النسبية A-matrix

1

13

13

مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المظهري PINV

$$P^{-1} = \begin{bmatrix} 0.000177 & -0.001414 & -0.003246 \\ -0.001414 & 0.051458 & -0.021952 \\ -0.003246 & -0.021952 & 0.129418 \end{bmatrix}$$

معاملات الانحدار الجزئية b

$$b_1 = 0.2883$$

$$b_2 = -2.9266$$

$$b_3 = 25.3426$$

ATR

1 13 13

SQMAH

733790.3

التقييم الوراثي للحيوان لصفة واحدة باستخدام النموذج الأبوي وتوفر سجل واحد لكل نسل

٩.١ القيود المفروضة على النموذج الأبوي Constraints of sire model

يمكن تلخيص القيود المفروضة على النموذج الأبوي على النحو التالي :

- ١- يمكن أن تكون الآباء بينها علاقة Related parents .
- ٢- تزواج الآباء عشوائيا مع مجموعة من الأمهات ليس بينها قرابة unrelated dams
- ٣- كل أم لا تنتج أكثر من نسل واحد في الولادة الواحدة كما في الماشية والجاموس والإبل.
- ٤- كل نسل يتوافر له سجل واحد.

٩.٢ تكوين مصفوفة معاملات القرابة وحساب مقلوبها

Relationship coefficients matrix (A matrix)

طبقا لصيغة Thompson, 1977 ; Henderson , 1976 ، Mrode 2005 يمكن

تكوين مصفوفة القرابة (A) كالتالي :

$$A = TDT' \quad (9.1)$$

حيث:

T = مصفوفة الزاوية السفلي الثلاثية Lower Triangular matrix .

D = مصفوفة قطرية.

ويمكن تكوين مصفوفة القرابة بافتراض سجل النسب التالي لسته حيوانات:

العجل	الأب Sire	الأم Dam
3	1	2
4	1	مجهول
5	4	3
6	5	2

ولتكوين المصفوفة القطرية D فإنه من المعروف سابقا أن معامل التربية الداخلية

لأي فرد (F_i) هو نصف القرابة التجمعية بين أبوة ومن ثم فإن:

$$F_i = \frac{1}{2} (a_{SD}) \quad (9.2)$$

حيث a_{SD} = القرابة التجمعية بين أبوي الفرد وتشير S هنا إلي الأب Sire ، D إلي

الأم Dam . وأن الخلايا القطرية (dii) لأي عنصر من عناصر المصفوفة القطرية D

يكون حسابه كالتالي:

$$d_{ii} = 1 - 0.25(1 + F_S) - 0.25(1 + F_D) \quad (9.3)$$

حيث: F_S = معامل التربية الداخلية للأب.

F_D = معامل التربية الداخلية للأم.

فإذا توافر أب الفرد فإن عنصر المصفوفة القطرية لهذا الفرد يكون:

$$\begin{aligned} d_{ii} &= 1 - 0.25(1 + F_s) \\ &= 1 - 0.25 - 0.25F_s = 0.75 - 0.25F_s \end{aligned} \quad (9.4)$$

وإذا لم تتوافر أي آباء للفرد فإن عنصر المصفوفة القطرية لهذا الفرد يكون:

$$d_{ii}=1$$

وطبقاً للقواعد السابقة فإن عناصر المصفوفة القطرية D تصبح كالتالي:

$$\begin{bmatrix} 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.75 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 \end{bmatrix} \quad (9.5)$$

وبالتالي فإن مقلوب المصفوفة القطرية D هو:

$$D^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.33 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \end{bmatrix} \quad (9.6)$$

ولتكوين المصفوفة T نتبع القواعد التي اتبعها Mrode 1996 وتمثل في:

العناصر القطرية (t_{ij}) للمصفوفة T هي $t_{ii}=1$

بينما العناصر غير القطرية (t_{ij}) للمصفوفة T يمكن حسابها كما يلي:

• في حالة توافر الأبوين للفرد:

$$t_{ij} = 0.5(t_{sj} + t_{dj})$$

حيث: t_{sj} = علاقة الأب بالفرد j.

t_{dj} = علاقة الأم بالفرد j.

• في حالة توافر أحد الأبوين للفرد :

$$t_{ij} = 0.5(t_{sj}) \quad \text{في حالة توافر الأب:}$$

$$t_{ij} = 0.5(t_{Dj}) \quad \text{في حالة توافر الأم:}$$

• في حالة عدم توافر أي من الآباء للفرد:

$$t_{ij} = 0$$

وطبقا للقواعد السابق ذكرها فإن المصفوفة T تصبح كالتالي :

$$T = \begin{bmatrix} & [1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 6] \\ 1 & 1.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 \\ 2 & 0.0 & 1.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 \\ 3 & 0.5 & 0.5 & 1.0 & 0.0 & 0.0 & 0.0 \\ 4 & 0.5 & 0.0 & 0.0 & 1.0 & 0.0 & 0.0 \\ 5 & 0.5 & 0.25 & 0.5 & 0.5 & 1.0 & 0.0 \\ 6 & 0.25 & 0.625 & 0.25 & 0.25 & 0.5 & 1.0 \end{bmatrix} \quad (9.7)$$

وأن مقلوب المصفوفة T يصبح:

$$T^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.5 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.5 & -0.5 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -0.5 & -0.5 & 1 & 0 \\ 0 & -0.5 & 0 & 0 & -0.5 & 1 \end{bmatrix} \quad (9.8)$$

ولحساب مقلوب مصفوفة القرابة (A^{-1}) يتبع في ذلك الطريقة التي اتبعها

Henderson 1976, 1984 حيث استخدم لذلك المعادلة التالية:

$$A^{-1} = (T^{-1})' D^{-1} T^{-1} \quad (9.8)$$

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -05 & -05 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -05 & 0 & 0 & -05 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & -05 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -05 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -05 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.33 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -05 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -05 & -05 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -05 & -05 & 1 & 0 \\ 0 & -05 & 0 & 0 & -05 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\therefore A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.83 & 0.50 & -1.0 & -0.67 & 0 & 0 \\ 0.50 & 2 & -1.0 & 0 & 0.50 & -1.00 \\ -1.00 & -1.00 & 2.50 & 0.50 & -1.00 & 0 \\ -0.67 & 0 & 0.50 & 1.83 & -1.00 & 0 \\ 0 & 0.50 & -1.00 & -1.00 & 2.50 & -1.0 \\ 0 & -1.0 & 0 & 0 & -1.00 & 2 \end{bmatrix}$$

٩,٣ استخدام النموذج الأبوي Sire Model في تقدير القيمة التربوية:

القيمة التربوية التي تقدر هنا تسمى بأحسن متنبي خطي غير متحيز Best (Linear Unbiased Predictor (BLUP). ويرجع الفضل في هذه الطريقة إلى عالم طرق التقييم الوراثي هندرسون Henderson 1984 حيث استعمل طريقته للتقييم الوراثي للحيوان والدواجن وتحسين إنتاجيتها خاصة في البلدان المتقدمة والتي استخدمتها في برامج التحسين الوراثي. وتعتمد طريقة BLUP على وضع نموذج خطي (Linear Model) (Mrode, 2005) لتقسيم القيمة المظهرية المقاسة إلى مكوناتها الوراثية والبيئية. ولتوضيح هذه الفكرة فان

النموذج الخطي التالي يعطي صورة ملموسة على تقدير القيمة الوراثية للطلائق اعتمادا على إنتاج بناتهم من محصول الحليب على سبيل المثال:

$$Y_{ij} = \mu + S_i + e_{ij} \quad (9.10)$$

حيث Y_{ij} = محصول الحليب للبقرة i زينت الطلوقة i .

μ = متوسط إنتاج الحليب في القطيع.

S_i = تأثير الطلوقة i على إنتاج الحليب للبقرة i .

e_{ij} = الخطأ العشوائي الحاصل عند قياس محصول الحليب.

ويمكن كتابة المعادلة السابقة في صورة المصفوفات كالتالي:

$$Y = X\beta + ZU + E \quad (9.11)$$

حيث Y = مصفوفة الصفة المقاسة (أي محصول الحليب للأبقار).

β = مصفوفة تحتوي على التأثيرات الثابتة Fixed effects أو المكونات غير الوراثية مثل

μ في هذه الحالة.

u = مصفوفة تحتوي على المكونات الوراثية مثل القيم الوراثية للطلائق.

E = مصفوفة أخطاء القياسات Errors.

المصفوفات X ، Z فهي تتكون من معاملات معروفة تكون إما صفرا أو واحدا

كما يظهر ذلك في المثال اللاحق. ولتقدير مكونات β ، u يتم حل معادلات النموذج

الخطي التي يمكن الحصول عليها كما يلي:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (9.12)$$

ونلاحظ هنا صعوبة حل هذه المعادلات لعدم وجود مقلوب المصفوفة للجزء

الأول من المصفوفة السابقة. وقد قام Henderson بإيجاد حل لهذه المشكلة وذلك

بإضافة نسبة تباين الخطأ (σ_e^2) Error variance) إلي تباين الطلائق (σ_s^2) Sire Variance) إلى الجزء Z'Z من الجزء الأول من المصفوفة ، أي إضافة $\frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2}$ أو بمعنى آخر α إلي الخلايا القطرية للجزء Z'Z بالمصفوفة السابقة :

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (9.13)$$

حيث ترمز I إلى المصفوفة الموحدة Identity matrix ذات العناصر القطرية المساوية للقيمة واحد وذلك في حالة تجاهل القرابة بين الأفراد. وعند الأخذ في الاعتبار القرابة بين الأفراد فإن قيمة مقلوب مصفوفة القرابة (A^{-1}) تستخدم بدلا من I كما هو موضح بعد :

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (9.14)$$

وبالتعويض عن المكافئ الوراثي في قيمة σ_s^2 نجد التالي :

$$h_s^2 = \frac{4\sigma_s^2}{\sigma_s^2 + \sigma_e^2} = \frac{4\sigma_s^2}{\sigma_y^2} \quad (9.15)$$

$$\therefore \sigma_s^2 = \frac{1}{4} \sigma_A^2 = \frac{1}{4} h^2 \sigma_Y^2$$

وبالتعويض عن المكافئ الوراثي في قيمة σ_e^2 نجد التالي :

$$\begin{aligned} \therefore \sigma_Y^2 &= \sigma_S^2 + \sigma_e^2 \\ \therefore \sigma_e^2 &= \sigma_Y^2 - \frac{1}{4}h^2\sigma_Y^2 = \left[1 - \frac{1}{4}h^2\right]\sigma_Y^2 \end{aligned} \quad (9.16)$$

وبقسمة σ_e^2 على σ_S^2 نحصل على:

$$\begin{aligned} \therefore \frac{\sigma_e^2}{\sigma_S^2} &= \frac{\left[1 - \frac{1}{4}h^2\right]\sigma_Y^2}{\frac{1}{4}h^2\sigma_Y^2} = \frac{\left[1 - \frac{1}{4}h^2\right]}{\frac{1}{4}h^2} = \frac{4\left[1 - \frac{1}{4}h^2\right]}{h^2} \\ \therefore \frac{\sigma_e^2}{\sigma_S^2} &= \frac{(4 - h^2)}{h^2} \end{aligned} \quad (9.17)$$

وبإضافة قيمة α إلى الخلايا القطرية الخاصة بجزء عناصر الطلائق بالمصفوفة الأولى يمكن حل المعادلات السابقة وإيجاد متوسط Y والقيم الوراثية للطلائق \hat{u} وذلك في حالة تجاهل القرابة بين الأفراد كما يلي:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_S^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (9.18)$$

وعند الأخذ في الاعتبار القرابة بين الأفراد فإن متوسط Y والقيم الوراثية للطلائق \hat{u} نحصل عليها كما يلي:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_S^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (9.19)$$

وبهذه الطريقة نحصل على :

١- تقدير مكونات مصفوفة β وتشتمل هنا على متوسط إنتاج الحليب في القطيع .

٢- تنبؤ بمكونات المصفوفة U وتشتمل على القيم الوراثية للطلائق وتسمى \hat{u} بأحسن متنبئ خطي غير متحيز أو BLUP .

٩,٤ أمثلة محلولة لتقدير BLUP باستخدام النموذج الأبوي Sire Model

مثال محلول رقم (١): البيانات التالية تمثل محصول الحليب السنوي بالكجم لمجموعة من البنات الناتجة من ثلاث طلائق لسلالة ما من ماشية الحليب :

البنات	الطلوقة	محصول الحليب للبنات بالكجم
100	10	5800
200	10	6390
300	10	4500
400	10	4900
500	20	4800
600	20	4900
700	20	4500
800	30	5700
900	30	5400
1000	30	5200

والمراد هنا هو تقدير القيمة التربوية للطلائق مستخدما طريقة BLUP مع

افتراض أن المكافئ الوراثي لمحصول الحليب هو ٠,٢٠

الحل

يتم تقسيم القيمة المظهرية لمحصول الحليب (Y) إلى متوسط القطيع (μ) والقيم التربوية للطلائق الثلاث (U) كما يلي:

$$\begin{bmatrix} 5800 \\ 6390 \\ 4500 \\ 4900 \\ 4800 \\ 4900 \\ 4500 \\ 5700 \\ 5400 \\ 5200 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} [\mu] + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_1 \\ S_2 \\ S_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ e_{13} \\ e_{14} \\ e_{25} \\ e_{26} \\ e_{27} \\ e_{38} \\ e_{39} \\ e_{310} \end{bmatrix} \quad (9.20)$$

$$Y = X \beta + Z U + E$$

ترتبط المصفوفة X بمتوسط القطيع μ بمحصول الحليب Y ، كما ترتبط المصفوفة Z بالقيمة التربوية للطلائق (\hat{S}) في المصفوفة U بمحصول الحليب Y . وتكون معادلات النموذج الخطي طبقاً لهندرسون كما يلي:

$$\begin{bmatrix} 10 & 4 & 3 & 3 \\ 4 & 4 & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 3 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 52090 \\ 21590 \\ 14200 \\ 16300 \end{bmatrix}$$

المصفوفة الأولى المصفوفة الثانية المصفوفة الثالثة

ولهذه المعادلات خصائص معروفة حيث تدل المصفوفة الأولى على أعداد البيانات المختلفة والمنتمة إلى مكونات المصفوفة الثانية الواجب تقديرها . فمثلا الرقم ١٠ يدل على العدد الإجمالي لبيانات محصول الحليب التي ستدخل في حساب متوسط محصول الحليب. كما يدل الرقم ٤ على عدد سجلات البنات الأربعة للطلوقة الأولى والرقم ٣ على عدد البنات للطلوقة الثانية والرقم ٣ الأخير على عدد البنات للطلوقة الثالث . أما المصفوفة الثالثة فتتكون من المجموع الإجمالي لمحصول الحليب وكذلك مجموع محصول الحليب لكل طلوقة على حدة.

ولحل هذه المعادلات وإيجاد تقديرات مكونات المصفوفة الثانية من المعادلات السابقة وجب إضافة $\frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2}$ أو بمعنى آخر α إلى الجزء ZZ من المصفوفة الأولى الخاصة بالطلائق كالتالي :

$$\begin{bmatrix} 10 & 4 & 3 & 3 \\ 4 & 4 + \alpha & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 3 + \alpha & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 3 + \alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 52090 \\ 21590 \\ 14200 \\ 16300 \end{bmatrix}$$

ومع افتراض أن المكافئ الوراثي لمحصول الحليب في هذا القطيع ٠,٢ ، و بالتالي تكون نسبة α المقترحة :

$$\alpha = \frac{4 - h^2}{h^2} = \frac{4 - 0.2}{0.2} = 19$$

وبعد إضافة قيمة α إلى الخلايا القطرية الخاصة بجزء عناصر الطلائق بالمصفوفة الأولى تصبح بذلك المعادلات الجديدة التي يمكن تسميتها بمعادلات Henderson أو معادلات BLUP كما يلي :

$$\begin{bmatrix} 10 & 4 & 3 & 3 \\ 4 & 23 & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 22 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 22 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 52090 \\ 21590 \\ 14200 \\ 16300 \end{bmatrix}$$

وبإضافة α إلي الخلايا القطرية الخاص بجزء عناصر الطلائق بالمصفوفة يمكن حل هذه المعادلات وإيجاد متوسط محصول الحليب $\hat{\mu}$ والقيم التربوية للطلائق الثلاث (\hat{S}) كما يلي :

$$\begin{bmatrix} \hat{\mu} \\ \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 10 & 4 & 3 & 3 \\ 4 & 23 & 0 & 0 \\ 3 & 0 & 22 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 22 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 52090 \\ 21590 \\ 14200 \\ 16300 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5206 \\ +33.36 \\ -64.41 \\ +31.05 \end{bmatrix}$$

وتعبر القيمة ٥٢٠٦ بالعمود الأخير عن متوسط محصول الحليب بالقطيع الذي تم تقديره بطريقة BLUP كما تعبر القيم الثلاث الأخرى بنفس العمود على القيم التربوية (الوراثية) للطلائق الثلاث . ويمكن القول هنا إن هذه القيم تمثل أنصاف القيم الوراثية التجمعية Additive genetic value التي تنتقل إلى النسل . وتأتي قيمة الطلوقة الأولى في المقدمة ثم تليها قيمة الطلوقة الثالثة . أما الطلوقة الثانية فسيعطي نبات يكون محصولها ما قيمته ٦٤ كجم أقل من مستوى القطيع لو استعملت ثانية . هذا كما يمكن الملاحظة أن مجموع القيم التربوية للطلائق الثلاث تساوي الصفر ، وهذه خاصية طريقة BLUP حيث يمكن الاعتماد عليها لمعرفة ما إذا كان حل المعادلات صحيحاً أو خطأ ، زيادة إلى ما يحمله من مميزات أخرى من أنه "أحسن متنبئ خطي غير متحيز" وهذه مميزات هامة لدليل تنبؤ القيم الوراثية اعتماداً على القيم المظهرية المقاسة . وجدير

بالذكر هنا أن هناك بعض الدراسات بالمنطقة العربية قامت بتقدير القيمة التربوية للطلائق باستخدام النموذج الأبوي نذكر منها على سبيل المثال الدراسة التي قام بها Halawa 1993 في مصر.

مثال محلول رقم (٢): إذا كان لديك طلوقتان (S_1, S_2) في قطيع معين (H_1) وطلوقتان أخريان (S_3, S_4) في قطيع آخر (H_2) وكان إنتاج الحليب (كجم) وعدد بنات الطلائق (n) في موسم الإدرار الأول موزعة على أساس ثلاثة مواسم (F) كالتالي:

القطيع Herd	الطلوقة Sire	F_1	F_2	F_3
H_1	S_1	3200	2500	
	N_1	3	2	
	S_2		2300	2800
	N_2		2	1
H_2	S_3	3800	3500	
	N_3	3	4	
	S_4	4200		4800
	N_4	4		2

كون المعادلات والمصفوفات اللازمة لحساب BLUP لكل طلوقة على حدة مع افتراضك لافتراضين فقط . هذا مع العلم بأن قيمة المكافئ الوراثي لصفة إنتاج الحليب

هي ٠,٢

الحل

القطيع Herd	الطلوقة Sire	الموسم الأول F ₁	الموسم الثاني F ₂	الموسم الثالث F ₃	المجموع Total
	S ₁	3200	2500		5700
H ₁	n ₁	3	2		5
	S ₂		2300	2800	5100
	n ₂		2	1	3
	S ₃	3800	3500		7300
H ₂	n ₃	3	4		7
	S ₄	4200		4800	9000
	n ₄	4		2	6
الكلية Total		11200 10	8300 8	7600 3	27100 21

تكوين ثلاث معادلات لفصل السنة :

$$F_1 = 10 F_1 + 3 H_1 + 7 H_2 + 3 S_1 + 3 S_3 + 4 S_4 = 11200$$

$$F_2 = 8 F_2 + 4 H_1 + 4 H_2 + 2 S_1 + 2 S_2 + 4 S_3 = 8300$$

$$F_3 = 3 F_3 + 1 H_1 + 2 H_2 + 1 S_2 + 2 S_4 = 7600$$

تكوين معادلتين للقطيع :

$$H_1 = 3 F_1 + 2 F_2 + 1 F_3 + 8 H_1 + 5 S_1 + 3 S_2 = 10800$$

$$H_2 = 7 F_1 + 4 F_2 + 2 F_3 + 13 H_2 + 7 S_3 + 6 S_4 = 16300$$

تكوين أربعة معادلات للطلائق :

$$S_1 = 3 F_1 + 2 F_2 + 5 H_1 + 5 S_1 = 5700$$

$$S_2 = 2 F_2 + 1 F_3 + 3 H_1 + 2 S_2 = 5100$$

$$S_3 = 3 F_1 + 4 F_2 + 7 H_2 + 7 S_3 = 7300$$

$$S_4 = 4 F_1 + 2 F_3 + 6 H_2 + 6 S_4 = 9000$$

نضع جميع المعادلات السابقة في صورة مصفوفات كما هو موضح بعد:

$$\begin{bmatrix} F_1 & F_2 & F_3 & H_1 & H_2 & S_1 & S_2 & S_3 & S_4 \\ 10 & 0 & 0 & 3 & 7 & 3 & 0 & 3 & 4 \\ 0 & 8 & 0 & 4 & 4 & 2 & 2 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & 1 & 2 & 0 & 1 & 0 & 2 \\ 3 & 4 & 1 & 8 & 0 & 5 & 3 & 0 & 0 \\ 7 & 4 & 2 & 0 & 13 & 0 & 0 & 7 & 6 \\ 3 & 2 & 0 & 5 & 0 & 5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 1 & 3 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 \\ 3 & 4 & 0 & 0 & 7 & 0 & 0 & 7 & 0 \\ 4 & 0 & 2 & 0 & 6 & 0 & 0 & 0 & 6 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{F}_1 \\ \hat{F}_2 \\ \hat{F}_3 \\ \hat{H}_1 \\ \hat{H}_2 \\ \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \\ \hat{S}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 11200 \\ 8300 \\ 7600 \\ 10800 \\ 16300 \\ 5700 \\ 5100 \\ 7300 \\ 9000 \end{bmatrix}$$

ولتحويل معادلات الطلائق إلي معادلات BLUP يجب إضافة

$$\text{على قطر المصفوفة الخاصة باللائق.} \quad \frac{4 - h^2}{h^2} = \frac{4 - 0.2}{0.2} = 19$$

$$\begin{bmatrix}
 F_1 & F_2 & F_3 & H_1 & H_2 & S_1 & S_2 & S_3 & S_4 \\
 10 & 0 & 0 & 3 & 7 & 3 & 0 & 3 & 4 \\
 0 & 8 & 0 & 4 & 4 & 2 & 2 & 4 & 0 \\
 0 & 0 & 3 & 1 & 2 & 0 & 1 & 0 & 2 \\
 3 & 4 & 1 & 8 & 0 & 5 & 3 & 0 & 0 \\
 7 & 4 & 2 & 0 & 13 & 0 & 0 & 7 & 6 \\
 3 & 2 & 0 & 5 & 0 & 24 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 2 & 1 & 3 & 0 & 0 & 22 & 0 & 0 \\
 3 & 4 & 0 & 0 & 7 & 0 & 0 & 26 & 0 \\
 4 & 0 & 2 & 0 & 6 & 0 & 0 & 0 & 25
 \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix}
 \hat{F}_1 \\
 \hat{F}_2 \\
 \hat{F}_3 \\
 \hat{H}_1 \\
 \hat{H}_2 \\
 \hat{S}_1 \\
 \hat{S}_2 \\
 \hat{S}_3 \\
 \hat{S}_4
 \end{bmatrix}
 =
 \begin{bmatrix}
 11200 \\
 8300 \\
 7600 \\
 10800 \\
 16300 \\
 5700 \\
 5100 \\
 7300 \\
 9000
 \end{bmatrix}$$

ولحل هذه المعادلات نفترض أن مستوي القطيع الثاني = صفراً ومقلوب

المصفوفة الأصلية بناء على الفرض السابق هو:

$$\begin{bmatrix}
 10 & 0 & 0 & 3 & 3 & 0 & 3 & 4 \\
 0 & 8 & 0 & 4 & 2 & 2 & 4 & 0 \\
 0 & 0 & 3 & 1 & 0 & 1 & 0 & 2 \\
 3 & 4 & 1 & 8 & 5 & 3 & 0 & 0 \\
 3 & 2 & 0 & 5 & 24 & 0 & 0 & 0 \\
 0 & 2 & 1 & 3 & 0 & 22 & 0 & 0 \\
 3 & 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 26 & 0 \\
 4 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 25
 \end{bmatrix}^{-1}
 =$$

0.146215	0.056627	0.045679	-0.08767	-0.00473	0.00473	-0.02558	-0.02704
0.056627	0.212086	0.055107	-0.13501	0.003374	-0.00337	-0.03916	-0.01346
0.045679	0.055107	0.394675	-0.09646	0.009795	-0.00979	-0.01374	-0.03888
-0.08767	-0.135010	-0.09646	0.265450	-0.03309	-0.01953	0.030886	0.021744
-0.00473	0.003374	0.009795	-0.03309	0.048871	0.00376	0.000026	-0.00002
0.00473	-0.003370	-0.00979	-0.01953	0.003760	0.048871	-0.000020	0.000026
-0.02558	-0.03916	-0.01374	0.030886	0.000026	-0.00002	0.047438	0.005193
-0.02704	-0.01346	-0.03888	0.021744	-0.00002	0.000026	0.005193	0.047438

ثم نضرب المقلوب السابق في مصفوفة الجانب الأيمن RHS كما يلي :

0.146215	0.056627	0.045679	-0.08767	-0.00473	0.004730	-0.02558	-0.02704	11200
0.056627	0.212086	0.055107	-0.13501	0.003374	-0.00337	-0.03916	-0.01346	8300
0.045679	0.055107	0.394675	-0.09646	0.009795	-0.00979	-0.01374	-0.03888	7600
-0.08767	-0.13501	-0.09646	0.265450	-0.03309	-0.01953	0.030886	0.021744	10800
-0.00473	0.003374	0.009795	-0.03309	0.048871	0.003760	0.000026	-0.00002	5700
0.004730	-0.00337	-0.00979	-0.01953	0.003760	0.048871	-0.00002	0.000026	5100
-0.02558	-0.03916	-0.01374	0.030886	0.000026	-0.00002	0.047438	0.005193	7300
-0.02704	-0.01346	-0.03888	0.021744	-0.00002	0.000026	0.005193	0.047438	9000

من حاصل ضرب المصفوفتين السابقتين نحصل على الحلول التالية :

$$\hat{F}_1 = 1074.893$$

$$\hat{F}_2 = 950.164$$

$$\hat{F}_3 = 2482.262$$

$$\hat{H}_1 = 164.1078$$

$$\hat{S}_1 = -10.2311$$

$$\hat{S}_2 = 10.23114$$

$$\hat{S}_3 = 10.56398$$

$$\hat{S}_4 = -10.5639$$

ومن الحلول السابقة ترتب الطلائق كالتالي :

الطلوقة الثالثة ١٠,٥٦٣٩٨

الطلوقة الثانية ١٠,٢٣١١٤

الطلوقة الأولى - ١٠,٢٣١١

الطلوقة الرابعة - ١٠,٥٦٣٩

٩,٥ استخدام النموذج الأبوي لصفة واحدة في تقدير التأثيرات الثابتة BLUE

والقيمة الوراثية BLUP ومكونات التباين

النموذج الأبوي في صورة مصفوفات المستخدم في تقدير أفضل تأثيرات خطية غير متحيزة أي التأثيرات الثابتة (BLUE) Best Linear Unbiased Estimator وفي تقدير أفضل قيم وراثية خطية غير متحيزة (BLUP) Best Linear Unbiased Predictor وفي تقدير مكونات التباين :

$$y = XB + Z_s S + e \quad (9.21)$$

حيث إن :

y = مصفوفة (متجه Vector) تمثل الصفة محل الدراسة.

B = مصفوفة (متجه) التأثيرات الثابتة Vector of fixed effects المراد تقديرها.

S = مصفوفة التأثير العشوائي للطلوقة Matrix of random effect of sire.

X = تمثل مصفوفة التعيين Incidence matrix وبواسطتها تعين المعالم الثابتة المراد تقديرها.

Z_s = مصفوفة التعيين والتي بواسطتها تعين المعالم العشوائية المراد تقديرها.

E = مصفوفة الخطأ العشوائي Matrix of random error .

$$\text{Var}(S) = A\sigma^2 A \quad (9.22)$$

وأن المصفوفة A تمثل مصفوفة القرابة بين الآباء وأن $\sigma^2 s$ هو المكون الأبوي للتباين في العشيرة الأصلية والذي يمثل ربع التباين التجمعي في حالة أنصاف الأشقاء الأبوية .

$$\text{Var}(S) = G \quad (9.23)$$

$$\text{Var}(e) = R \quad \text{usually} = I\sigma^2 e \quad (9.24)$$

$$\text{Cov}(S, e') = 0 \quad (9.25)$$

$$\sigma^2_s = \text{Cov}_{HS} = \frac{1}{4}\sigma^2 A \quad (9.26)$$

$$I\sigma^2 e = 0.75I\sigma^2_A + I\sigma^2_E \quad (9.28)$$

وطبقا لحلول Henderson, 1984 ، Schaeffer and Kennedy, 1986 تصبح

معادلات النموذج المختلط السابق Mixed Model Equations (MME) كما يلي :

$$\begin{matrix} X' \\ Z'_s \\ Z' \end{matrix} \begin{bmatrix} XR^{-1}X & XR^{-1}Z_s & XR^{-1}Z \\ Z'_s R^{-1}X & Z'_s R^{-1}Z_s + A^{-1} \frac{\sigma_e}{\sigma_s} & Z'_s R^{-1}Z \\ Z'R^{-1}X & Z'_s R^{-1}Z_s & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{S} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} XR^{-1}y \\ Z'_s R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \end{bmatrix} \quad (9.29)$$

وعندما تكون $R = I\sigma^2 e$ في المعادلة رقم ٢ السابقة فإنه يمكن تبسيط النموذج

ليصبح كالتالي :

$$\begin{matrix} X' \\ Z'_s \\ Z' \end{matrix} \begin{bmatrix} X\hat{X} & X\hat{Z}_s & X\hat{Z} \\ Z'_s Z'_s X & Z'_s Z'_s + A^{-1} \frac{\sigma_e}{\sigma_s} & Z'_s Z \\ Z'X & Z'_s Z_s & Z'Z + \sigma_e G^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{S} \\ \hat{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X\hat{y} \\ Z'_s y \\ Z'y \end{bmatrix} \quad (9.30)$$

٩.٦ مثال محلول لتقدير التأثيرات الثابتة BLUE والقيمة الوراثية BLUP ومكونات

التباين باستخدام النموذج الأبوي

البيانات التالية تمثل مشاهدات صفة ما في عدة قطعان:

الطلائق Sires	أعداد الحيوانات بالقطعان nij in Herds				ni	مشاهدات الصفة بالقطعان yij. in Herds				Yi..
	1	2	3	4		1	2	3	4	
1	3	5	-	-	8	25	34	-	-	59
2	-	8	4	-	12	-	74	31	-	105
3	4	2	6	8	20	23	11	43	73	150
Total	7	15	10	8		48	119	74	73	

ومن ثم فإن النموذج الخطي Linear model المقترح يكون:

$$Y_{ijk} = S_i + h_j + e_{ijk} \quad (9.31)$$

حيث إن:

h = تأثير القطيع كتأثير ثابت Fixed effect.

$$Var(S) = \frac{A\sigma^2e}{12} \quad (9.32)$$

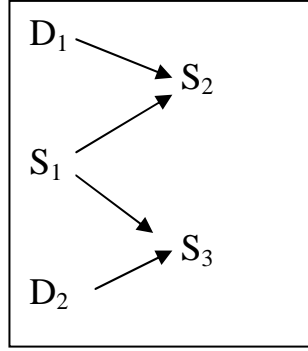
$$A^{-1}(12) = \frac{\sigma^2e}{\sigma^2s} \quad (9.33)$$

$$Var(e) = I\sigma^2e \quad (9.34)$$

وبافتراض مصفوفة القرابة التالية:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.5 \\ 0.5 & 0.25 & 1 \end{bmatrix} \quad (9.35)$$

أي أن سجل النسب هو :



بالتالي فإن مقلوب المصفوفة A هو :

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} -1.6666667 & -0.6666667 & -0.6666667 \\ -0.6666667 & 1.3333333 & 0 \\ -0.6666667 & 0 & 1.3333333 \end{bmatrix} \quad (9.36)$$

وبضرب قيمة $\frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 s}$ والتي تساوي ١٢ في مقلوب مصفوفة القرابة نحصل

علي :

$$A^{-1}(12) = \begin{bmatrix} 20 & -8 & -8 \\ -8 & 16 & 0 \\ -8 & 0 & 16 \end{bmatrix} \quad (9.37)$$

وحيث إن h هو التأثير الثابت Fixed effect للقطيع فإنه يلزمنا تكوين معادلات أقل المربعات العادية Ordinary least squares equations والتي يرمز لها بالرمز OLS والتي تأخذ الصورة التالية:

$$\begin{matrix} S_1 \\ S_2 \\ S_3 \\ H_1 \\ H_2 \\ H_3 \\ H_4 \end{matrix} \begin{bmatrix} n_{1.} & 0 & 0 & n_{11} & n_{12} & n_{13} & n_{14} \\ & n_{2.} & 0 & n_{21} & n_{22} & n_{23} & n_{24} \\ & & n_{3.} & n_{31} & n_{32} & n_{33} & n_{34} \\ & & & n_{.1} & 0 & 0 & 0 \\ & & & & n_{.2} & 0 & 0 \\ & & & & & n_{.3} & 0 \\ & & & & & & n_{.4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1.} \\ y_{2.} \\ y_{3.} \\ y_{.1} \\ y_{.2} \\ y_{.3} \\ y_{.4} \end{bmatrix} \quad (9.38)$$

ومن مثالنا السابق فإن معادلات OLS تصبح:

$$\begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 20 & 4 & 2 & 6 & 8 \\ 3 & 0 & 4 & 7 & 0 & 0 & 0 \\ 5 & 8 & 2 & 0 & 15 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 6 & 0 & 0 & 10 & 0 \\ 0 & 0 & 8 & 0 & 0 & 0 & 8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \\ \hat{h}_1 \\ \hat{h}_2 \\ \hat{h}_3 \\ \hat{h}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 59 \\ 105 \\ 150 \\ 48 \\ 119 \\ 74 \\ 73 \end{bmatrix} \quad (9.39)$$

وبإضافة المصفوفة رقم (٩,٣٧) إلي المقطع من المصفوفة رقم (٩,٣٩) والخاص بالطلائق ينتج معادلات النموذج المختلط (MME) الموضحة في المعادلة رقم (٩,٤٠).

$$\begin{bmatrix} 28 & -8 & -8 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ & 28 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ & & 36 & 4 & 2 & 6 & 8 \\ & & & 7 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 15 & 0 & 0 \\ & & & & & 10 & 0 \\ & & & & & & 8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{S}_i \\ \\ \\ \\ \\ \hat{h}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 59 \\ 105 \\ 150 \\ 48 \\ 119 \\ 74 \\ 73 \end{bmatrix} \quad (9.40)$$

وبقلب مصفوفة الأعداد وضربها في متجه الجانب الأيمن Right hand side

((RHS)) بمعادلات النموذج المختلط السابق (معادلة رقم ٩ - ٤٠) نحصل على المعادلة رقم (٩ - ٤١).

$$\begin{bmatrix} 0.0764 & 0.0436 & 0.0432 & -0.0574 & -0.0545 & -0.0434 & -0.0432 \\ 0.0436 & 0.0712 & 0.0320 & -0.0370 & -0.0568 & -0.0477 & -0.0320 \\ 0.0432 & 0.0320 & 0.0714 & -0.0593 & -0.0410 & -0.0556 & -0.0714 \\ -0.0574 & -0.0370 & -0.0593 & 0.2014 & 0.0468 & 0.0504 & 0.0593 \\ -0.0545 & -0.0568 & -0.0410 & 0.0468 & 0.1206 & 0.0473 & 0.0410 \\ -0.0434 & -0.0477 & -0.0556 & 0.0504 & 0.0473 & 0.15240 & 0.0556 \\ -0.0432 & -0.0320 & -0.0714 & 0.0593 & 0.0410 & 0.0556 & 0.1964 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{S}_i \\ \\ \\ \\ \\ \hat{h}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 59 \\ 105 \\ 150 \\ 48 \\ 119 \\ 74 \\ 73 \end{bmatrix} \quad (9.41)$$

$$\therefore \begin{bmatrix} \hat{S}_1 \\ \hat{S}_2 \\ \hat{S}_3 \\ \hat{h}_1 \\ \hat{h}_2 \\ \hat{h}_3 \\ \hat{h}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.036661 \\ 0.453353 \\ -0.435022 \\ 7.121439 \\ 7.761769 \\ 7.479672 \\ 9.56002 \end{bmatrix} \quad (9.42)$$

دعنا نقدر مكونات التباين باستخدام طريقة تقدير أقل تباين تربيعي غير خطي Minimum variance quadratic estimate (MIVQUE) أي تقدير $(\sigma^2 e)$ من متوسط مربعات المتبقي (MS_e) باستخدام معادلات OLS وكذلك قيمة $\sigma^2 S$. فإذا كانت حلول معادلات OLS بالمصفوفة الأصلية هي:

$$[10.14097 \quad 11.51238 \quad 9.12500 \quad -2.70328 \quad -2.80359 \quad -2.67995 \quad 0]$$

وطبقا للفرض بأن $\hat{h}_4 = 0$ فإنه يمكن حساب Reduction in SS of full model

كالتالي:

$$R(\text{Full model}) = \hat{B}'y \quad (9.43)$$

$$= [10.14047 \quad 11.51238 \quad 9.12500 \quad -2.70328 \quad -2.80359 \quad -2.67995 \quad 0]$$

$$\begin{bmatrix} 59 \\ 105 \\ 150 \\ 48 \\ 119 \\ 74 \\ 73 \end{bmatrix} = 2514.1662$$

$$y'y = 2922 \quad (9.44)$$

$$\therefore \sigma^2_e = \frac{(y'y - \hat{B}'X'y)}{n. - (S-1)(h-1)} = \frac{2922 - 2514.1662}{40 - (2 \times 3)} = 11.3287 \quad (9.45)$$

حيث أن المقام في المعادلة السابقة يمثل درجات الحرية للخطأ df_{error} وأن

$$MS_e = \sigma^2_e$$

ولحساب مكونات التباين يلزم ذلك حساب $\hat{S} \hat{A}^{-1} \hat{S}$ وعمل التوقعات

Expectations لها :

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.6666667 & -0.6666667 & -0.6666667 \\ -0.6666667 & 1.3333333 & 0 \\ -0.6666667 & 0 & 1.3333333 \end{bmatrix}$$

$$\hat{S}' \hat{A}^{-1} \hat{S} =$$

$$\begin{bmatrix} -0.036661 & 0.453353 & -0.435022 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.6666667 & -0.6666667 & -0.6666667 \\ -0.6666667 & 1.3333333 & 0 \\ -0.6666667 & 0 & 1.3333333 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.036661 \\ 0.453353 \\ -0.435022 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} -0.0732373 & 0.6289111 & -0.5555885 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.036661 \\ 0.453353 \\ -0.435022 \end{bmatrix}$$

$$= 0.5294969 \dots\dots\dots (9.46)$$

$$Var(RHS \text{ of MME}) = \begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 20 & 4 & 2 & 6 & 8 \\ 3 & 0 & 4 & 7 & 0 & 0 & 0 \\ 5 & 8 & 2 & 0 & 15 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 6 & 0 & 0 & 10 & 0 \\ 0 & 0 & 8 & 0 & 0 & 0 & 8 \end{bmatrix} \sigma^2 +$$

$$\begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 \\ 0 & 0 & 20 \\ 3 & 0 & 4 \\ 5 & 8 & 2 \\ 0 & 4 & 6 \\ 0 & 0 & 8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.25 \\ 0.5 & 0.25 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 20 & 4 & 2 & 6 & 8 \end{bmatrix} \dots (9-47)$$

وعمليات ضرب المصفوفات في الجزء الثاني من المعادلة رقم (٩-٤٧) يتمثل

في:

$$\begin{bmatrix} 8 & 4 & 4 \\ 6 & 12 & 3 \\ 10 & 5 & 20 \\ 5 & 2.5 & 5.5 \\ 10 & 11 & 6.5 \\ 5 & 5.5 & 7 \\ 4 & 2 & 8 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 20 & 4 & 2 & 6 & 8 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 64 & 48 & 80 & 40 & 80 & 40 & 64 \\ & 144 & 60 & 30 & 132 & 66 & 24 \\ & & 400 & 110 & 130 & 140 & 160 \\ & & & 37 & 56 & 43 & 44 \\ & & & & 151 & 83 & 52 \\ & & & & & 64 & 56 \\ & & & & & & 64 \end{bmatrix} \sigma^2_s \quad (9.48)$$

$$\text{Var}(S) = C_s (\text{matrix9} - 48) C_s' \sigma_s^2 + C_s (\text{matrix9} - 41) C_s' \sigma_e^2$$

حيث إن Cs تمثل الصفوف الثلاثة الأولى من المصفوفة رقم ٩.٤١ الخاصة بالطلائق .

ينتج من نهاية ضرب المصفوفات الموجودة بالجزء الأول والثاني بالمعادلة رقم ٩.٤٩ مصفوفة ٣×٣ كما هو مبين بعد :

$$\therefore \text{Var}(\hat{S}) = \begin{bmatrix} 0.0764 & 0.0436 & 0.0432 & -0.0574 & -0.0545 & -0.0434 & -0.0432 \\ 0.0436 & 0.0712 & 0.032 & -0.037 & -0.0568 & -0.0477 & -0.0320 \\ 0.0432 & 0.0320 & 0.0714 & -0.0593 & -0.041 & -0.0556 & -0.0714 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 64 & 48 & 80 & 40 & 80 & 40 & 64 \\ 48 & 144 & 60 & 30 & 132 & 66 & 24 \\ 80 & 60 & 400 & 110 & 130 & 140 & 160 \\ 40 & 30 & 110 & 37 & 56 & 43 & 44 \\ 80 & 132 & 130 & 56 & 151 & 83 & 52 \\ 40 & 66 & 140 & 43 & 83 & 64 & 56 \\ 64 & 64 & 160 & 44 & 52 & 56 & 64 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.0764 & 0.0436 & 0.0432 \\ 0.0436 & 0.0712 & 0.0320 \\ -0.0432 & 0.0320 & 0.0714 \\ -0.0574 & -0.037 & -0.0593 \\ -0.0545 & -0.0568 & -0.0410 \\ -0.0434 & -0.0477 & -0.0556 \\ -0.0432 & -0.0320 & -0.0714 \end{bmatrix} \sigma^2_s$$

$$+ \begin{bmatrix} 0.0764 & 0.0436 & 0.0432 & -0.0574 & -0.0545 & -0.0434 & -0.0432 \\ 0.0436 & 0.0712 & 0.032 & -0.037 & -0.0568 & -0.0477 & -0.0320 \\ 0.0432 & 0.0320 & 0.0714 & -0.0593 & -0.041 & -0.0556 & -0.0714 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 8 & 0 & 0 & 3 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 12 & 0 & 0 & 8 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 20 & 4 & 2 & 6 & 8 \\ 3 & 0 & 4 & 7 & 0 & 0 & 0 \\ 5 & 8 & 2 & 0 & 15 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 6 & 0 & 0 & 10 & 0 \\ 0 & 0 & 8 & 0 & 0 & 0 & 8 \end{bmatrix} \quad (9.50)$$

$$\begin{bmatrix} 0.0764 & 0.0436 & 0.0432 \\ 0.0436 & 0.0712 & 0.0320 \\ 0.0432 & 0.0320 & 0.0714 \\ -0.0574 & -0.037 & -0.0593 \\ -0.0545 & -0.0568 & -0.0410 \\ -0.0434 & -0.0477 & -0.0556 \\ -0.0432 & -0.0320 & -0.0714 \end{bmatrix} \sigma^2 e$$

$$\therefore \text{Var}(\hat{S}) = \begin{bmatrix} 0.005492 & -0.001451 & -0.001295 \\ -0.001451 & 0.007677 & -0.006952 \\ -0.001295 & -0.006952 & 0.007599 \end{bmatrix} \sigma^2 e +$$

$$\begin{bmatrix} 0.017338 & -0.00562 & -0.003047 \\ & 0.053481 & -0.050670 \\ & & 0.052193 \end{bmatrix} \sigma^2 s \quad (9.51)$$

وعند عمل التوقعات Expectations للمكونات $\hat{S}'A^{-1}\hat{S}$ نجد أن :

$$E(\hat{S}'A^{-1}\hat{S}) = \text{tr. } A^{-1}(\text{matrix}18) = 0.033184\sigma^2 e + 0.181355\sigma^2 s$$

$$E(\hat{S}'A^{-1}\hat{S}) = \left\{ \begin{array}{l} \left[\begin{array}{ccc} 1.6666667 & -0.6666667 & -0.6666667 \\ & 1.333333 & 0 \\ & & 1.333333 \end{array} \right] \\ \left[\begin{array}{ccc} 0.005492 & -0.001451 & -0.001295 \\ & 0.007677 & -0.006952 \\ & & 0.007599 \end{array} \right] \sigma^2_e + \\ \left[\begin{array}{ccc} 1.6666667 & -0.6666667 & -0.6666667 \\ & 1.333333 & 0 \\ & & 1.333333 \end{array} \right]^{A^{-1}} \\ \left[\begin{array}{ccc} 0.017338 & -0.00562 & -0.003047 \\ & 0.053481 & -0.050670 \\ & & 0.052193 \end{array} \right] \sigma^2_s \end{array} \right\}$$

$$E(\hat{S}'A^{-1}\hat{S}) = \left\{ \begin{array}{l} \left[\begin{array}{ccc} 0.010984 & -0.0489636 & -0.0025897 \\ & 0.0112033 & -0.405998 \\ & & 0.010995 \end{array} \right] \sigma^2_e + \\ \left[\begin{array}{ccc} 0.034676 & -0.011244 & -0.0066957 \\ & 0.0750559 & -0.0655286 \\ & & 0.0695906 \end{array} \right] \sigma^2_s \end{array} \right\}$$

حيث إن مجموع الخلايا القطرية Trace of matrix بمصفوفة الجزء الأول من المعادلة الأخيرة يساوي ٠,٠٣٣١٨٢٣ وأن مجموع الخلايا القطرية في مصفوفة الجزء الثاني من المعادلة يساوي ٠,١٧٩٣٢٢٥ ومن ثم فإن :

$$\therefore E(\hat{S}'A^{-1}\hat{S}) = 0.033184\sigma^2_e + 0.181355\sigma^2_s \quad (9.52)$$

ومن المعلوم سابقا من المعادلة رقم ٩,٤٥ ومن المعادلة رقم ٩,٤٦ وأن :

$$\sigma^2 e = 11.3287$$

$$\widehat{S}'A^{-1}\widehat{S} = 0.5294969$$

$$\therefore 0.5294969 = 0.033184(11.3287) + 0.181355\sigma^2 s$$

$$\therefore \sigma^2 s = \frac{0.5294969 - 0.033184(11.3287)}{0.181355} =$$

$$\frac{0.1535653}{0.181355} = 0.8467663 \dots (9 - 53)$$

وفي النهاية فإن مكونات التباين التي تم تقديرها تصبح :

$$\sigma^2 e = 11.3287$$

$$\sigma^2 s = 0.8467663$$

التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام Animal Model نموذج الحيوان وتوفر سجل واحد للحيوان

١٠.١ مفهوم نموذج الحيوان Concept of Animal model

يعد نموذج الحيوان Animal Model مجموعة من النماذج الخطية Linear Models تتميز بالخواص الموجودة في طريقة BLUP وتتلاقى كلها في نقطة واحدة ألا وهي التقييم الوراثي الشامل لجميع الحيوانات في قطاع معين أو في جهة معينة خلافا لما هو معمول به في طرق التقييم التقليدية (Meyer, 1989; Kennedy, 1989; Boldmann et al, 1995; Mrode, 2005). أي أن هناك تقييما مختلفا وخاصا لكل من الطلائق والأبقار كل على حدة . ومن الملاحظ أيضا أن العلاقة بين الأنساب Relationship between relatives تؤخذ بعين الاعتبار في التقييم الوراثي باستخدام نموذج الحيوان . وبالتالي فإن كل فرد من المجموعة يتم تقييمه اعتمادا على قيمته المظهرية والقيم الوراثية لأقاربه. وبهذا الأسلوب فإن القيم الوراثية المقدرة للحيوان تكون أكثر دقة ، وهو ما يجعل مربّي الحيوان يجد ميزة في هذه الطريقة الجديدة التي أعطت إلى القياسات المتكررة Repeated

records أهمية كبرى . فمحصول الحليب مثلا يعد صفة مقاسة متكررة وبالتالي يمكن إضافة تأثير البيئة الدائمة Permanent environmental effect إلى نموذج التقييم الوراثي. ويمكن من خلال هذه الإضافة تقدير القدرة الإنتاجية الحقيقية للأبقار Real producing ability والتي تمثل القيمة الوراثية التجمعية للبقرة بالإضافة إلى القيمة البيئية الدائمة التي تلازمها طوال إنتاجها. ويعتمد على القيمة البيئية الدائمة في التنبؤ بقدرة إنتاج البقرة في المستقبل وتكون بالتالي دليلا يعتمد عليه في استبعاد الأبقار المتدنية الإنتاج . أما انتخاب أبقار الاستبدال Replacement cows أو انتخاب أمهات الأجيال القادمة في القطيع فيجب أن تكون وفقا للقيم الوراثية المقدرة.

١٠.٢ النموذج الخطي لنموذج الحيوان وتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية

١٠.٢.١ النموذج الخطي المقترح للتقييم الوراثي

النموذج الخطي المقترح للتقييم الوراثي لمجموعة من الأبقار هو:

$$Y = \mu + S + A + P + E \quad (10.1)$$

حيث: Y = متوسط إنتاج الحليب في القطيع

Y = محصول الحليب على سبيل المثال.

S = تأثير فصل الولادة للبقرة.

A = القيم الوراثية التجمعية Additive genetic value

P = تأثير البيئة الدائمة Permanent environmental effect.

E = أخطاء القياسات أو التأثيرات غير الملموسة و التي لم يستطع معرفتها.

وباستخدام رموز المصفوفات تكون معادلة هذا النموذج هي (Mrode, 2005):

$$Y = XF + Z_a U_a + Z_p U_p + e \quad (10.2)$$

حيث $Y =$ مصفوفة محصول الحليب.

$F =$ مصفوفة التأثيرات الثابتة Fixed effects مثل فصل الولادة على سبيل المثال.

$U_a =$ مصفوفة تحتوي على القيم الوراثية التجمعية للأبقار Additive genetic values for cows.

$U_p =$ مصفوفة القيم البيئية الدائمة التي تلازم البقرة طوال إنتاجها.

$X =$ مصفوفة تربط مكونات التأثيرات الثابتة Fixed effects مثل فصل الولادة \hat{a}

بالمصفوفة Y لمحصول الحليب.

$Z_a =$ مصفوفة تربط مكونات القيم الوراثية التجمعية a بالمصفوفة Y لمحصول الحليب.

$Z_p =$ مصفوفة تربط مكونات القيم البيئية الدائمة (U_p) بالمصفوفة Y لمحصول الحليب.

$e =$ مصفوفة أخطاء القياسات.

١٠,٢,٢ تقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية في حالة تجاهل القرابة بين الأفراد

ولتقدير مكونات \hat{a} ، U_a ، U_p في حالة تجاهل القرابة بين الأفراد وجب حل المعادلات

اللاحقة باستخدام أسلوب هندرسون كما يلي:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & 0 & X'Z_p \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & Z_a'Z_p \\ 0 & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & 0 \\ X_p'X & Z_p'Z_a & 0 & Z_p'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u}_{a1} \\ \hat{u}_{a2} \\ \hat{u}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z_a'Y \\ 0 \\ Z_p'Y \end{bmatrix} \quad (10.3)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u}_{a1} \\ \hat{u}_{a2} \\ \hat{u}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & 0 & X'Z_p \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & Z_a'Z_p \\ 0 & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & 0 \\ X_p'X & Z_p'Z_a & 0 & Z_p'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X'Y \\ Z_a'Y \\ 0 \\ Z_p'Y \end{bmatrix} \quad (10.4)$$

١٠.٢.٣ تقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية عند الأخذ في الاعتبار القرابة بين الأفراد

وعند الأخذ في الاعتبار القرابة بين الأفراد فإن قيمة مقلوب مصفوفة القرابة (A^{-1}) تستخدم بدلا من I كما هو موضح بعد:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & 0 & X'Z_p \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & Z_a'Z_p \\ 0 & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & 0 \\ X_p'X & Z_p'Z_a & 0 & Z_p'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u}_{a1} \\ \hat{u}_{a2} \\ \hat{u}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z_a'Y \\ 0 \\ Z_p'Y \end{bmatrix} \quad (10.5)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{u}_{a1} \\ \hat{u}_{a2} \\ \hat{u}_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'X & X'Z_a & 0 & X'Z_p \\ Z_a'X & Z_a'Z_a + A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & Z_a'Z_p \\ 0 & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & A^{-1} \frac{\sigma_e^2}{\sigma_s^2} & 0 \\ X_p'X & Z_p'Z_a & 0 & Z_p'Z_a + I \frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X'Y \\ Z_a'Y \\ 0 \\ Z_p'Y \end{bmatrix} \quad (10.6)$$

ويلاحظ في هذه المعادلات أن المصفوفة الأولى والمصفوفة الثالثة يحملان معلومات معروفة. والمصفوفة الأولى تحتوي على أعداد البيانات المرتبطة بكل معامل في المصفوفة الثانية وقد أضيفت لها معلومات خاصة أدخلها هندرسون Henderson

1984 وهي تتعلق بنسب تباين: $\left[\frac{\sigma_e^2}{\sigma_p^2} = \alpha_p \right]$ أو $\left[\frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} = \alpha_a \right]$ إضافة إلى العلاقة

الوراثية بين حيوانات هذه المجموعة مما يمكننا من تقييم الحيوانات التي لها سجلات في \hat{U}_{a1} (Evaluation of animals with records) والتي لم يكن لها بيانات مسجلة كالأباء \hat{U}_{a2} (Evaluation of Animals without records). أما المصفوفة الثالثة فتحتوي على مجموع إنتاج الحليب لكل عامل من عوامل المصفوفة الثانية.

١٠,٣ النموذج الوراثي التجمعي للحيوان في حالة توافر سجل واحد للصفة لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية ومكونات التباين

١٠,٣,١ نموذج الحيوان المقترح

يتمثل نموذج الحيوان في:

$$y = XB + Zu + Za + e . \quad (10.7)$$

حيث:

X = متجه السجلات علي الحيوان.

B = التأثيرات الثابتة Fixed effects.

u = التأثيرات العشوائية Random effects بخلاف القيمة التربوية للحيوان.

Z = القيمة الوراثية Additive genetic value للحيوان.

a = متجه الحيوانات التي لها سجلات حيث يكون $Za = I$.

e = الخطأ العشوائي.

١٠,٣,٢ توقعات مكونات التباين والتغاير

ومن ثم فإن توقعات مكونات التباين تكون:

$$\begin{aligned} V(u) = G, \quad V(a) = A\sigma_a^2, \\ \text{Var}(e) = R = I\sigma_e^2 \dots\dots\dots \rightarrow \end{aligned} \quad (10.8)$$

وأن توقعات مكونات التغير تكون :

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u, a') = 0, \quad \text{Cov}(u, e') = 0, \\ \text{Cov}(a, e') = 0 \dots\dots\dots \rightarrow \end{aligned} \quad (10.9)$$

١٠.٣.٣ معادلات النموذج المختلط

فإذا كانت Za لا تساوي I فإن معادلات النموذج المختلط Mixed model equations تصبح :

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z & X'R^{-1}Z_a \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} & Z'R^{-1}Z_a \\ Z'_a R^{-1}X & Z'_a R^{-1}Z & Z'_a R^{-1}Z_a + \frac{A^{-1}}{\sigma_a^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \\ Z'_a R^{-1}y \end{bmatrix} \quad (10.10)$$

ونظراً لأن وجود المصفوفة I لم يغير شيئاً في النموذج السابق فإنه في هذه الحالة يمكن الاستغناء عن المصفوفات Z_a في المصفوفة السابقة وتصبح المصفوفة كما يلي :

$$\begin{bmatrix} X'R^{-1}X & X'R^{-1}Z & X'R^{-1} \\ Z'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} & Z'R^{-1} \\ R^{-1}X & R^{-1}Z & Z'_aR^{-1} + \frac{A^{-1}}{\sigma^2a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'R^{-1}y \\ Z'R^{-1}y \\ Z'_aR^{-1}y \end{bmatrix} \quad (10.11)$$

وبالتعويض عن $R = I\sigma^2e$ ثم بضرب المعادلة (١٠ - ١١) في σ^2e فإن النموذج السابق يصبح:

$$\sigma^2e \begin{bmatrix} X' \frac{1}{I\sigma^2e} X & X' \frac{1}{I\sigma^2e} Z & X' \frac{1}{I\sigma^2e} \\ Z' \frac{1}{I\sigma^2e} X & Z' \frac{1}{I\sigma^2e} Z + G^{-1} & Z' \frac{1}{I\sigma^2e} \\ \frac{1}{I\sigma^2e} X & Z \frac{1}{I\sigma^2e} & \frac{1}{I\sigma^2e} + \frac{A^{-1}}{\sigma^2a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X' \frac{1}{I\sigma^2e} y \\ Z' \frac{1}{I\sigma^2e} y \\ \frac{1}{I\sigma^2e} y \end{bmatrix} \quad (10.12)$$

ويمكن تبسيط المعادلة رقم (١٠, ١٢) لتصبح:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + \sigma^2 e G^{-1} \\ X & Z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \\ y \end{bmatrix} \quad (10.13)$$

فإذا كان عدد الحيوانات المتاحة كبيرا فإنه يمكن استخدام طريقة هندرسون لحساب مقلوب مصفوفة القرابة (Henderson, 1976) . A

١٠,٤ أمثلة محلولة لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية ومكونات التباين من

نموذج الحيوان لصفة واحدة عند توافر سجل واحد للحيوان

١٠,٤,١ مثال محلول لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية

البيانات التالية تمثل الزيادة اليومية قبل الفطام (بالكجم) لمجموعة من عجول الأبقار:

رقم العجل	الجنس	الأب Sire	الأم Dam	الزيادة اليومية قبل الفطام بالكجم
٤	ذكر	١	-	٤,٥
٥	أنثي	٣	٢	٢,٩
٦	أنثي	١	٢	٣,٩
٧	ذكر	٤	٥	٣,٥
٨	ذكر	٣	٦	٥,٠

والمراد تقدير تأثير الجنس والتنبؤ بالقيمة التربوية لكل الحيوانات الموجودة في البيانات السابقة مفترضا أن $\sigma_a^2 = 20$ ، $\sigma_e^2 = 40$ ومن ثم فإن $\alpha = \frac{40}{20} = 2$.

١.١.٤.١ نموذج الحيوان المقترح

نموذج الحيوان الذي يوصف البيانات السابقة هو:

$$Y_{ijk} = P_i + a_j + e_{ijk} \quad (10-14)$$

حيث:

$$Y_{ijk} = \text{الزيادة اليومية للعجل } z \text{ للجنس } i0$$

$$P_i = \text{تأثير الجنس } i0$$

$$a_j = \text{التأثير العشوائي للعجل } j0$$

$$e_{ijk} = \text{تأثيرات الخطأ العشوائي}$$

وبكتابة النموذج السابق في صورة مصفوفات يصبح كالتالي:

$$Y = X\beta + Za + e \quad (10.15)$$

حيث: $Y =$ مصفوفة الصفة المقاسة ($n \times 1$) ، وأن n تمثل عدد السجلات .
 $\beta =$ مصفوفة تحتوي التأثيرات الثابتة Fixed effects (مصفوفة $1 \times p$) ، وأن p تمثل عدد مستويات التأثير الثابت.

$a =$ مصفوفة التأثيرات العشوائية للحيوان Matrix of Random animal effects (مصفوفة $1 \times q$) ، وأن q تمثل عدد مستويات التأثير العشوائي.

$$e = \text{مصفوفة التأثيرات العشوائية المتبقية (مصفوفة } n \times 1 \text{)}$$

$$X = \text{مصفوفة } n \times p \text{ وهي تربط الصفة المقاسة } Y \text{ بالتأثير الثابت } \beta .$$

$$Z = \text{مصفوفة } n \times q \text{ وهي تربط الصفة المقاسة } Y \text{ بالتأثير العشوائي للحيوان } a .$$

١٠,٤,١,٢ توقعات النموذج

والتوقعات للنموذج السابق Expectations of model تكون كالتالي :

$$E(Y) = X\beta, E(a) = 0, E(e) = 0 \quad (10-16)$$

ومن ثم فإن تباينات وتغايرات النموذج السابق تصبح :

$$\text{Var}(e) = I\sigma^2e = R \quad (10-17)$$

$$\text{Var}(a) = A\sigma^2a = G \quad (10-18)$$

$$\text{Cov}(a,e) = \text{Cov}(e,a) = 0 \quad (10-19)$$

حيث A تمثل مصفوفة القرابة بين الأفراد.

١٠,٤,١,٣ تكوين المصفوفات وحل معادلات النموذج وتقدير β ، a

لتقدير مكونات β ، a يتم حل معادلات النموذج الخطي التي يمكن الحصول عليها

كما يلي :

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + A^{-1}\alpha \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'Y \\ Z'Y \end{bmatrix} \quad (10.20)$$

حيث :

$$\alpha = \frac{\sigma^2e}{\sigma^2a} = \frac{(1 - h^2)}{h^2} \quad (10.21)$$

ويلاحظ هنا أن معادلات المصفوفة الأولى ليست مستقلة أو اعتمادية علي بعضها

Equations in dependency ومن ثم يطلق علي هذه المصفوفة أنها ليست مصفوفة كاملة

.Full Rank (Meyer, 1989)

ولحل معادلات النموذج السابق يلزم ذلك تكوين المصفوفة التالية :

المصفوفة X : ■

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (10.22)$$

وهنا يشير الصف الأول إلي أن القيمة الأولى والرابعة والخامسة هي للعجول الذكور بينما يشير الصف الثاني إلي أن القيمة الثانية والرابعة هي للعجول الإناث.

• المصفوفة Z:

الحيوانات أرقام ١ ، ٢ ، ٣ ليس لها سجلات لأنها آباء ومن ثم فإن Z تشمل على الحيوانات التي لها سجلات والحيوانات التي بدون سجلات • وطبقا لهذا فإن Z تكون:

$$Z = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (10-23)$$

• المصفوفة Y:

$$Y' = [4.5 \quad 2.9 \quad 3.9 \quad 3.5 \quad 5.0] \quad \dots\dots\dots (10-24)$$

• حاصل ضرب X' في Z:

$$X'Z = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (10-25)$$

ومن ثم فإن Z'X هي معكوس Transpose حاصل ضرب X'Z .

• حاصل ضرب X' في Y:

$$X'Y = \begin{bmatrix} 13.0 \\ 6.8 \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (11-26)$$

• حاصل ضرب Z في Y :

$$Z'Y = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 4.5 \\ 2.9 \\ 3.9 \\ 3.5 \\ 5.0 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11 - 27)$$

١٠,٤,١,٤ إيجاد حلول لمعادلات المربعات الدنيا:

وباستخدام المصفوفات السابقة يمكن إيجاد حل لمعادلات المربعات الدنيا Least square

(LSE equations) كما هو موضح بعد:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10-28)$$

وللمثال السابق فإن معادلات المربعات الدنيا Least square equations تكون:

$$\begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \hat{a}_1 \\ \hat{a}_2 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{a}_4 \\ \hat{a}_5 \\ \hat{a}_6 \\ \hat{a}_7 \\ \hat{a}_8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 13.0 \\ 6.8 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 4.5 \\ 2.9 \\ 3.9 \\ 3.5 \\ 5.0 \end{bmatrix} \quad \dots (10-29)$$

وباستخدام صيغة Henderson 1976, 1984 ، Thompson 1977 ، Van Vleck, 1993

كما تم توضيحه سابقا نجد أن مقلوب مصفوفة القرباة (A^{-1}) هو:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.833 & 0.5000 & 0.000 & -0.667 & 0.000 & -1.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.500 & 2.000 & 0.500 & 0.000 & -1.000 & -1.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.500 & 2.000 & 0.000 & -1.000 & 0.500 & 0.000 & -1.000 \\ -0.667 & 0.000 & 0.000 & 1.833 & 0.500 & 0.000 & -1.000 & 0.000 \\ 0.000 & -1.000 & -1.000 & 0.500 & 2.500 & 0.000 & -1.000 & 0.000 \\ -1.000 & -1.000 & 0.500 & 0.000 & 0.000 & 2.500 & 0.000 & -1.000 \\ 0.000 & 0.000 & 0.000 & -1.000 & -1.000 & 0.000 & 2.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & -1.000 & 0.000 & 0.000 & -1.000 & 0.000 & 2.000 \end{bmatrix} \rightarrow (10-30)$$

وبضرب قيمة α وهي ٢ (من البيانات المعطاة في المثال) في كل عنصر من

مقلوب مصفوفة القرباة (A^{-1}) نحصل على القيمة $A^{-1}\alpha$ والتي تضاف إلي الخلايا

القطرية الخاصة بجزء عناصر التأثيرات العشوائية للحيوان (a) ، وبإضافة $A^{-1}\alpha$ إلي

$Z'Z$ نحصل على معادلات النموذج المختلط (Mixed model equations (MME) التالية:

$$\begin{bmatrix} \hat{b}_1 \\ \hat{b}_2 \\ \hat{a}_1 \\ \hat{a}_2 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{a}_4 \\ \hat{a}_5 \\ \hat{a}_6 \\ \hat{a}_7 \\ \hat{a}_8 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 1.000 \\ 0.000 & 2.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 3.667 & 1.000 & 0.000 & -1.333 & 0.000 & -2.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 1.000 & 4.000 & 1.000 & 0.000 & -2.000 & -2.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.000 & 0.000 & 1.000 & 4.000 & 0.000 & -2.000 & 1.000 & 0.000 & -2.000 \\ 1.000 & 0.000 & -1.333 & 0.000 & 0.000 & 4.667 & 1.000 & 0.000 & -2.000 & 0.000 \\ 0.000 & 1.000 & 0.000 & -2.000 & -2.000 & 1.000 & 6.000 & 0.000 & -2.000 & 0.000 \\ 0.000 & 1.000 & -2.000 & -2.000 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 6.000 & 0.000 & -2.000 \\ 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & -2.000 & -2.000 & 0.000 & 5.000 & 0.000 \\ 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & -2.000 & 0.000 & 0.000 & -2.000 & 0.000 & 5.000 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 130 \\ 68 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 45 \\ 29 \\ 39 \\ 35 \\ 50 \end{bmatrix}$$

.....→ (10-31)

وبقلب مصفوفة المعاملات السابقة نحصل علي حلول معادلات النموذج

المختلط (MME) والتي يمكن بيانها كالتالي :

التأثير Effect	حل المعادلة لإيجاد المجاهيل Solution of equation
الجنس:	
ذكور	٤,٣٥٨
إناث	٣,٤٠٤
الحيوانات:	
١	٠,٠٩٨
٢	٠,٠١٩ -
٣	٠,٠٤١ -
٤	٠,٠٠٩ -
٥	٠,١٨٦ -
٦	٠,١٧٧
٧	٠,٢٤٩ -
٨	٠,١٨٣

١٠,٤,١,٥ تمرين للحل لتقدير التأثيرات الثابتة والقيم الوراثية

البيانات التالية تمثل محصول الحليب (بالجرام) لعدد ثمانية من إناث الأرناب خلال الولادات الثلاث الأولى:

رقم الأثنى	رقم أب الأثنى	رقم أم الأثنى	ترتيب الولادة	رقم الأثنى	
١	٢	٣	١	٢	٣
١	١٠٠	١٠	-	٥٨٩٧	٦٣٩٦
٢	١٠٠	١١	٤٥١٣	-	-
٣	١٠٠	١٢	٤٨٩٩	٤٤٩١	٤٧٦٣
٤	٢٠٠	١٠	٤٨٠٨	-	-
٥	٢٠٠	٢	-	٤٩٤٤	٤٤٤٥
٦	٢٠٠	١١	٤٣٠٩	٤٥٣٦	-
٧	٣٠٠	١٢	٥٧٨٣	٥٤٤٣	٥٦٧
٨	٣٠٠	٣	-	٤٩٩٠	٥٢٦٧

والمراد هنا عمل التقييم الوراثي لإناث الأرناب بطريقة نموذج الحيوان.

يؤدي حل المعادلات السابقة إلى النتائج التالية:

١- تقدير تأثير ترتيب الولادة:

ترتيب الولادة	محصول الحليب (بالجرام)
١	٤٩٨١
٢	٥٠٢٥
٣	٥١٩٢

٢- تقييم القيمة التربوية لإناث الأرناب بالجرام (إناث ذات سجلات Animals

: (with records

رقم الأثى	القيمة الوراثية التجمعية	القيمة البيئية الدائمة
١	٢٧٦	٤١٦
٢	١٤٨ -	١٢٠ -
٣	٥٩ -	١٨٦ -
٤	٢٤ -	٥٦ -
٥	٢٠٤ -	١١٥ -
٦	٢٤٢ -	١٨٥ -
٧	١٧٩	٢٤٩
٨	٢٨	٣ -

٣- التقييم الوراثي لآباء وأمهات إناث الأرناب بالجرام (آباء وأمهات بدون

سجلات (Sires and dams without records):

القيمة الوراثية	آباء وأمهات الإناث
١٦٠	١٠
١٦١ -	١١
٢٧	١٢
٢٣	١٠٠
١٥٨ -	٢٠٠
١٠٩	٣٠٠

ويلاحظ أن حل معادلات التمرين السابق قد أدت إلى النتائج التالية:

١- تقدير كمي لتأثير ترتيب الولادة على محصول الحليب ويظهر أن هناك

تحسنا من ولادة إلى أخرى (٤٩٨١ ، ٥٠٢٥ ، ٥١٩٢).

٢- التقييم الوراثي يحتوي على تقييم وراثي لإناث الأرناب نفسها Does

ولآباء وأمهات الإناث وكذلك تقدير القيمة البيئية الدائمة.

ومن المعروف من قبل أنه تستخدم القيم الوراثية في عمليات الانتخاب (إناث الاستبدال أو التجديد وطريقة التزاوج) . أما مجموع القيمة الوراثية والبيئية الدائمة للإناث فهي تستعمل كدليل لاستبعاد الإناث منخفضة الإنتاج من الحليب.

١٠.٥ مثال محلول لتقدير مكونات التباين والتأثيرات الثابتة والقيم الوراثية

إذا توافر خمسة أزواج من الأمهات وبناتها حيث إن سجلات الأمهات تمثل الفترة الأولي وسجلات البنات تمثل الفترة الثانية وبترتيب السجلات داخل الفترات Periods علي أساس أن السجل الأول يكون هو سجل أم الفرد التي أنتجت السجل السادس ، ومن ثم فإن المصفوفة X تصبح كالتالي :

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \dots \rightarrow (10-32)$$

١٠.٥.١ تقدير التأثيرات الثابتة والعشوائية:

للحصول علي معادلات أقل المربعات العادية Ordinary Least Squares

equations (OLS) يتبع الآتي :

حل المعادلات للحصول علي B ، u ، a طبقاً للنموذج المختلط التالي :

$$y = XB + Zu + Za + e$$

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z & X' \\ Z'X & Z'Z + G^{-1}\sigma_e^2 & Z' \\ X & Z & I + A^{-1}\frac{\sigma_e^2}{\sigma_a^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \\ y \end{bmatrix} \dots \dots (10-33)$$

ونظراً لعدم وجود أي تأثيرات أخرى عشوائية في النموذج المختلط السابق فإن

النموذج السابق يصبح كالتالي :

$$y = XB + Za + e \dots \dots \dots (10-34)$$

ويستبعد العمود الثاني والصف الثاني من OLS السابقة وبإضافة $\frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a}$ تصبح

معادلات OLS معادلات لنموذج مختلط (MME). ومن ثم فإن حلول Solutions التأثيرات a ، B يمكن الحصول عليها كما يلي:

$$\begin{bmatrix} X'X & X' \\ X & I + A^{-1} \frac{\sigma'e}{\sigma'a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ y \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10-35)$$

حيث إن Z=I وأن:

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$Z = I_{10} = \begin{bmatrix} 1 & & & & & & & & & \\ & 1 & & & & & & & & \\ & & 1 & & & & & & & \\ & & & 1 & & & & & & \\ & & & & 1 & & & & & \\ 0 & & & & & 1 & & & & 0 \\ & & & & & & 1 & & & \\ & & & & & & & 1 & & \\ & & & & & & & & 1 & \\ & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10 - 36)$$

$$y' = [5 \ 4 \ 3 \ 2 \ 6 \quad 6 \ 7 \ 3 \ 5 \ 4]$$

سجلات البنات سجلات الأم

$$y'y = 225 \dots \rightarrow (10 - 37)$$

١٠,٥,٢ عمل معادلات النموذج المختلط

ولعمل معادلات النموذج المختلط (MME) للمثال السابق:

$$\begin{bmatrix} X'X & X' \\ X & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ y \end{bmatrix} \dots (10-38)$$

يلزم ذلك التالي:

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

$$X'X = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\therefore X'X = \begin{bmatrix} 5 & 0 \\ 0 & 5 \end{bmatrix} \dots (10-39)$$

$$X'y = \begin{bmatrix} 20 \\ 25 \end{bmatrix} \dots (10-40)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10-42)$$

١٠,٥,٤ إيجاد مقلوب مصفوفة القرابة

وبقلب المصفوفة A Inverse ثم ضرب A^{-1} في قيمة $\frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a}$ والتي قيمتها تساوي ٥

نحصل علي:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.333333 I_5 & -0.666666 I_5 \\ -0.666666 I_5 & 1.333333 I_5 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10-43)$$

$$A^{-1}(5) =$$

$$\begin{bmatrix} 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 \\ -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -3.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6.666 \end{bmatrix}$$

.....→(10-44)

ويلاحظ هنا أن العلاقة بين الأمهات وبعضها يساوي الواحد الصحيح نظرا لعدم وجود علاقة وأن العلاقة بين سجل الأم وبناتها يساوي ٠,٥ ومن ثم فإن مصفوفة القرابة (A) تصبح:

$$A = 0.2 \begin{bmatrix} I_5 & 0.5 I_5 \\ 0.5 I_5 & I_5 \end{bmatrix}$$

$$\therefore A^{-1} \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a} = A^{-1} (5) = [A(1/5)]^{-1} = [0.2(A)]^{-1} =$$

$$\left[0.2 \begin{bmatrix} I_5 & 0.5 I_5 \\ 0.5 I_5 & I_5 \end{bmatrix} \right]^{-1} \dots \dots \dots \rightarrow (10 - 45)$$

وبإضافة $A^{-1} = \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a}$ إلي جزئية معادلات أقل المربعات (OLS) لمصفوفة الأمهات والبنات والتي تمثل $Z'Z$ ومن ثم فإن معادلات OLS تصبح معادلات نموذج مختلط (MME) كما هو مبين بعد:

$$\begin{bmatrix} 5 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & 7.66666I_5 & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & -3.3333I_5 & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{P}_1 \\ \hat{P}_2 \\ \hat{a}_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 20 \\ 25 \\ 5 \\ 4 \\ 3 \\ 2 \\ 6 \\ 6 \\ 7 \\ 3 \\ 5 \\ 4 \end{bmatrix}$$

..... → (10-46)

وأن مقلوب مصفوفة معادلات النموذج المختلط والتي تسمى المصفوفة C يكون:

$$C = MME^{-1} =$$

$$\begin{bmatrix} 0.240 & 0.020 & -0.04 & -0.04 & -0.04 & -0.04 & -0.04 & -0.02 & -0.02 & -0.02 & -0.02 & -0.02 \\ 0.020 & 0.240 & -0.02 & -0.02 & -0.02 & -0.02 & -0.02 & -0.04 & -0.04 & -0.04 & -0.04 & -0.04 \\ -0.04 & -0.02 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 \\ -0.02 & -0.04 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 \end{bmatrix}$$

.....→ (10-47)

١٠.٥.٥ إيجاد حلول المعادلات للتأثيرات الثابتة BLUE وللتأثيرات العشوائية

BLUP

إن حلول المعادلات يكون هو حاصل ضرب مقلوب مصفوفة MME في مصفوفة

الجانب الأيمن RHS لمعادلات أقل المربعات العادية (OLS) وهذه الحلول تمثل BLUE

للتأثيرات الثابتة Fixed effects في حين تمثل BLUP للتأثيرات العشوائية Random effects.

$$\hat{B} = (MME)^{-1} \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix}$$

$$\hat{B} = C \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \hat{P}_1 \\ P_2 \\ \hat{a}_1 \\ \hat{a}_2 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{a}_4 \\ \hat{a}_5 \\ \hat{a}_6 \\ \hat{a}_7 \\ \hat{a}_8 \\ \hat{a}_9 \\ \hat{a}_{10} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 4 \\ 5 \\ 0.23077 \\ 0.13986 \\ -0.30070 \\ -0.32168 \\ -0.25175 \\ 0.23077 \\ 0.32168 \\ -0.39161 \\ -0.13986 \\ -0.20298 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10 - 48)$$

حيث إن :

$$R(\text{Full model}) = (\hat{B}, \hat{a})'y = 207.62866 \dots\dots\dots \rightarrow (10 - 49)$$

١٠,٦ حساب مكونات التباين بطريقة MIVQUE

والآن دعنا نقدر مكونات التباين وهي $\sigma^2 a$ ، $\sigma^2 e$ باستخدام طريقة

تقدير أقل تباين تربيعي غير خطي (MIVQUE) (Minimum variance quadratic estimate)

بمعلومية القيمة السابقة $\frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a} = 5$ والتي تسمى Priors كما فعلنا في الحصول علي

BLUP سابقا. وهنا نحتاج حاصل ضرب هذه المصفوفات Quadratics :

$$\hat{e}'\hat{e} , \hat{u}'A^{-1}\hat{u}$$

وللحصول علي \hat{e} يتبع الآتي :

$$y = XB + ZS + e$$

$$\hat{e} = y - X\hat{B} - Z\hat{S}$$

$$\therefore \hat{e} = y - W\alpha^0 \rightarrow (10-50)$$

حيث Z ، X هي معكوس Transpose مصفوفة OLS ، \hat{a} & \hat{B} = ثوابت ، W تمثل المصفوفات X ، Z للجانب الأيسر لمعادلات أقل المربعات (OLS) وأن α^0 تمثل الثوابت \hat{a} & \hat{B} .

$$W\alpha^0 =$$

$$\begin{bmatrix} 5 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & 1 & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & 1 & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & 1 & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & & 1 & & & & & \\ 0 & 1 & & \phi & & & 1 & & \phi & & & \\ 0 & 1 & & & & & & 1 & & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & 1 & & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & 1 & & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & 1 & \\ 0 & 1 & & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 4.0 \\ 5.0 \\ 0.230 \\ 0.139 \\ -0.30 \\ -0.32 \\ 0.251 \\ 0.230 \\ 0.321 \\ -0.39 \\ -0.13 \\ -0.02 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 20 \\ 25 \\ 4.23077 \\ 4.13986 \\ 3.6993 \\ 3.67832 \\ 4.25175 \\ 5.23077 \\ 5.32168 \\ 4.60839 \\ 4.86014 \\ 4.97902 \end{bmatrix}$$

وبالتعويض عن مكونات المعادلة رقم ١٠,٥٠ ومع حذف الصف الأول والثاني نجد أن قيمة \hat{e} تكون:

$$\bar{e} = \begin{bmatrix} 5 \\ 4 \\ 3 \\ 2 \\ 6 \\ 6 \\ 7 \\ 3 \\ 5 \\ 4 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 4.23077 \\ 4.13986 \\ 3.6993 \\ 3.67832 \\ 4.25175 \\ 5.23077 \\ 5.32168 \\ 4.60839 \\ 4.86014 \\ 4.97902 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.76923 \\ -0.13986 \\ -0.69930 \\ -1.67832 \\ 1.74825 \\ 0.76923 \\ 1.67832 \\ -1.60839 \\ 0.13986 \\ -0.97902 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10 - 51)$$

ومن ثم يكون حاصل ضرب \bar{e}' في \bar{e} يكون:

$$\bar{e}'\bar{e} = [0.76923 \quad -0.13986 \quad -0.6993 \quad -1.67832 \quad 1.74825 \quad \dots\dots\dots \quad 0.97902] \begin{bmatrix} 0.76923 \\ -0.13986 \\ -0.69930 \\ -1.67832 \\ 1.74825 \\ 0.76923 \\ 1.67832 \\ -1.60839 \\ 0.13986 \\ -0.97902 \end{bmatrix} = 13.94689 \dots\dots\dots (10 - 52)$$

١٠,٦,١ حساب مكون التباين للخطأ العشوائي $\sigma^2 e$:

يمكن إيجاد قيمة $\sigma^2 e$ بطريقة مباشرة باستخدام المعادلة التالية:

$$\hat{\sigma}^2 e = \frac{\hat{e}'\hat{e}}{[n - tr(WCW')]} = \frac{13.946}{[10 - 3.28]} = 2.07 \dots \rightarrow (10 - 53)$$

ويمكن إيجاد قيمة $\sigma^2 e$ بأسلوب غير مباشر باستخدام المعادلة التالية:

$$Var(\hat{e}) = [(I - WCW')(I - WCW')' \sigma^2 e + (I - WCW')A(I - WCW')' \sigma^2 a \dots \rightarrow (10 - 54)$$

حيث إن حساب مكونات المعادلة رقم ١٠ - ٥٤ يتكون من الأجزاء التالية:
 $(W=X:Z)$ والتي تمثل مصفوفات X ، Z الموجودة بالجانب الأيسر LHS من معادلات أقل المربعات (OLS)0

$C =$ مقلوب مصفوفة معادلات النموذج المختلط الموجود بالمعادلة رقم (١٠,٤٧).

$WCW' =$

5	1	1	1	1	1					
5						1	1	1	1	1
	0.328	0.167	0.167	0.167	0.167	0.055	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01
	0.167	0.328	0.167	0.167	0.167	-0.01	0.055	-0.01	-0.01	-0.01
	0.167	0.167	0.328	0.167	0.167	-0.01	-0.01	0.055	-0.01	-0.01
	0.167	0.167	0.167	0.328	0.167	-0.01	-0.01	-0.01	0.055	-0.01
	0.167	0.167	0.167	0.167	0.328	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.055
1	0.055	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.328	0.167	0.167	0.167	0.167
1	-0.01	0.055	-0.01	-0.01	-0.01	0.167	0.328	0.167	0.167	0.167
1	-0.01	-0.01	0.055	-0.01	-0.01	0.167	0.167	0.328	0.167	0.167
1	-0.01	-0.01	-0.01	0.055	-0.01	0.167	0.167	0.167	0.328	0.167
1	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.055	0.167	0.167	0.167	0.167	0.328

..... → (10-55)

$(I-WCW) =$

0.67133	-0.1678	-0.1678	-0.1678	-0.1678	-0.0059	0.0139	0.0139	0.0139	0.0139
-0.1678	0.67133	-0.1678	-0.1678	-0.1678	0.0139	-0.0059	0.0139	0.0139	0.0139
-0.1678	-0.1678	0.67133	-0.1678	-0.1678	0.0139	0.0139	-0.0059	0.0139	0.0139
-0.1678	-0.1678	-0.1678	0.67133	-0.1678	0.0139	0.0139	0.0139	-0.0059	0.0139
-0.1678	-0.1678	-0.1678	-0.1678	0.67133	0.0139	0.0139	0.0139	0.0139	-0.0059
-0.0059	0.0139	0.0139	0.0139	0.0139	0.67133	-0.1678	-0.1678	-0.1678	-0.1678
0.0139	-0.0059	0.0139	0.0139	0.0139	-0.1678	0.67133	-0.1678	-0.1678	-0.1678
0.0139	-0.0139	-0.0059	0.0139	0.0139	-0.1678	-0.1678	0.67133	-0.1678	-0.1678
0.0139	-0.0139	0.0139	-0.0059	0.0139	-0.1678	-0.1678	-0.1678	0.67133	-0.1678
0.0139	-0.0139	0.0139	0.0139	0.0139	-0.1678	-0.1678	-0.1678	-0.1678	0.67133

.....→(11-56)

$(I-WCW')(I-WCW)'\sigma^2e \dots \dots \dots \rightarrow (10-57)$

$$= \begin{bmatrix} 0.56412 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & -0.0265 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00332 \\ -0.1404 & 0.56413 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & 0.00664 & -0.0265 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00332 \\ -0.1404 & -0.1404 & 0.56411 & -0.1404 & -0.1404 & 0.00664 & 0.00664 & -0.0265 & 0.00664 & 0.00332 \\ -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & 0.56411 & -0.1404 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & -0.0265 & 0.00332 \\ -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & 0.56412 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & -0.0132 \\ -0.0265 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & 0.56412 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1404 & -0.1401 \\ 0.00664 & -0.0265 & 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & -0.1404 & 0.56413 & -0.1403 & -0.1403 & -0.1401 \\ 0.00664 & 0.00664 & -0.0265 & 0.00664 & 0.00664 & -0.1404 & 0.1403 & 0.56412 & -0.1404 & -0.1401 \\ 0.00664 & 0.00664 & 0.00664 & -0.0265 & 0.00664 & -0.1404 & -0.1403 & -0.1404 & 0.56412 & -0.1401 \\ 0.00332 & 0.00332 & 0.00332 & 0.00332 & -0.0132 & -0.1404 & -0.1401 & -0.1401 & -0.1401 & 0.56430 \end{bmatrix} \sigma^2$$

.....→ (10-58)

$$(I - WCW')A(I - WCW')' \sigma^2 a \text{} \rightarrow (10-59)$$

$$= \begin{bmatrix} 0.55083 & -0.1371 & -0.1370 & -0.1370 & -0.1370 & 0.25548 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0667 \\ -0.1371 & 0.55084 & -0.1370 & -0.1370 & -0.1371 & -0.0635 & 0.25548 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0667 \\ -0.1370 & -0.1370 & 0.55082 & -0.1370 & -0.1370 & -0.0635 & -0.0635 & 0.25548 & -0.0635 & -0.0667 \\ -0.1370 & -0.1370 & -0.1370 & 0.55082 & -0.1370 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & 0.25548 & -0.0667 \\ -0.1370 & -0.1371 & -0.1370 & -0.1370 & 0.55083 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & 0.26872 \\ 0.25548 & -0.0635 & -0.635 & -0.0635 & -0.0635 & 0.55083 & -0.1371 & -0.1370 & -0.1370 & -0.1384 \\ -0.0635 & 0.25548 & -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & -0.1371 & 0.55084 & -0.1370 & -0.1370 & -0.1384 \\ -0.0635 & -0.635 & 0.25548 & -0.0635 & -0.0635 & -0.1370 & -0.1370 & 0.55083 & -0.1370 & -0.1385 \\ -0.0635 & -0.0635 & -0.0635 & 0.25548 & -0.0635 & -0.1370 & -0.1370 & -0.1370 & 0.55083 & -0.1385 \\ -0.0667 & -0.0667 & -0.0667 & -0.0667 & 0.26872 & -0.1384 & -0.1384 & -0.1385 & -0.1385 & 0.56480 \end{bmatrix}$$

.....→ (10-60)

$$E(\hat{e}'\hat{e}) = tr. \text{Var}(\hat{e}) =$$

$$[\text{Trace matrix}(11-35) + \text{Trace matrix}(11-36)]$$

$$= 5.67265 \sigma^2 e + 5.20319 \sigma^2 a \text{} \rightarrow (10-61)$$

$$\bar{u}' = (C_a W y)' \rightarrow (10-62)$$

$$= [0.23077 \quad 0.13986 \quad -0.3007 \quad -0.32168 \quad 0.25175 \quad 0.23077 \quad 0.32168 \quad -0.39161 \quad -0.13986 \quad -0.20298]$$

حيث C_a = الصفوف العشرة الأخيرة من المصفوفة C.

$$W y = \begin{bmatrix} X' y \\ Z' y \end{bmatrix}$$

تمثل الجانب الأيمن (RHS) لمعادلات أقل المربعات (OLS).

١٠,٦,٢ حساب مكون التباين العشوائي للحيوان $\sigma^2 a$:

$$Var(\bar{a}) = C_a W' C_a' \sigma^2 e + C_a W' A W C_a' \sigma^2 a \quad (10-63)$$

والجزء الأول من المعادلة رقم ١٠,٦٣ والذي يمثل $C_a W' C_a' \sigma^2 e$ يمكن توضيح كل

مكون فيه كما يلي :

C_a = مصفوفة الصفوف العشرة الأخيرة من المصفوفة C.

$\therefore C_a =$

$$\begin{bmatrix} -0.04 & -0.02 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 \\ -0.04 & -0.02 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 \\ -0.02 & -0.04 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.006 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.006 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 & 0.007 \\ -0.02 & -0.04 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.006 & 0.075 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.007 & 0.168 \end{bmatrix}$$

..... $\rightarrow (10-64)$

'W = الجانب الأيسر LHS في مصفوفة معادلات أقل المربعات OLS الموجودة في المعادلة رقم ١٠ - ٤٥ .

C'_a = معكوس Transpose المصفوفة Ca والتي عناصرها 12×10 .

وبعد تعريف المكونات الثلاثة السابقة فإن الجزء الأول من المعادلة رقم ١٠ - ٦٣ يصبح:

$$C_a W' C'_a \sigma^2 e =$$

$$\begin{bmatrix} 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 \\ -0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.017 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.024 \end{bmatrix} \sigma^2 e$$

→(10-65)

والجزء الثاني من المعادلة رقم ١٠ - ٦٣ والذي يمثل $C_a W' A W C'_a \sigma^2 a$ يمكن توضيح كل مكون فيه كما يلي:

Ca = مصفوفة 12×10 كما تم تعريفها سابقا.

W = مصفوفة معادلات OLS بعد استبعاد العمودين الأولين منها كما هو موضح

بعد:

$$W' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (10 - 66)$$

ومصفوفة القرابة المشار إليها في المعادلة رقم ١٠ - ٦٣ هي :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 \\ 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$W =$ معكوس المصفوفة W' وهي تمثل الصفوف العشرة الأخيرة في مصفوفة OLS
 $= W$

$C_a =$ معكوس المصفوفة C_a السابق الإشارة إليها.

ومن تعريف مكونات الجزء الثاني من المعادلة رقم ١٠ - ٦٣ فإن الجزء الثاني من هذه المعادلة يصبح:

$$\therefore \{ [C_a] [W'] [A] [W] [C_a'] \} \sigma^2 a \quad (10 - 67)$$

$$= \begin{bmatrix} 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 \\ 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 & -0.00 \\ -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.030 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & -0.00 & 0.033 \end{bmatrix} \sigma^2 a$$

.....→ (10-68)

$$\begin{aligned} E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) &= tr. A^{-1} \text{Var}(\hat{a}) \\ &= A^{-1} [\text{matrix (10 - 65)} + \text{matrix (10 - 67)}] \\ &= A^{-1}[\text{matrix}(10 - 65)] + A^{-1}[\text{matrix}(10 - 67)] \end{aligned}$$

$$= \begin{bmatrix} 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 \\ -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 \end{bmatrix} \quad [matrix10-67]$$

..... → (10-69)

$$\begin{bmatrix} 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 \\ -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -0.66 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1.333 \end{bmatrix} \quad [matrix10-68]$$

..... → (10-70)

ومن ثم فإن حاصل ضرب مقلوب مصفوفة القرباة في $Var(\hat{a})$ للأجزاء الاثنيين من المعادلة رقم ١٠,٧٠ يصبح:

$$\begin{bmatrix} 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 \\ -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 \\ -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 \\ -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 \\ -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 \\ 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 \\ -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 \\ -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 & -0.0052 \\ -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0018 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 & -0.0052 \\ -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & -0.0018 & 0.00758 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & -0.0052 & 0.02081 \end{bmatrix} \sigma^2_e$$

..... → (10-71)

$$\begin{bmatrix} 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & 0.01799 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 \\ -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 \\ -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0044 & -0.0044 \\ -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0044 \\ -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 \\ + \begin{bmatrix} -0.01799 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 \\ -0.0044 & -0.01799 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 \\ -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 & -0.0061 \\ -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0044 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 & -0.0061 \\ -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & -0.0044 & 0.01799 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & -0.0061 & 0.02460 \end{bmatrix} \sigma^2_a \end{bmatrix}$$

..... → (10-72)

وهنا يأخذ مجموع الخلايا القطرية لكل مصفوفة علي حدة والذي يمثل Trace

ومن ثم فإن:

$$\begin{aligned} \therefore E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) &= \text{trace matrix (10-71)} + \text{trace matrix (10-72)} \\ &= 0.20813 \sigma^2_e + 0.24608 \sigma^2_a \dots \dots \dots \rightarrow (10-73) \end{aligned}$$

$$\hat{a}'A^{-1}\hat{a} =$$

$$[0.23077 \quad 0.13986 \quad -0.3007 \quad 0.32168 \quad 0.25175 \quad 0.23077 \quad 0.32168 \quad -0.39161 \quad 0.13986 \quad 0.20298]$$

$$\begin{bmatrix} \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \\ \end{bmatrix} A^{-1} \begin{bmatrix} 0.23077 \\ 0.13986 \\ -0.3077 \\ -0.32168 \\ 0.25175 \\ 0.23077 \\ 0.32168 \\ -0.39161 \\ -0.13986 \\ -0.20298 \end{bmatrix} = 0.53929 \dots\dots\dots (10-74)$$

وبالرجوع إلي المعادلة رقم ١٠,٦١ ومع التعويض لقيمة $\hat{e}'\hat{e}$ الناتجة من المعادلة ١٠ - ٥٢ فإن نحصل علي المعادلة اللاحقة والتي منها نحصل علي مكونات التباين (σ^2e, σ^2a) :

$$E(\hat{e}'\hat{e}) = tr. \text{Var}(\hat{e})$$

$$13.94689 = 5.67265\sigma^2e + 5.20319\sigma^2a \dots\dots\dots \rightarrow (10-75)$$

وكذلك بالرجوع إلي المعادلة رقم ١٠,٧٣ ومع التعويض لقيمة $E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a})$ الناتجة من المعادلة ١٠,٧٤ فإننا نحصل علي المعادلة اللاحقة والتي منها نحصل علي مكونات التباين :

$$E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) = tr. A^{-1} \text{Var}(\hat{a})$$

$$0.53929 = 0.20813\sigma^2e + 0.24608\sigma^2a \dots\dots\dots \rightarrow (10-76)$$

وبوضع هذه المعادلات في صورة مصفوفة يمكن إيجاد $\sigma^2 a$ & $\sigma^2 e$ كما يلي :

$$\begin{bmatrix} 5.67265 & 5.20319 \\ 0.20813 & 0.24608 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma^2 e \\ \sigma^2 a \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 13.94689 \\ 0.53929 \end{bmatrix} \dots \rightarrow (10-77)$$

$$\therefore \begin{bmatrix} \sigma^2 e \\ \sigma^2 a \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 5.67265 & 5.20319 \\ 0.20813 & 0.24608 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 13.94689 \\ 0.53929 \end{bmatrix}$$

$$\therefore \begin{bmatrix} \sigma^2 e \\ \sigma^2 a \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.7862338 & -16.624366 \\ -0.6649822 & 18.124306 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 13.94689 \\ 0.53929 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2.00 \\ 0.50 \end{bmatrix} \dots \rightarrow (10-78)$$

وفي النهاية فإن مكونات التباين تصبح :

$$\sigma^2 a = 0.5 \quad \sigma^2 e = 2.0$$

التقييم الوراثي لصفة واحدة باستخدام نموذج الحيوان وحالة تعدد السجلات للحيوان

١١,١ نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات

في هذا النموذج يتم التعامل مع صفة واحدة والتي لها سجلات متعددة Repeatability Animal Model كما هو موجود في صفات الإدرار في ماشية الحليب وصفات الخلفة في البطن في الماعز والأرانب والخننازير. والنموذج الوراثي للحيوان Animal model يمكن تمثيله في صورة مصفوفات كما يلي :

$$y = XB + Z_a U_a + Z_p U_p + e \dots \dots \dots (11-1)$$

حيث :

y = مصفوفة Vector تمثل الصفة.

B = مصفوفة Vector تمثل التأثيرات الثابتة Fixed effects المراد تقديرها.

U_a = مصفوفة Vector تمثل التأثيرات العشوائية للحيوان Random effect of animal مثل تأثير البقرة Cow effect.

Up = مصفوفة Vector تمثل التأثيرات العشوائية الأخرى مثل التأثير العشوائي للبيئة الدائمة Random effect of permanent environment أو بمعنى آخر التأثيرات الأمية غير الوراثة Non-additive maternal effects.

X = مصفوفة التعيين Incidence matrix والتي بواسطتها تعين المعالم الثابتة المراد تقديرها.

Za = مصفوفة التعيين التي بواسطتها تعين المعالم العشوائية للحيوان المراد تقديرها.

Zp = مصفوفة التعيين التي بواسطتها تعين المعالم العشوائية لتأثيرات البيئة الدائمة المراد تقديرها.

E = مصفوفة الخطأ العشوائي.

١١,٢ توقعات نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات

وفي حالة أن تكون هناك قرابة بين الحيوانات فإن:

$$Var(a) = A\sigma_a^2$$

$$Var(p) = I\sigma_p^2$$

$$Var(e) = I\sigma_e^2$$

حيث:

$$\sigma_a^2 = \text{التباين الوراثي للحيوان.}$$

$$\sigma_p^2 = \text{التباين البيئي الدائم.}$$

$$\sigma_e^2 = \text{التباين المتبقي.}$$

وأن التغيرات المختلفة هي:

$$Cov(u_a, u'_p) = 0$$

$$Cov(u_a, e') = 0$$

$$Cov(u'_p, e') = 0$$

١١,٣ تطبيق نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات وفي حالة أن تكون

الحيوانات مرتبطة

بتطبيق نموذج الحيوان السابق في حالة تعدد السجلات في الأبقار وفي حالة أن

تكون هذه الأبقار بينها صلة قرابة Related cows فإن نموذج البقرة Cow model يصبح

كالتالي :

$$y = XB + Zu + Z_c p + e \dots \dots \dots (11-2)$$

حيث إن الجزئية $Z_c u_a + Z_c u_p$ في النموذج تمثل تأثير البقرة Cow effect ومن ثم

فإنه :

$$Z_c c = Z_c a + Z_c p \dots \dots \dots (11-3)$$

حيث : $Z_c c =$ جزئية تأثير البقرة.

$Z_c a =$ جزئية القيمة الوراثية Genetic merit المراد تقديرها.

$Z_c p =$ جزئية تأثيرات البيئة الدائمة المصاحبة للبقرة طوال مواسم الإدرار المراد

تقديرها.

ومن هذه الجزئيات السابقة يتضح لنا أنه ليس من السهولة تقدير مقلوب مصفوفة تأثير

البقرة (Var(C). ومن ثم فإن معادلات النموذج المختلط Mixed model equation

(MME) للنموذج رقم ١١ - ٣ يمكن توضيحها فيما يلي :

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z & X'Z_c & X'Z_c \\ Z'X & Z'Z + \sigma^2 e G^{-1} & Z'Z_c & Z'Z_c \\ Z'_c X & Z'_c Z & Z'_c Z_c + A^{-1} \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a} & Z'_c Z_c \\ Z'_c X & Z'_c Z & Z'_c Z_c & Z'_c Z_c + I \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{u} \\ \hat{a} \\ \hat{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \\ Z'_c y \\ Z'_c y \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11-4)$$

١١,٤ التنبؤ بالقيمة التمريرية (\hat{a}) وتقدير المقدرة الإنتاجية الحقيقية (\hat{P})

وإذا كان الهدف الأساسي من نموذج البقرة هو التنبؤ بالقيمة التمريرية للأبقار (\hat{a}) بالإضافة إلي تقدير المقدرة الإنتاجية الحقيقية للأبقار (\hat{P}) يلزم ذلك اتباع الآتي:

١ - طرح الصف الرابع من الصف الثالث في المعادلة رقم ١١,٤ (طرح أفقي)

وذلك لفصل التباين التجمعي عن التباين البيئي الدائم:

$$\begin{bmatrix} Z'_c X & Z'_c Z & Z'_c Z_c + A^{-1} \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 a} & Z'_c Z_c \\ Z'_c X & Z'_c Z & Z'_c Z_c & Z'_c Z_c + I \frac{\sigma^2 e}{\sigma^2 p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{a} \\ \hat{P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z'_c y \\ Z'_c y \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11-5)$$

فيكون ناتج هذا الطرح ما يلي :

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0+A^{-1}\frac{\sigma^2_e}{\sigma^2_a} & 0+I\frac{\sigma^2_e}{\sigma^2_p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{a} \\ \hat{p} \end{bmatrix} = [0] \dots\dots\dots (11-6)$$

٢- طرح العمود ٤ من العمود ٣ (طرح عمودي):

$$A^{-1} \begin{bmatrix} \sigma'_e \\ \sigma'_a \end{bmatrix} \hat{a} - I \begin{bmatrix} \sigma'_e \\ \sigma'_p \end{bmatrix} \hat{p} = 0$$

$$A^{-1} \begin{bmatrix} \sigma'_e \\ \sigma'_a \end{bmatrix} \hat{a} = I \begin{bmatrix} \sigma'_e \\ \sigma'_p \end{bmatrix} \hat{p}$$

$$\hat{p} = \frac{\begin{bmatrix} A^{-1} \sigma'_e \\ \sigma'_a \end{bmatrix} \hat{a}}{\begin{bmatrix} I \sigma'_e \\ \sigma'_p \end{bmatrix}}$$

$$= A^{-1} \frac{\sigma'_e}{\sigma'_a} \hat{a} \quad \times \quad \frac{\sigma'_p}{I \sigma'_e}$$

$$= \frac{\sigma'_p}{\sigma'_a} A^{-1} \hat{a} = \frac{\sigma'_p}{\sigma'_a} A^{-1}_{\hat{a}} \dots\dots\dots (11-7)$$

٣- التنبؤ بالمقدرة الإنتاجية الحقيقية Real production ability :

$$(I + \begin{bmatrix} \sigma'_p \\ \sigma'_a \end{bmatrix} A^{-1}) \hat{a} \dots\dots\dots (11-8)$$

١١.٥ مثال محلول لتقدير مكونات التباين والتأثيرات الثابتة والقيم الوراثية باستخدام

نموذج الحيوان عند تعدد السجلات للحيوان

١١.٥.١ نموذج الحيوان الخطي في حالة تعدد سجلات الحيوان:

طبقا لما وصفه (Mrode (2005 ، Groeneveld et al (2006) يمكن توضيح نموذج

الحيوان عند تعدد السجلات Repeatability model قمنا بافتراض المثال التالي حيث

توافرت أربعة حيوانات (بقرات) لها سجلات متعددة في ثلاثة معاملات :

المعاملة Treatment	الحيوانات Animals				Yi.
	١	٢	٣	٤	
١	٥	٣	-	٤	12
٢	٦	٥	٧	-	18
٣	٨	-	٩	-	17
y.j	١٩	٨	16	4	Y..= 47

$$y'y = 305 \quad \dots\dots\dots (11-9)$$

المعاملة الأولى بها ٣ حيوانات ولهم ١٢ سجلاً.

المعاملة الثانية بها ٣ حيوانات ولهم ١٨ سجلاً.

المعاملة الثالثة بها حيوانين ولهما ١٧ سجلاً.

ونموذج الحيوان الخطي المقترح لهذه البيانات هو:

$$y_{ij} = t_i + a_j + p_j + e_{ij} \quad \dots\dots\dots (11-10)$$

حيث إن:

. t_i = تأثير المعاملة Treatment effect وهي تأثير ثابت Fixed effect .

a_j = التأثير التجمعي للحيوان.

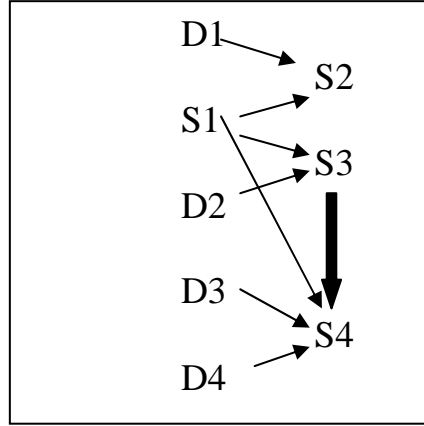
p_j = تأثير البيئة الدائمة.

. $a_j + p_j$ = تأثير البقرة Cow effect .

e_{ij} = الخطأ العشوائي.

٢, ٥, ١١ مصفوفة القرابة للحيوانات

وحيث أن سجل النسب للحيوانات الأربعة كما هو موضح بعد:



فإن مصفوفة القرابة للحيوانات الأربعة تكون :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 & 0.5 \\ & 1 & 0.25 & 0.125 \\ & & 1 & 0.5 \\ & & & 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11 - 11)$$

١١.٥.٣ إيجاد حلول معادلات النموذج المختلط:

من معادلات النموذج المختلط التالية يمكن إيجاد حلول للمعادلات وهذه الحلول تمثل

BLUE للتأثيرات الثابتة (B) في حين تمثل BLUP لحلولاً للتأثيرات العشوائية (P ، a) :

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_c & X'Z_c \\ (3 \times 8)(8 \times 3) & (3 \times 8)(8 \times 4) & (3 \times 8)(8 \times 4) \\ Z_c'X & Z_c'Z_c + \frac{A^{-1}\sigma'e}{\sigma'a} & Z_c'Z_c \\ (4 \times 8)(8 \times 3) & (4 \times 8)(8 \times 4) & (4 \times 8)(8 \times 4) \\ Z_c'X & Z_c'Z_c & Z_c'Z_c + \frac{I\sigma'e}{\sigma'p} \\ (4 \times 8)(8 \times 3) & (4 \times 8)(8 \times 4) & (4 \times 8)(8 \times 4) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{a} \\ \hat{P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ (3 \times 8)(8 \times 1) \\ Z'y \\ (4 \times 8)(8 \times 1) \\ Z_c'y \\ (4 \times 8)(8 \times 1) \end{bmatrix} \quad (11-12)$$

والمعادلات التالية هي ناتج حاصل ضرب المصفوفات التي تحتويها معادلات النموذج المختلط السابقة.

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z_c & X'Z_c \\ Z_c'X & Z_c'Z_c + \frac{A^{-1}\sigma'e}{\sigma'a} & Z_c'Z_c \\ Z_c'X & Z_c'Z_c & Z_c'Z_c + \frac{I\sigma'e}{\sigma'p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{B} \\ \hat{a} \\ \hat{P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \\ Z_c'y \end{bmatrix} \quad \dots (11-13)$$

ومصفوفات التعيين Incidence matrices للنموذج المختلط السابق هي :

$$X' = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \quad \dots (11-14)$$

$$Z'_c = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11-15)$$

ومع العلم بالمعطيات التالية:

$$Var(a) = 0.25 A \sigma^2 y,$$

$$Var(p) = 0.2 I \sigma^2 y,$$

$$\sigma^2 e = 0.55 I \sigma^2 y \dots\dots\dots \rightarrow (11-16)$$

فإن القيم التالية تمثل p ، e مع الأخذ في الاعتبار أن قيمة المكافئ الوراثي h^2 تساوي ٠.٢٥ والمعامل التكراري ($r=0,45$):

$$\therefore p = r - h^2$$

$$p = 0.45 - 0.25 = 0.20$$

$$e = 1 - 0.45 = 0.55$$

١١,٥,٣ إيجاد حلول لمعادلات أقل المربعات العادية (OLS):

إن معادلات أقل المربعات العادية (OLS) للمثال السابق تصبح:

$$\begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ & 3 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ & & 2 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ & & & 3 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ & & & & & & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 2 & 0 \\ & & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t \\ a \\ p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 12 \\ 18 \\ 17 \\ 19 \\ 8 \\ 16 \\ 4 \\ 19 \\ 8 \\ 16 \\ 4 \end{bmatrix} \dots\dots (11-17)$$

يلاحظ هنا أن المعادلات الأربع الأخيرة تطابق المعادلات من ٤ إلى ٧ ومن ثم فإن التأثيرات a ، p ، تتداخل مع بعضها Confounded effects وطبقا لما هو موجود في المعادلة رقم ١١.٤ فإن الجزء $\frac{A^{-1}\sigma^2 e}{\sigma^2 a}$ الذي يضاف إلى $Z'_c Z_c$ يكون ضروريا لتقدير القيمة الوراثية Genetic merit بينما الجزء $\frac{I\sigma^2 e}{\sigma^2 p}$ الذي يضاف إلى $Z_c Z_c$ يكون ضروريا لتقدير التأثيرات البيئية الدائمة Permanent environmental effects . وبهذه الطريقة ومن المعطيات بالمثل المشار لها سابقا يمكن إيجاد :

$$\frac{\sigma'_e}{\sigma'_a} = \frac{0.55I\sigma'_y}{0.25A\sigma'_y} = 2.2A^{-1} \dots\dots \rightarrow (11-18)$$

$$\frac{\sigma'_e}{\sigma'_p} = \frac{0.55I\sigma'_y}{0.2A\sigma'_y} = 2.75I \dots\dots \rightarrow (11-19)$$

وحيث إن مقلوب المصفوفة A هو :

$$\therefore A^{-1} = \begin{bmatrix} 1.9355 & -0.7742 & -0.4516 & -0.6452 \\ & 1.3764 & -0.086 & 0.2580 \\ & & 1.5054 & -0.9161 \\ & & & 1.5484 \end{bmatrix} \dots\dots\dots(11-20)$$

ومن ثم فإن ناتج المعادلة رقم (١١،١٨) يصبح:

$$2.2A^{-1} = \begin{bmatrix} 4.2581 & -1.7032 & -0.9935 & -1.4194 \\ & 3.0280 & -0.1892 & 0.5677 \\ & & 3.3118 & -1.1355 \\ & & & 3.4065 \end{bmatrix} \dots\dots\dots(11-21)$$

وناتج المعادلة رقم (١١،١٩) يصبح:

$$\begin{bmatrix} 2.75 \\ & 2.75 \\ & & 2.75 \\ & & & 2.75 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ & 1 & 0 & 0 \\ & & 1 & 0 \\ & & & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2.75 & & & \\ & 2.75 & & \phi \\ & & \phi & 2.75 \\ & & & 2.75 \end{bmatrix} \dots\dots\dots(11-22)$$

وبالرجوع إلى المعادلة رقم ١١،٤ بإضافة المصفوفة $2.2 A^{-1}$ إلى القطاع القطري للمعادلات من ٤،٧ وكذلك بإضافة المصفوفة ١٢،٧٥ للقطاع القطري للمعادلات من ٨،١١ بنفس مصفوفة ١١،٤ نحصل علي المصفوفة التالية:

$$\begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ & 3 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ & & 2 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ & & & 7.2581 & -1.7032 & -0.9935 & -1.4194 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 5.0280 & -0.1892 & 0.5677 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & 5.3118 & -1.1355 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ & & & & & & 4.4065 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 5.75 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 4.75 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 4.75 & 0 \\ & & & & & & & & & & 3.75 \end{bmatrix}$$

.....(11-23)

وأن مقلوب المصفوفة رقم (١١،٢٣) يصبح :

$$1000^{-1} \begin{bmatrix} 693 & 325 & 313 & -280 & -231 & -217 & -247 & -85 & -117 & -43 & -119 \\ & 709 & 384 & -288 & -246 & -266 & -195 & -96 & -114 & -118 & -34 \\ & & 943 & -306 & -205 & -303 & -215 & -126 & -60 & -152 & -26 \\ & & & 414 & 227 & 236 & 225 & -64 & 24 & 26 & 15 \\ & & & & 390 & 153 & 107 & 0 & -64 & 31 & 33 \\ & & & & & 410 & 211 & 14 & 37 & -53 & 2 \\ & & & & & & 406 & -3 & 48 & -2 & -42 \\ & & & & & & & 261 & 38 & 41 & 24 \\ & & & & & & & & 286 & 21 & 18 \\ & & & & & & & & & 290 & 12 \\ & & & & & & & & & & 310 \end{bmatrix}$$

.....→(11-24)

وبضرب المصفوفة ١١,٢٤ في مصفوفة الجانب الأيمن RHS للمعادلات السابقة يمكن إيجاد حلول هذه المعادلات كما يلي :

$$\begin{bmatrix} \hat{t}_1 \\ \hat{t}_2 \\ \hat{t}_3 \\ \hat{a}_1 \\ \hat{a}_2 \\ \hat{a}_3 \\ \hat{a}_4 \\ \hat{P}_1 \\ \hat{P}_2 \\ \hat{P}_3 \\ \hat{P}_4 \end{bmatrix} = [matrix \quad 11-24] \begin{bmatrix} 12 \\ 18 \\ 17 \\ 19 \\ 8 \\ 16 \\ 4 \\ 19 \\ 8 \\ 16 \\ 4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 4.123 \\ 5.952 \\ 8.133 \\ 0.065 \\ -0.263 \\ 0.280 \\ 0.113 \\ 0.104 \\ -0.326 \\ 0.285 \\ -0.063 \end{bmatrix} \dots\dots (11-25)$$

ومن ثم فإن تأثير المعاملة للمثال السابق تتمثل في ٤,١٢٣ ، ٥,٩٥٢ ، ٨,١٣٣ للمعاملة الأولى والثانية والثالثة علي التوالي. في حين أن التأثيرات العشوائية للحيوانات الأربعة هي ٠,٠٦٥ ، - ، ٠,٢٦٣ ، ٠,٢٨ ، ٠,١١٣ علي التوالي وأن التأثيرات البيئية الدائمة للبقرات الأربعة هي ٠,١٠٤ ، - ، ٠,٣٢٦ ، ٠,٢٨٥ ، - ، ٠,٠٦٣ علي التوالي.

١١,٦ تقدير مكونات التباين باستخدام طريقة MIVQUE

هنا تستخدم حلول معادلات النموذج المختلط السابق رقم ١١.٢٥ والتي يطلق عليها القيم سابقة التقدير Priors ولتقدير مكونات التباين $(\sigma_e^2, \sigma_p^2, \sigma_a^2)$ باستخدام طريقة MIVQUE يلزم ذلك المصفوفات التالية :

$$Z_c'W = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 3 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \dots\dots (12-26)$$

ولتقدير مكونات التباين لمصفوفة الجانب الأيمن RHS لمعادلات النموذج المختلط السابق تستخدم المعادلة التالية:

$$\begin{aligned} \text{Var}(RHS \text{ of mixed model equations}) = & \\ & \{[W'Z_cAZ_c'W] \sigma_a^2\} + \\ & \{[W'Z_cZ_c'W] \sigma_p^2\} + \{[matrix 11-17] \sigma_e^2\} \end{aligned} \quad (11-27)$$

١١,٦,١ تباين التأثيرات العشوائية للحيوان

بالنسبة للجزء الأول من المعادلة رقم ١١,٢٧ فإن تباين التأثيرات العشوائية للحيوان (σ_a^2) تصبح:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.25 & 0.125 \\ & & 1 & 0.5 \\ & & & 1 \end{bmatrix} [matrix 11-26] \sigma_a^2$$

حيث إن حاصل ضرب المصفوفات داخل القوس الكبير يمثل معاملات مصفوفة تباين التأثيرات العشوائية للحيوان $\sigma^2 a$ Matrix coefficients of $\sigma^2 a$ ومن ثم فإن مصفوفة

معاملات تباين التأثيرات العشوائية للحيوان ($\sigma^2 a$) تصبح:

$$\begin{bmatrix} 5.25 & 4.88 & 3.25 & 6.00 & 3.25 & 2.50 & 1.65 & 6.00 & 3.25 & 2.50 & 1.63 \\ & 5.50 & 3.75 & 6.00 & 3.50 & 3.50 & 1.13 & 6.00 & 3.50 & 3.50 & 1.13 \\ & & 3.00 & 4.50 & 1.50 & 3.00 & 1.00 & 4.50 & 1.50 & 3.00 & 1.00 \\ & & & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 \\ & & & & 4.00 & 1.00 & 0.25 & 3.00 & 4.00 & 1.00 & 0.25 \\ & & & & & 4.00 & 1.00 & 3.00 & 1.00 & 4.00 & 1.00 \\ & & & & & & 1.00 & 1.50 & 0.25 & 1.00 & 1.00 \\ & & & & & & & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 \\ & & & & & & & & 4.00 & 1.00 & 0.25 \\ & & & & & & & & & 4.00 & 1.00 \\ & & & & & & & & & & 1.00 \end{bmatrix}$$

.....→ (11-28)

١١,٦,٢ تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة:

وبالنسبة للجزء الثاني من المعادلة رقم ١١,٢٧ فإن تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة (σ_p^2) يصبح:

$$\left\{ \begin{array}{l} \left[\begin{array}{cccc} 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right] \left[\begin{array}{cccccccccccc} 1 & 1 & 1 & 3 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{array} \right] \end{array} \right\} \sigma_p^2$$

حيث إن حاصل ضرب المصفوفات داخل القوس الكبير بالمعادلة السابقة يمثل معاملات مصفوفة تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة ومن ثم فإن مصفوفة هذه المعاملات تصبح:

$$\left[\begin{array}{cccccccccc} 3 & 2 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 \\ & 3 & 2 & 3 & 2 & 2 & 0 & 3 & 2 & 2 & 0 \\ & & 2 & 3 & 0 & 2 & 0 & 3 & 0 & 2 & 0 \\ & & & 9 & 0 & 0 & 0 & 9 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 & 0 \\ & & & & & 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 \\ & & & & & & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 9 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 4 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 4 & 0 \\ & & & & & & & & & & 1 \end{array} \right] \dots\dots(11 - 29)$$

١١,٦,٣ تباين التأثيرات العشوائية للبيئة المتبقية

بالنسبة للجزء الثالث من المعادلة رقم ١١,٢٧ فإن تباين التأثيرات العشوائية المتبقية (σ_e^2) يصبح:

$$\begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ & 3 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ & & 2 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ & & & 3 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ & & & & & & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 2 & 0 \\ & & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} \dots\dots (11 - 30)$$

فإذا رمزنا إلي مكونات تباين الجانب الأيمن بالرمز (r) فإن هذه المكونات يمكن حسابها باستخدام مصفوفات معاملات التأثيرات العشوائية السابق ذكرها كما يلي:

$$\begin{aligned} Var(r) &= [matrix(11 - 28)\sigma^2 a] + \\ &[matrix(11 - 29)\sigma^2 p] + \\ &[matrix(11 - 30)\sigma^2 e] \dots\dots \rightarrow (11 - 31) \end{aligned}$$

١١,٦,٤ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للحيوان

لإيجاد تباين التأثيرات العشوائية للحيوان $Var(\hat{a})$ تستخدم المعادلة التالية:

$$Var(\hat{a}) = C_a Var(r) C_a' \dots\dots \rightarrow (11 - 32)$$

حيث:

C_a = مقلوب المصفوفة المتكونة من الأعمدة ٤ حتى ٧ في المصفوفة رقم ١١,٢٤ .

$$\begin{aligned} \therefore \text{Var}(\hat{a}) &= [C_a (\text{matrix}(11-28)) C_a' \sigma_a^2] + \\ &[C_a (\text{Matrix}(11-29)) C_a' \sigma_p^2] + \\ &[C_a (\text{Matrix}(11-30)) C_a' \sigma_e^2] \dots \dots \dots \rightarrow (11-33) \end{aligned}$$

والجزء الأول من المعادلة رقم ١١,٣٣ يمكن حسابه كما يلي :

$$C_a (\text{matrix}(11-28)) C_a' \sigma_a^2 =$$

$$\left[\begin{array}{c} 1000^{-1} \\ \begin{bmatrix} -280 & -288 & -306 & 414 & 227 & 236 & 225 & -64 & 24 & 26 & 15 \\ -231 & -246 & -205 & 227 & 390 & 153 & 107 & 0 & -64 & 31 & 33 \\ -217 & -266 & -303 & 236 & 153 & 410 & 211 & 14 & 37 & -53 & 2 \\ -247 & -195 & -215 & 255 & 107 & 211 & 406 & -3 & 48 & -2 & -42 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 5.25 & 4.88 & 3.25 & 6.00 & 3.25 & 2.50 & 1.65 & 6.00 & 3.25 & 2.50 & 1.63 \\ & 5.50 & 3.75 & 6.00 & 3.50 & 3.50 & 1.13 & 6.00 & 3.50 & 3.50 & 1.13 \\ & & 3.00 & 4.50 & 1.50 & 3.00 & 1.00 & 4.50 & 1.50 & 3.00 & 1.00 \\ & & & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 \\ & & & & 4.00 & 1.00 & 0.25 & 3.00 & 4.00 & 1.00 & 0.25 \\ & & & & & 4.00 & 1.00 & 3.00 & 1.00 & 4.00 & 1.00 \\ & & & & & & 1.00 & 1.50 & 0.25 & 1.00 & 1.00 \\ & & & & & & & 9.00 & 3.00 & 3.00 & 1.50 \\ & & & & & & & & 4.00 & 1.00 & 0.25 \\ & & & & & & & & & 4.00 & 1.00 \\ & & & & & & & & & & 1.00 \end{bmatrix} \\ \sigma_a^2 \\ [C_a'] \end{array} \right]$$

وناتج هذا الضرب للجزء الأول من المعادلة رقم ١١,٣٣ يعطي مصفوفة 4×4 كما

يلي :

$$= \begin{bmatrix} 0.0168 & 0.0012 & -0.0061 & 0.0012 \\ & 0.0423 & -0.0266 & -0.0323 \\ & & 0.0236 & 0.0160 \\ & & & 0.0274 \end{bmatrix} \sigma_a^2 \dots\dots (11-34)$$

والجزء الثاني من المعادلة رقم ١١,٣٥ يمكن حسابه كما يلي :

$$C_a (Matrix(11 - 29) C_a' \sigma_p^2 =$$

$$\left[\begin{array}{c} 1000^{-1} \\ \begin{bmatrix} -280 & -288 & -306 & 414 & 227 & 236 & 225 & -64 & 24 & 26 & 15 \\ -231 & -246 & -205 & 227 & 390 & 153 & 107 & 0 & -64 & 31 & 33 \\ -217 & -266 & -303 & 236 & 153 & 410 & 211 & 14 & 37 & -53 & 2 \\ -247 & -195 & -215 & 255 & 107 & 211 & 406 & -3 & 48 & -2 & -42 \end{bmatrix} \end{array} \right] \left[\begin{array}{c} \begin{bmatrix} 3 & 2 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 \\ & 3 & 2 & 3 & 2 & 2 & 1 & 3 & 2 & 2 & 0 \\ & & 2 & 3 & 0 & 2 & 0 & 3 & 0 & 2 & 0 \\ & & & 9 & 0 & 0 & 0 & 9 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 & 0 \\ & & & & & 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 \\ & & & & & & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 9 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 4 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 4 & 0 \\ & & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} \\ [C_a] \sigma_p^2 \end{array} \right]$$

وناتج ضرب مصفوفات الجزء الثاني من المعادلة رقم ١١,٣٣ يعطي مصفوفة 4×4 كما يلي :

$$= \begin{bmatrix} 0.0421 & -0.0019 & -0.0099 & 0.0050 \\ & 0.0460 & -0.0298 & -0.0342 \\ & & 0.0331 & 0.0136 \\ & & & 0.0310 \end{bmatrix} \sigma_p^2 \dots\dots\dots (12-35)$$

والجزء الثالث من المعادلة رقم ١١.٣٣ يمكن حسابه كما يلي :

$$C_a (Matrix(11-30) C_a' \sigma_e^2 =$$

$$1000^{-1} \begin{bmatrix} -280 & -288 & -306 & 414 & 227 & 236 & 225 & -64 & 24 & 26 & 15 \\ -231 & -246 & -205 & 227 & 390 & 153 & 107 & 0 & -64 & 31 & 33 \\ -217 & -266 & -303 & 236 & 153 & 410 & 211 & 14 & 37 & -53 & 2 \\ -247 & -195 & -215 & 255 & 107 & 211 & 406 & -3 & 48 & -2 & -42 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 3 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ & 3 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \\ & & 2 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ & & & 3 & 0 & 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & 2 & 0 & 0 & 0 & 2 & 0 \\ & & & & & & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ & & & & & & & 3 & 0 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & 2 & 0 & 0 \\ & & & & & & & & & 2 & 0 \\ & & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} [C_a] \sigma_e^2$$

وناتج ضرب مصفوفات الجزء الثالث من المعادلة رقم ١١.٣٣ يعطي مصفوفة ٤×٤ كما يلي :

$$= \begin{bmatrix} 0.0172 & 0.0001 & -0.0022 & -0.0004 \\ & 0.0289 & -0.0161 & -0.0234 \\ & & 0.0219 & 0.0042 \\ & & & 0.0252 \end{bmatrix} \sigma_e^2 \dots\dots (11-36)$$

وفي النهاية فإن توقعات $Var(\hat{a})$ يمكن إيجاده من ضرب الخلايا القطرية لمقلوب المصفوفة A في $Var(\hat{a})$ كما يلي :

$$\therefore E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) = Trace A^{-1}Var(\hat{a}) =$$

$$\left[\begin{bmatrix} 1.9355 & -0.7742 & -0.4516 & -0.6452 \\ & 1.3764 & -0.0860 & 0.2586 \\ & & 1.5054 & -0.5161 \\ & & & 1.5484 \end{bmatrix} \right]$$

$$\left[[(matrix11 - 34) + (matrix11 - 35) + (matrix11 - 36)] \right]$$

$$\therefore E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) = \begin{bmatrix} 0.033504 & 0.002336 & -0.01215 & 0.002350 \\ -0.01053 & 0.051316 & -0.02983 & -0.03964 \\ -0.01741 & -0.02757 & 0.032381 & 0.012160 \\ -0.00554 & -0.02608 & 0.009606 & 0.025133 \end{bmatrix} \sigma_a^2 +$$

$$\begin{bmatrix} 0.084243 & -0.00382 & -0.01988 & 0.010080 \\ -0.03308 & 0.058580 & -0.03266 & -0.04412 \\ -0.03642 & -0.03031 & 0.049882 & 0.005104 \\ -0.01473 & -0.02444 & 0.002669 & 0.028941 \end{bmatrix} \sigma_p^2 +$$

$$\begin{bmatrix} 0.034425 & 0.000282 & -0.00435 & -0.00073 \\ -0.01303 & 0.034997 & -0.02128 & -0.02579 \\ -0.01087 & -0.01473 & 0.033168 & -0.00445 \\ -0.01050 & -0.02054 & -0.00751 & 0.030975 \end{bmatrix} \sigma_e^2$$

ومن التوقعات السابقة نجد أن مضروب الخلايا القطرية لمقلوب المصفوفة A في $Var(\hat{a})$ هو:

$$\begin{aligned} Trace A^{-1}Var(\hat{a}) &= \\ &= \left[\begin{array}{l} (0.033504 + 0.051316 + 0.032381 + 0.025133)\sigma_a^2 + \\ (0.084243 + 0.05858 + 0.049882 + 0.028941)\sigma_p^2 \\ + (0.034425 + 0.034997 + 0.033168 + 0.030975)\sigma_e^2 \end{array} \right] \\ &= \{0.1423\sigma_a^2 + 0.2216\sigma_p^2 + 0.1336\sigma_e^2\} \end{aligned}$$

$$\therefore E(\hat{a}'A^{-1}\hat{a}) =$$

$$0.1423\sigma_a^2 + 0.2216\sigma_p^2 + 0.1336\sigma_e^2 \dots\dots\dots(11-37)$$

ومن ناتج الأجزاء الثلاثة للمعادلة رقم ١١ - ٣٣ فإن قيمة $Var(\hat{a})$ تصبح:

$$\begin{aligned} Var(\hat{a}) &= \left[\begin{array}{cccc} 0.0168 & 0.0012 & -0.0061 & 0.0012 \\ & 0.0423 & -0.0266 & -0.0323 \\ & & 0.0236 & 0.0160 \\ & & & 0.0274 \end{array} \right] \sigma_a^2 + \\ & \left[\begin{array}{cccc} 0.0421 & -0.0019 & -0.0099 & 0.0050 \\ & 0.0460 & -0.0298 & -0.0342 \\ & & 0.0331 & 0.0136 \\ & & & 0.0310 \end{array} \right] \sigma_p^2 + \\ & \left[\begin{array}{cccc} 0.0172 & 0.0001 & -0.0022 & -0.0004 \\ & 0.0289 & -0.0161 & -0.0234 \\ & & 0.0219 & 0.0042 \\ & & & 0.0252 \end{array} \right] \sigma_e^2 \end{aligned}$$

وهنا نحتاج إلى القيمة $\hat{a}'A^{-1}\hat{a}$ التالية :

$$\hat{a}'A^{-1}\hat{a} = \begin{bmatrix} 0.065 & -0.263 & 0.280 & 0.113 \\ 1.9355 & -0.7742 & -0.4516 & -0.6452 \\ & 1.3764 & -0.0860 & 0.2580 \\ & & 1.5054 & -0.5161 \\ & & & 1.5484 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.065 \\ -0.263 \\ 0.280 \\ 0.113 \end{bmatrix} = 0.2067$$

١١,٦,٥ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة

لحساب تباين التأثيرات العشوائية للبيئة الدائمة $Var(\hat{p})$ نستخدم هنا المصفوفة C_p والتي تتمثل في الصفوف الأخيرة للمصفوفة رقم ١١,٢٤ :

$$\therefore Var(\hat{p}) = C_p Var(r) C_p'$$

$$Var(r) = [W'Z_c][A][Z_c'W]\sigma_a^2 + [W'Z_c][Z_c'W]\sigma_p^2 + [OLS]\sigma_e^2$$

يلاحظ هنا أن $Var(r)$ هو نفسه السابق حسابه في المعادلة رقم ١١,٣٣ عند تقدير $Var(\hat{a})$ ولكن الاختلاف هنا سيكون في حساب $Var(\hat{p})$ حيث تستخدم المصفوفة C_p بدلا من C_a

$$\therefore Var(r) = [(matrix11 - 28)\sigma_a^2] + [(matrix11 - 29)\sigma_p^2] + [(matrix11 - 30)\sigma_e^2]$$

$$Var(\hat{p}) = C_p Var(r) C_p'$$

حيث إن C_p تمثل الصفوف الأربعة الأخيرة من المصفوفة رقم ١١,٢٤ .

$$\begin{aligned} \therefore Var(\hat{p}) = & \left[[C_p] [matrix11 - 28] [C_p'] \sigma_a^2 \right] + \\ & [C_p] [matrix11 - 29] [C_p'] \sigma_p^2 + \\ & [C_p] [matrix11 - 30] [C_p'] \sigma_e^2 \dots\dots\dots (11 - 38) \end{aligned}$$

والجزء الأول من المعادلة رقم ١١,٣٨ يمكن حسابه كما يلي :

$$C_p (matrix11 - 28) C_p' \sigma_a^2 =$$

$$\left[\begin{array}{c} 1000^{-1} \\ \left[\begin{array}{cccccccccccc} -85 & -96 & -126 & -64 & 0 & 14 & -3 & 261 & 38 & 41 & 24 \\ -117 & -114 & -60 & 24 & -64 & 37 & 48 & 38 & 286 & 21 & 18 \\ -43 & -118 & -152 & 26 & 31 & -53 & -2 & 41 & 21 & 290 & 12 \\ -119 & -34 & -26 & 15 & 33 & 2 & -42 & 24 & 18 & 12 & 310 \end{array} \right] \\ \left[\begin{array}{cccccccccccc} 5.25 & 4.88 & 3.25 & 6.0 & 3.25 & 2.5 & 1.65 & 6.0 & 3.25 & 2.5 & 1.63 \\ 5.50 & 3.75 & 6.0 & 3.50 & 3.5 & 1.13 & 6.0 & 3.50 & 3.5 & 1.13 \\ & 3.00 & 4.5 & 1.50 & 3.0 & 1.00 & 4.5 & 1.50 & 3.0 & 1.00 \\ & & 9.0 & 3.00 & 3.0 & 1.50 & 9.0 & 3.00 & 3.0 & 1.50 \\ & & & 4.00 & 1.0 & 0.25 & 3.0 & 4.00 & 1.0 & 0.25 \\ & & & & 4.0 & 1.00 & 3.0 & 1.00 & 4.0 & 1.00 \\ & & & & & 1.00 & 1.5 & 0.25 & 1.0 & 1.00 \\ & & & & & & 9.0 & 3.00 & 3.0 & 1.50 \\ & & & & & & & 4.00 & 1.0 & 0.25 \\ & & & & & & & & 4.0 & 1.00 \\ & & & & & & & & & 1.00 \end{array} \right] \sigma_a^2 \end{array} \right] [C_p']$$

وناتج هذا الضرب للجزء الأول من المعادلة رقم ١١,٣٨ يعطي مصفوفة ٤×٤ كما يلي :

$$= \begin{bmatrix} 0.0429 & -0.0135 & -0.0223 & -0.0071 \\ & 0.0455 & -0.0154 & -0.0166 \\ & & 0.0337 & 0.0040 \\ & & & 0.0197 \end{bmatrix} \sigma_a^2 \dots\dots(11-39)$$

والجزء الثاني من المعادلة رقم ١١.٣٨ يمكن حسابه كالتالي :

$$C_p (matrix 11 - 29) C_p' \sigma_p^2 =$$

$$\left[\begin{array}{c} 1000^{-1} \begin{bmatrix} -85 & -96 & -126 & -64 & 0 & 14 & -3 & 261 & 38 & 41 & 24 \\ -117 & -114 & -60 & 24 & -64 & 37 & 48 & 38 & 286 & 21 & 18 \\ -43 & -118 & -152 & 26 & 31 & -53 & -2 & 41 & 21 & 290 & 12 \\ -119 & -34 & -26 & 15 & 33 & 2 & -42 & 24 & 18 & 12 & 310 \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} 3 & 2 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 & 3 & 2 & 0 & 1 \\ 3 & 2 & 3 & 2 & 2 & 0 & 3 & 2 & 2 & 0 \\ 2 & 3 & 0 & 2 & 0 & 3 & 0 & 2 & 0 \\ 9 & 0 & 0 & 0 & 9 & 0 & 0 & 0 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 & 0 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & 4 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 9 & 0 & 0 & 0 \\ 4 & 0 & 0 \\ 4 & 0 \\ 1 \end{bmatrix} \end{array} \right] \sigma_p^2$$

وناتج ضرب مصفوفات الجزء الثاني من المعادلة رقم ١١.٣٨ هو :

$$= \begin{bmatrix} 0.1078 & -0.0423 & -0.0466 & -0.0189 \\ & 0.0625 & -0.0106 & -0.0095 \\ & & 0.0586 & -0.0014 \\ & & & 0.0298 \end{bmatrix} \sigma_p^2 \dots\dots\dots (11-40)$$

والجزء الثالث من المعادلة رقم ١١.٣٨ يمكن حسابه كما يلي :

$$C_p (matrix 11 - 30) C_p' \sigma_e^2 =$$

$$[[C_p][OLS][C_p']] \sigma_e^2$$

$$= \begin{bmatrix} 0.0441 & -0.0167 & -0.0139 & -0.0135 \\ & 0.0342 & -0.0101 & -0.0074 \\ & & 0.0374 & -0.0133 \\ & & & 0.0341 \end{bmatrix} \sigma_e^2 \dots\dots\dots(11-41)$$

وفي النهاية فإن التوقعات $Var(\hat{p})$ يمكن إيجاده بضرب $Var(\hat{p})$ في $Var(\hat{p})$ Trace كما يلي :

$$Var(\hat{p}) = \left[\begin{bmatrix} 0.0429 & -0.0135 & -0.0223 & -0.0071 \\ & 0.0455 & -0.0154 & -0.0166 \\ & & 0.0337 & 0.0040 \\ & & & 0.0197 \end{bmatrix} \sigma_a^2 + \right.$$

$$\left. \left[\begin{bmatrix} 0.1078 & -0.0423 & -0.0466 & -0.0189 \\ & 0.0625 & -0.0106 & -0.0096 \\ & & 0.0586 & -0.0014 \\ & & & 0.0298 \end{bmatrix} \sigma_p^2 + \right]$$

$$\begin{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.0441 & -0.0167 & -0.0139 & -0.0135 \\ & 0.0342 & -0.0101 & -0.0074 \\ & & 0.0374 & -0.0133 \\ & & & 0.0341 \end{bmatrix} \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

$$\text{Trace Var}(\hat{p}) =$$

$$\left\{ \begin{aligned} & \left[(0.0429 + 0.0455 + 0.0337 + 0.0197) \sigma_a^2 \right] + \\ & \left[(0.1078 + 0.0625 + 0.0586 + 0.0298) \sigma_p^2 \right] \\ & + \left[(0.0441 + 0.0342 + 0.0374 + 0.0341) \sigma_e^2 \right] \end{aligned} \right\}$$

$$\therefore E(\hat{p}'\hat{p}) = \text{Trace Var}(\hat{p}) =$$

$$0.1419\sigma_a^2 + 0.2588\sigma_p^2 + 0.1498\sigma_e^2 \dots \rightarrow (11-42)$$

: $\hat{p}'\hat{p}$ وهنا نحتاج إلي إيجاد قيمة

$$\hat{p}'\hat{p} = \begin{bmatrix} 0.104 & -0.326 & 0.285 & -0.063 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.104 \\ -0.326 \\ 0.285 \\ -0.063 \end{bmatrix} = 0.2024$$

وبأسلوب آخر يمكن إيجاد توقعات $\text{Var}(\hat{p})$ كما يلي:

$$\therefore E(\hat{p}'\hat{p}) = \text{trace}[\text{var}(\hat{p})]$$

$$\therefore E(\hat{p}'\hat{p}) = \text{trace} \left[\begin{aligned} & (\text{matrix11-39}) + \\ & (\text{matrix11-40}) + (\text{matrix11-41}) \end{aligned} \right]$$

$$\therefore E(\hat{p}'\hat{p}) = 0.1419\sigma_a^2 + 0.2588\sigma_p^2 + 0.1498\sigma_e^2$$

وهي نفس المعادلة رقم ١١،٤٢ السابقة.

١١,٦,٦ إيجاد تباين التأثيرات العشوائية للخطأ العشوائي

لحساب تباين التأثيرات العشوائية للخطأ العشوائي $Var(\hat{e})$ نحتاج هنا حساب $\hat{e}'\hat{e}$ كما يلي:

$$\hat{e} = [I - WCW']y \dots\dots\dots \rightarrow (11-43)$$

$$= \begin{bmatrix} 1 & & & & & & & & & \\ & 1 & & & & & & & & \\ & & 1 & & \phi & & & & & \\ & & & 1 & & & & & & \\ & & & & 1 & & & & & \\ & & \phi & & & 1 & & & & \\ & & & & & & 1 & & & \\ & & & & & & & 1 & & \\ & & & & & & & & 1 & \\ & & & & & & & & & 1 \end{bmatrix} - [[W][C][W']] \begin{bmatrix} 5 \\ 3 \\ 4 \\ 6 \\ 5 \\ 7 \\ 8 \\ 9 \end{bmatrix}$$

$$\therefore \hat{e} = \begin{bmatrix} 0.4911 & -0.269 & -0.221 & -0.1217 & 0.1183 & 0.0034 & -0.0626 & 0.0626 & 5 \\ -0.269 & 0.4548 & -0.1858 & 0.1113 & -0.1649 & 0.0536 & 0.0289 & -0.0289 & 3 \\ -0.221 & -0.1858 & 0.4079 & 0.0104 & 0.0466 & -0.057 & 0.0337 & -0.0337 & 4 \\ -0.1217 & 0.1113 & 0.0104 & 0.5122 & -0.2548 & -0.2574 & -0.1152 & 0.1152 & 6 \\ 0.1183 & -0.1649 & 0.0466 & -0.2548 & 0.462 & -0.2073 & -0.0238 & 0.0238 & 5 \\ 0.0034 & 0.0536 & -0.057 & -0.2574 & -0.2073 & 0.4647 & 0.1390 & -0.139 & 7 \\ -0.0626 & 0.0289 & 0.0337 & -0.1152 & -0.0238 & 0.1390 & 0.3729 & -0.3729 & 8 \\ 0.0626 & -0.0289 & -0.0337 & 0.1152 & 0.0238 & -0.1390 & -0.3729 & 0.3729 & 9 \end{bmatrix}$$

حيث إن $I - WCW'$ تمثل المصفوفة رقم ١١,٤٤ .

$$\therefore I - WCW' = matrix11-44 \dots\dots\dots \rightarrow (11-44)$$

ومن ثم فإن القيم المتوقعة للخطأ (\hat{e}) تكون:

$$\therefore \begin{bmatrix} \hat{e}_{11} \\ \hat{e}_{12} \\ \hat{e}_{13} \\ \hat{e}_{21} \\ \hat{e}_{22} \\ \hat{e}_{23} \\ \hat{e}_{31} \\ \hat{e}_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.7078 \\ -0.5341 \\ -0.1736 \\ -0.1205 \\ -0.3624 \\ 0.4829 \\ -0.3017 \\ 0.3017 \end{bmatrix}$$

ويضرب المصفوفة السابقة (\hat{e}) في معكوسها نحصل علي:

$$\hat{e}'\hat{e} = 1.3774$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{e}) &= (I - WCW')\text{Var}(y)(I - WCW')' \\ &= [\text{matrix 11 - 44}] \end{aligned}$$

$$\text{Var}(y)[\text{matrix 11 - 44}]' \dots \dots \dots \rightarrow (11 - 45)$$

ولإيجاد تباين y تستخدم المعادلة التالية:

$$\text{Var}(y) = Z_c A Z_c' \sigma_a^2 + Z_c Z_c' \sigma_p^2 + I \sigma_e^2 \dots \dots (11-46)$$

والجزء الأول من المعادلة ١١,٤٦ يمكن حسابه كما يلي:

$$[Z_c A Z_c'] \sigma_a^2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.25 & 0.125 \\ 0.5 & 0.25 & 1 & 0.5 \\ 0.5 & 0.125 & 0.5 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \sigma_a^2$$

حيث إن Z_c تمثل مصفوفة التعيين Incidence matrix .

$$\therefore Z_c A Z_c' =$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.125 & 0.5 & 1 & 0.25 & 0.5 & 0.25 \\ 0.5 & 0.125 & 1 & 0.5 & 0.125 & 0.5 & 0.5 & 0.5 \\ 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 \\ 0.5 & 1 & 0.125 & 0.5 & 1 & 0.25 & 0.5 & 0.25 \\ 0.5 & 0.25 & 0.5 & 0.5 & 0.25 & 1 & 0.5 & 1 \\ 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 & 0.5 & 1 & 0.5 \\ 0.5 & 0.25 & 0.5 & 0.5 & 0.25 & 1 & 0.5 & 1 \end{bmatrix} \sigma_a^2$$

$$\dots \rightarrow (11 - 47)$$

والجزء الثاني من المعادلة رقم ١١.٤٦ يمكن حسابه كما يلي :

$$Z_c Z_c' \sigma^2 p = \left\{ \begin{array}{c} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \end{array} \right\} \sigma^2 p$$

$$\therefore Z_c Z_c' \sigma^2 p = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \sigma^2 p \quad (11-48)$$

والجزء الثالث من المعادلة رقم ١١,٤٦ تمثل $I\sigma^2 e$.
 وبعد إيجاد الأجزاء الثلاثة للمعادلة رقم ١١,٤٦ يمكن حساب $Var(\hat{e})$ باستخدام
 المعادلة رقم ١١,٤٦ السابقة الذكر كما يلي :

$$Var(\hat{e}) = [matrix11 - 44]$$

$$[(matrix11 - 47) + (matrix11 - 48)]$$

$$[matrix11 - 44]'$$

$$= \left\{ \begin{bmatrix} 0.06501 & -0.0105 & -0.0543 & 0.03290 & -0.0427 & 0.00983 & 0.01158 & -0.0115 \\ -0.0105 & 0.10469 & -0.0944 & -0.0411 & 0.07389 & -0.0327 & -0.0042 & 0.00423 \\ -0.0543 & -0.0944 & 0.14891 & 0.00849 & -0.0313 & 0.02285 & 0.0071 & 0.00717 \\ 0.03290 & -0.0411 & 0.00849 & 0.04927 & -0.0247 & -0.0245 & 0.03687 & -0.0368 \\ -0.0427 & 0.07389 & -0.0313 & -0.0247 & 0.09177 & -0.0670 & 0.02112 & -0.0211 \\ 0.00983 & -0.0327 & 0.02285 & -0.0245 & -0.0670 & 0.09154 & -0.0580 & 0.05801 \\ 0.01153 & -0.0042 & -0.0071 & 0.03687 & 0.02112 & -0.0580 & 0.04743 & -0.0474 \\ -0.0115 & 0.00423 & 0.00717 & -0.0368 & -0.0211 & 0.05801 & -0.0474 & 0.04743 \end{bmatrix} \right\} \sigma_a^2$$

$$+ \left\{ \begin{bmatrix} 0.17003 & -0.0405 & -0.1294 & 0.09440 & -0.1163 & 0.02197 & 0.03620 & -0.0362 \\ -0.0405 & 0.13576 & -0.0955 & -0.0825 & 0.09358 & -0.0111 & -0.0356 & 0.03568 \\ -0.1294 & -0.0955 & 0.22527 & -0.0115 & 0.02265 & -0.0110 & -0.0002 & 0.00036 \\ 0.09440 & -0.0825 & -0.0115 & 0.11671 & -0.0601 & -0.0565 & 0.08659 & -0.0865 \\ -0.1163 & 0.09358 & 0.02265 & -0.0601 & 0.14980 & -0.0896 & 0.01473 & -0.0147 \\ 0.02197 & -0.0111 & -0.0110 & -0.0565 & -0.0896 & 0.14617 & -0.1013 & 0.10132 \\ 0.03620 & -0.0356 & -0.0002 & 0.08659 & 0.01473 & -0.1013 & 0.09393 & -0.0939 \\ 0.0362 & 0.03568 & 0.00026 & -0.0865 & -0.0147 & 0.10132 & -0.0939 & 0.09393 \end{bmatrix} \right\} \sigma_p^2$$

$$+ \left\{ \begin{bmatrix} 0.4911 & -0.269 & -0.221 & -0.1217 & 0.1183 & 0.0034 & 0.0626 & 0.0626 \\ -0.269 & 0.4548 & -0.1858 & 0.1113 & -0.1649 & 0.0536 & 0.0289 & -0.0289 \\ -0.221 & -0.1858 & 0.4079 & 0.0104 & 0.0466 & 0.057 & 0.0337 & -0.0337 \\ -0.1217 & 0.1113 & 0.0104 & 0.5122 & -0.2548 & -0.2574 & -0.1152 & 0.1152 \\ 0.1183 & -0.1649 & 0.0466 & -0.2548 & 0.462 & -0.2073 & -0.0238 & 0.0238 \\ 0.0034 & 0.0536 & -0.057 & -0.2574 & -0.2073 & 0.4647 & 0.139 & -0.139 \\ -0.0626 & 0.0289 & 0.0337 & -0.1152 & -0.0238 & 0.139 & 0.3729 & -0.3729 \\ 0.0626 & -0.0289 & -0.0337 & 0.1152 & 0.0238 & -0.139 & -0.3729 & 0.3729 \end{bmatrix} \right\} \sigma_e^2$$

ومن ثم فإن توقعات $Var(\hat{e})$ يمكن إيجادها من مجموع الخلايا القطرية لمصفوفة $Var(\hat{e})$ السابقة الذكر.

$$\therefore E(\hat{e}'\hat{e}) = 0.6465\sigma_a^2 + 1.1327\sigma_p^2 + 3.5385\sigma_e^2 \dots\dots\dots(11-49)$$

١١,٦,٧ إيجاد مكونات التباين $(\sigma^2 e, \sigma^2 p, \sigma^2 a)$

للحصول على مكونات التباين من معادلات التأثيرات العشوائية السابقة (e ، p ، a) يمكن وضع معادلات مكونات تباين التأثيرات العشوائية في صورة مصفوفة ثم حلها كما هو موضح بعد:

$$0.2067 = 0.1336\sigma_e^2 + 0.1423\sigma_a^2 + 0.2216\sigma_p^2$$

$$0.2024 = 0.1498\sigma_e^2 + 0.1419\sigma_a^2 + 0.2088\sigma_p^2$$

$$1.3774 = 3.5385\sigma_e^2 + 0.6465\sigma_a^2 + 1.1327\sigma_p^2$$

$$\begin{bmatrix} 0.1336 & 0.1423 & 0.2216 \\ 0.1498 & 0.1419 & 0.2588 \\ 3.5385 & 0.6465 & 1.1327 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_e^2 \\ \sigma_a^2 \\ \sigma_p^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.2067 \\ 0.2024 \\ 1.3774 \end{bmatrix}$$

$$\therefore \begin{bmatrix} \sigma^2 e \\ \sigma^2 a \\ \sigma^2 p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.1336 & 0.1423 & 0.2216 \\ 0.1498 & 0.1419 & 0.2588 \\ 3.5385 & 0.6465 & 1.1327 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0.2067 \\ 0.2024 \\ 1.3774 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} -0.4252 & -1.1574 & 0.34766 \\ 48.1934 & -40.875 & -0.0891 \\ -26.178 & 26.9462 & -0.1523 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.2067 \\ 0.2024 \\ 1.13774 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.07337 \\ 1.58687 \\ -0.1304 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\sigma}^2 e = 0.07327$$

$$\hat{\sigma}^2 a = 1.58687$$

$$\hat{\sigma}^2 p = -0.1304$$

التحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية من خلال خلط السلالات

١٢.١ النموذج الوراثي لخلط السلالات Genetic model for breed crosses

طبقا لما ورد ذكره في كتاب خليل ٢٠٠٧ وما أشار إليه Van Vleck في كتابه (Van Vleck 1993) عن المكونات الوراثية للخلط الثنائي بين سلالتين Two-way crossing فإنه يمكن توضيح المكونات الوراثية لنسل الجيل الأول الناتج من تجارب خلط السلالتين A ، B ، فيما يلي :

١- التأثيرات التجمعية المباشرة Direct additive effect

وتشتمل على :

- الأثر التجمعي الأبوي Paternal additive effect أي مساهمة الأب الوراثية في نسله وهذه تسمى بالقيمة التربوية للأب Sire breeding value .
- الأثر التجمعي الأمي Maternal additive effects أي مساهمة الأم الوراثية في نسله وهذه تسمى بالقيمة التربوية للأم Dam breeding value .

٢- قوة الخلط في الفرد نفسه **Individual heterosis** أو قوة الخلط المباشرة

.Direct heterosis

٣- أثر السلالة لمتوسط الأمومة الوراثي **Breed average genetic maternal**

effect

أي بمعنى آخر تأثير الأمومة لسلالة الأم **Dam breed** ويأتي حسابه على أساس أنه الفرق بين التركيب **BB** والتركيب **AB** (أي استخدام **B** بوصفه سلالة للام).

ومن ثم فإن المكونات الوراثية لكل مجموعة وراثية من المجموع الأربعة السابقة يمكن توضيحها فيما يلي :

المجموعة الوراثية	المكونات الوراثية
A X A	$G_A + G_M + M_A = 2G_A + M_A$
B X B	$G_B + G_B + M_B = 2G_B + M_B$
A X B	$G_A + G_B + H_{AB}^I + M_{B(AB)}$
B X A	$G_B + G_A + H_{BA}^I + M_{A(BA)}$

حيث G_A ، G_B = التأثير التجمعي **Additive effect** لكل من السلالة **A** والسلالة **B** علي التوالي.

M_A = التأثير الأمي **Maternal effect** عند استخدام السلالة **A** بوصفها أمًا.

M_B = التأثير الأمي **Maternal effect** عند استخدام السلالة **B** بوصفها أمًا.

H^I = قوة الخلط في الفرد نفسه **Direct heterosis**.

وسنقوم هنا بوضع النموذج الوراثي لكل مكون من المكونات السابقة الناتجة من خلط سلالتين كما أشار إلى ذلك كثير من الباحثين بالمنطقة العربية في الأبقار (Arafa, 1996;

Al-Shinnawy, 1993;) والماعز والأغنام (Arafa et al, 1998, 2000; Khalil et al, 2000 Afifi et al, 1994; Khalil et al, 1995; Khalil and Afifi, والأرانب (Khalil et al, 2009 وعلى النطاق الأوربي (2000; Khalil et al, 2002, 2005, 2007; Al-Saef, 2008a,b,c وعلى سبيل المثال فقد قام Freyer (2008 بتوضيح نتائج خلط سلالات الماشية في ألمانيا في مقالته الشهيرة التي تم نشرها في مجلة علوم الألبان العالمية J. Dairy Sci. ..

١٢,١,١ نموذج التأثير الوراثي المباشر وقوة الخلط في الفرد نفسه

النموذج الوراثي للأداء المتوقع للتركيب الوراثي الخليط AB (أي نموذج التأثيرات الوراثية المباشرة Direct genetic effect) أشار إليه Van Vleck, (1993 في كتابه حيث أوضح أن النموذج الوراثي للأداء المتوقع للخليط \overline{AB} يكون:

$$\overline{AB} = G_{(AB)}^I + H_{(AB)}^I + M_{B_{(AB)}} \dots\dots\dots(12-1)$$

حيث:

$G_{(AB)}^I$ = التأثيرات التجمعية المباشرة Direct additive effects في الفرد نفسه.

$H_{(AB)}^I$ = قوة الخلط في الفرد الخليط نفسه Individual heterosis.

$M_{B_{(AB)}}$ = التأثيرات الوراثية الأمية للسلالة B.

هذا ويمكن تقدير المكونات الوراثية للجيل الأول من خلط سلالتين بمعادلات بسيطة كما هو موضح بعد:

١ - حساب قوة الخلط في الفرد نفسه (H^I) بوصفها وحدات قياسية:

$$H^I = 0.5[(AB + BA) - (AA + BB)] \dots\dots\dots(12-2)$$

أي قيمة الفرق بين متوسط أداء الخلطان وأداء الآباء النقية.

هذا ويمكن تقدير النسبة المئوية لقوة الخلط المباشرة لهذا النموذج باستخدام المعادلة التالية:

$$H_{AB}^I \% = 0.5 \left[\frac{(AB + BA) - (AA + BB)}{(AA + BB)} \right] \times 100 \dots (12-3)$$

٢- حساب التأثير التجمعي المباشر في الفرد نفسه (G^I) بوصفها وحدات

قياسية:

$$G^I = (G_A^I - G_B^I) = [(AA - BB) - (BA - AB)] \dots (12-4)$$

أي هي:

$G^I =$ (الفرق بين المجموعات النقية) - (الفرق بين المجموعات الخليطة).

٣- حساب التأثير الأمي (M) كوحدة قياسية:

$$M_B = \frac{1}{2} (M_A - M_B) = \frac{1}{2} (BA - AB) \dots (12-5)$$

أي أن التأثير الأمي (M) هو نصف الفرق بين أداء الخليط BA (عند استخدام A كأم) وأداء الخليط AB (عند استخدام B بوصفها أمًا).

وأكثر عمومية وبساطة وطبقا لتعريف ديكرسون (Dickerson, 1969, 1992) (Reciprocal cross differences أي بين الخليط AB والخليط BA ، أو بمعنى آخر الاختلاف في استخدام السلالة A بوصفها أمًا واستخدام السلالة B بوصفها أمًا. وهذه الاختلافات تعكس المقدرة الأمية Maternal ability للسلالتين.

١٢.١.٢ نموذج تأثير الأمومة وقوة الخلط الأمية

Model for maternal effect and maternal heterosis

نفرض أن لدينا أمهات خليطة ناتجة من خلط سلالتين هما A ، B فإن النموذج الوراثي لتأثير الأمومة maternal effect والذي أشار إليه Van Vleck 1993 في كتابه يكون:

$$M_{(AB)} = \left[M\left(\frac{AA}{2}\right) + M\left(\frac{BB}{2}\right) \right] + H_{(AB)}^M \dots\dots\dots (12-6)$$

حيث إن هذا النموذج مطابق لنموذج التأثيرات المباشرة Direct effects سابقة الذكر ما عدا أن M وضعت في مقدمة المعادلة لتشير إلى أن $\frac{AA}{2}$ ، $\frac{BB}{2}$ تعبر عن متوسط التأثيرات الأمية Maternal effects للسلالتين A ، B المنقولة إلى بناتها الخليطة . Crossbred daughters

$H_{(AB)}^M$ = قوة الخلط الأمية Maternal heterosis والتي تظهر اعتباراً من الجيل الثاني. هذا ويمكن تقدير قوة الخلط الأمية (H^M) لهذا النموذج الوراثي باستخدام المعادلة التالية (بوصفها وحدات قياس In units):

$$\begin{aligned} H^M &= [(AXAB) + (BXAB)] - \frac{1}{2}[AA + BB + AB + BA] \\ &= [\frac{3}{4}A \frac{1}{4}B + \frac{1}{4}A \frac{3}{4}B] - \frac{1}{2}[AA + BB + AB + BA] \\ &= [AB_m + BA_m] - \frac{1}{2}[Pures + F_1 crosses] \dots\dots\dots (12-7) \end{aligned}$$

حيث AB_m ، BA_m تمثل أداء الخلطان الناتجة من خلط أمهات خليطة مع أحد الأبوين A أو B. أي أن:

قوة الخلط الأمية = (مجموع أداء الخلطان الناتجة من أمهات خليطة في الجيل الثاني) - (نصف مجموع أداء المجموعات الوراثية للجيل الأول) (معادلة رقم ١٢,٧)

وطبقا للمعادلة السابقة يمكن توضيح كيفية حساب قوة الخلط الأمية اعتبارا من الجيل

الثاني عند خلط سلالتين (A ، B) كما يلي :

الآباء A X B

الجيل الأول AB_m or BA_m X A or B

الجيل الثاني A ¼ B or ¾ B ¼ A ¾

ومن ثم فإن قوة الخلط الأمية H^M للخليط AB يمكن التعبير عنها بوصفها نسبة مئوية وذلك باستخدام المعادلة التالية :

$$H_{AB}^M = \left[\frac{H^M \text{ in units}}{\frac{1}{3}(AA + \frac{1}{2}A\frac{1}{2}B + \frac{3}{4}A\frac{1}{4}B)} \right] (100) \dots \dots (12-8)$$

مثال محلول: من خلال الخلط البسيط Simple crossing لخلط سلالتين من ماشية الحليب (A = جيرسي ، B = بلدي) أمكن الحصول علي متوسط وزن العجول عند عمر شهرين (بالكجم) كما هو موضح بعد:

A	A X B	B X A	B X B	آباء الجيل الأول
↓	↓	↓	↓	X A
AA	AB	BA	BB	متوسط أداء الجيل الأول F1
(٥٠ كجم)	(٤٥ كجم)	(٤٨ كجم)	(٤٠ كجم)	
AB X A	BA X B			آباء الجيل الثاني
↓	↓			
A¼B¾	¼A¾B			متوسط أداء الجيل الثاني (F ₂)
(٤٩ كجم)	(٤٦ كجم)			

(أ) حساب قوة الخلط المباشرة في الفرد نفسه (H_{AB}^I) بوصفها وحدات قياس بالكجم تكون:

$$H^I = 0.5[(AB + BA) - (AA + BB)]$$

$$H_{AB}^I = 0.5[(45 + 48) - (50 + 40)] = 1.5 \text{ kg}$$

ومن ثم فإن قوة الخلط المباشرة بالنسبة المئوية تكون:

$$H^I \% = \frac{H^I \text{ in units}}{\frac{1}{2}(50 + 40)} \times 100 = \frac{1.5}{45} \times 100 = 3.3\%$$

(ب) حساب التأثير التجمعي المباشر في الفرد نفسه (G^I) بوصفها وحدات قياس بالكجم:

$$G^I = (G_A^I - G_B^I) = [(AA - BB) - (BA - AB)] = (AA + AB) - (BB + BA)$$

$$= [(50 - 40) - (48 - 45)] = 10 - 3 = 7 \text{ kg}$$

(ج) حساب التأثير الأمي (M) بوصفها وحدات قياس بالكجم:

$$M_B = \frac{1}{2}(M_B - M_A) = \frac{1}{2}(AB - BA)$$

$$= \frac{1}{2}(45 - 48) = -1.5 \text{ kg}$$

ومن ثم فإن تأثير الأمومة في صالح سلالة الجيرسي نظراً لأن الإشارة سالبة. وأن قوة الخلط الأمية الناتجة في العجول الخليطة للجيل الثاني (بوصفها وحدات قياس) نتيجة استخدام أمهات خليطة تكون:

$$H_{AB}^M = [\frac{3}{4} A \frac{1}{4} B + \frac{1}{4} A \frac{3}{4} B] - \frac{1}{2}[AA + BB + AB + BA]$$

$$= [49 + 46] - \frac{1}{2}[50 + 40 + 45 + 48] = 95 - 91.5 = 3.5 \text{ kg}$$

ويمكن التعبير عن قوة الخلط الأمية بالنسبة المئوية كما يلي:

$$H_{AB}^M = \frac{H^M \text{ in units}}{\frac{1}{3}[AA + \frac{1}{2}A\frac{1}{2}B + \frac{3}{4}A\frac{1}{4}B]} (100)$$

$$= \frac{3.5}{\frac{1}{3}[50 + 45 + 49]} (100) = \frac{3.5}{48} (100) = 7.3\%$$

وحيث إنه في هذا المثال يوجد جيل ثاي فقط فإن الفاقد الاندماجي الموجود هنا يمثل الفاقد الاندماجي في الفرد نفسه (R^I) وهو:

قوة الخلط في الفرد نفسه - أداء خلطان الجيل الأول - أداء خلطان الجيل الثاني]

$$R^I = \frac{1}{2}[(AA + BA) - (AA + BB)] -$$

$$[(AB + BA) - (\frac{3}{4}A\frac{1}{4}B + \frac{1}{4}A\frac{3}{4}B)]$$

وحيث إن الجزء الأول من المعادلة يساوي قوة الخلط في الفرد نفسه (H^I) من ثم فإن:

$$R^I = H^I - [F_1 \text{ crosses} - F_2 \text{ cross}] = 1.5 - [93 - 95] = 1.5 + 2 = 3.5 \text{ kg}$$

١٢,١,٣ نموذج تأثير الأبوة وقوة الخلطة الأبوية

Model for paternal effect and paternal heterosis

نفرض أن لدينا آباء خليطة ناتجة من خلط سلالتين هما A ، B فإن النموذج الوراثي لتأثير الأبوة طبقا لما ورد عن (Van Vleck 1993) يكون:

$$P_{(AB)} = \left[P\left(\frac{AA}{2}\right) + P\left(\frac{BB}{2}\right) \right] + H_{(AB)}^P \dots \dots (12 - 9)$$

حيث إن P وضعت في مقدمة المعادلة لتشير إلي أن $\frac{AA}{2}$ ، $\frac{BB}{2}$ تعبر عن متوسط التأثيرات الأبوية للسلالتين A ، B المنقولة إلي أبنائها الخليطة ، $H_{(AB)}^P$ = قوة الخلط الأبوية Paternal heterosis التي تظهر اعتبارا من الجيل الثاني في الآباء الخليطة.

هذا ويمكن تقدير قوة الخلط الأبوية (H_{AB}^P) بوصفها وحدات قياس لهذا النموذج الوراثي باستخدام المعادلة التالية:

$$H_{AB}^P = [AB_p + BA_p] - \frac{1}{2}[pures + F_1 Crosses].....(12-10)$$

$$H_{AB}^P = [\frac{3}{4}A\frac{1}{4}B + \frac{1}{4}A\frac{3}{4}B] - \frac{1}{2}[AA + BB + AB + BA].....(12-11)$$

حيث AB_p ، BA_p تمثل أداء الخلطان الناتجة من خلط آباء (طلائق) خليطة مع أحد الأبوين A ، B . أي أن:

قوة الخلط الأبوية = (مجموع أداء الخلطان الناتجة من آباء خليطة في الجيل الثاني) -
(نصف مجموع أداء المجموعات الوراثية للجيل الأول) (١٢،١٢)

ويمكن التعبير عن قوة الخلط الأبوية كنسبة مئوية باستخدام المعادلة التالية.

$$H_{AB}^M = \frac{H^P \text{ in units}}{\frac{1}{3}[AA + \frac{1}{2}A\frac{1}{2}B + \frac{3}{4}A\frac{1}{4}B]} (100).....(12-13)$$

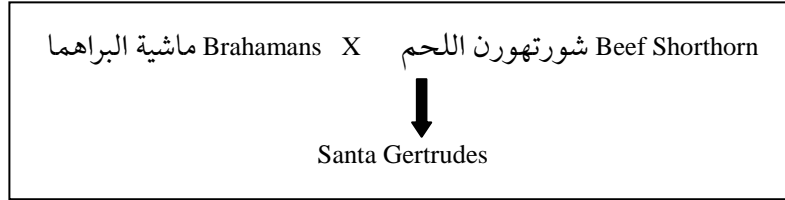
١٢،٢ أغراض الخلط بين السلالات

استخدم الخلط بين السلالات كأحد أنماط التربية الخارجية خلال العقود الماضية و لا يزال يستخدم على نطاق واسع في ماشية الحليب واللحم والأغنام والخنائير والدواجن والأرانب وذلك لغرضين أساسيين هما:

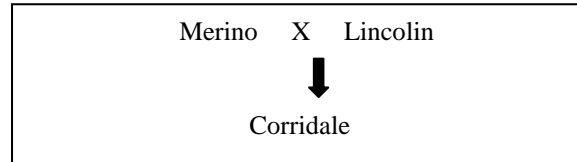
١٢،٢،١ تكوين سلالات جديدة مركبة من نسب معينة بين سلالتين أو أكثر

هناك أمثلة عديدة من خلط السلالات لتكوين سلالات جديدة. وقد استخدم الخلط بين السلالات في تكوين كثير من سلالات الماشية والأغنام حيث كان يجري الخلط بين السلالات ثم انتخاب الأفراد التي تحمل الصفات الجيدة من النسل الناتج ثم

اتباع التربية الداخلية مع الانتخاب للصفات المرغوبة. فماشية الستاجيرتودس Santa Gertrudes نتجت من خلط ماشية البراهما مع ماشية الشورتهورن اللحم:



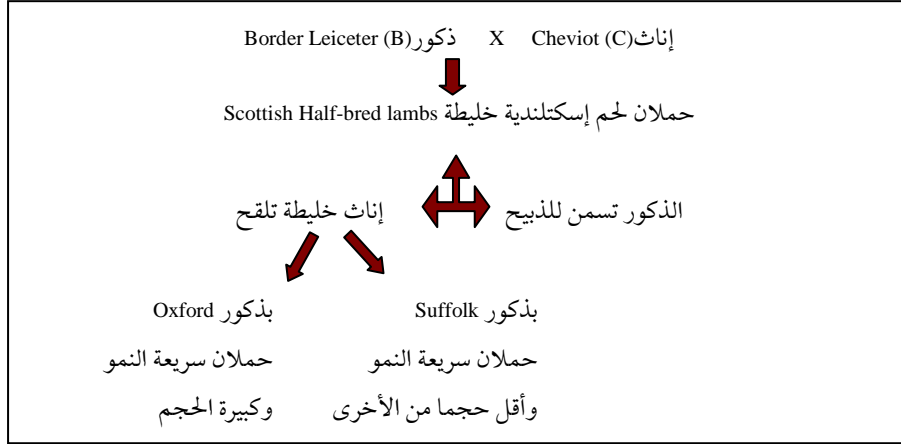
وكذلك الخلط بين أغنام المارينو وأغنام اللينكولن لإنتاج أغنام الكوريدال Corridale .



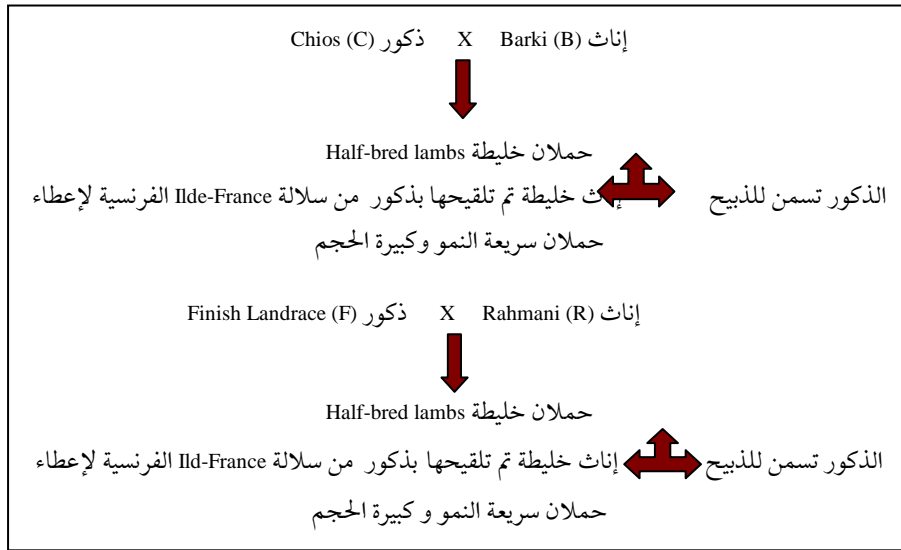
وعند تكوين السلالات الجديدة يلجئ دائما إلى الانتخاب حتى يتسنى استمرار التحسين في السلالة المتكونة.

١٢,٢,٢ إنتاج حيوانات لحم للتسويق

من أشهر عمليات الخلط التي تحدث لهذا الغرض هي تلك التي تمت ممارستها في اسكتلندا وشمال إنجلترا حيث استعملت كباش البوردر ليسستر (Border Leicester (B مع نعاج الشيفوت (C Cheviot) لإنتاج حملان لحم إسكتلندية خليطة والمسماة Scottish Half-bred lambs (شكل رقم ١٢,٢). وفي المنطقة العربية بمصر تم تلقيح نعاج البرقي العربية مع كباش الكيوس القبرصية وكذلك خلط أغنام الرحماني المصرية مع سلالة Finish Landrace الفنلندية (شكل رقم ١٢,٣).



الشكل رقم (١٢،٢): برنامج خلط كباش البوردوليسستر مع نعاج الشيفوت لإنتاج حيوانات لحم للتسويق في إسكتلندا وشمال إنجلترا



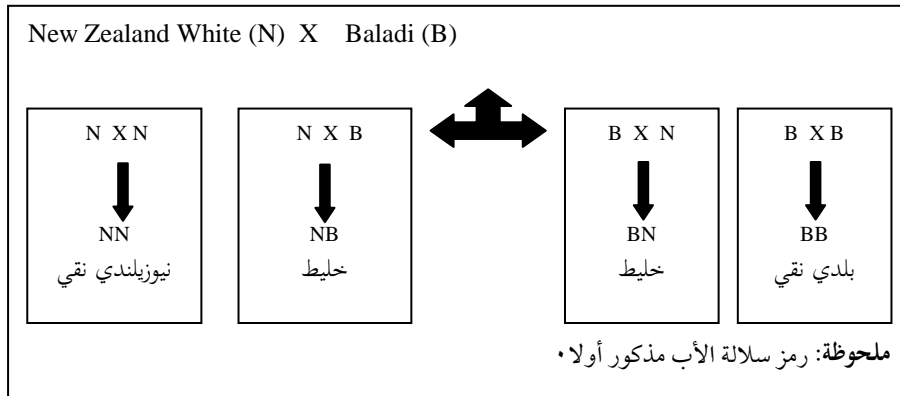
الشكل رقم (١٢،٣): برامج خلط الأغنام المحلية بالأغنام الأجنبية بالمنطقة العربية بمصر لإنتاج حيوانات للتسويق (Aboul-Naga, 1988; Aboul-Naga *et al*, 1989)

١٢,٣ نظم خلط السلالات Crossbreeding systems

في خلط السلالات يتم التزاوج بين أفراد من سلالات مختلفة مثل تلقيح أنثى من سلالة ما بذكر من سلالة أخرى. وأهم هذه النظم ما يلي :

١٢,٣,١ الخلط البسيط Simple crossing:

هذا النوع من الخلط بين السلالات تكون الآباء نقية والأبناء خليطة. وفي هذا النوع من الخلط تقسم الإناث إلى قسمين إحداهما يتزاوج مع طلوقة من سلالة أخرى والقسم الآخر يتزاوج مع طلوقة من نفس السلالة لإنتاج الإناث والذكور اللازمة لاستبدال الحيوانات النقية التي تستبعد من القطيع. ويمكن توضيح هذا النوع من الخلط البسيط وذلك باتباع الخلط بين سلالتين من الأرانب هما النيوزيلندي والبلدي في المنطقة العربية (Afifi and Khalil 1992 الشكل رقم ١٢.٤).



الشكل رقم (١٢.٤). الخلط البسيط بين سلالتين من الأرانب النيوزيلندي والبلدي في المنطقة العربية

(Afifi and Khalil 1992; Abd El-Aziz et al 2002)

مثال محلول لتقدير المكونات الوراثية من الخلط البسيط

عند استخدام الخلط البسيط بين ذكور البراهما (B) وإناث الشورتهورن (S) والتلقيح العكسي لذلك فما هي قوة الخلط المتوقعة الناتجة من هذا الخلط إذا علمت أن:

متوسط السلالة B = 40 وحدة، متوسط السلالة S = 50 وحدة،

متوسط أداء الخليط BS = 55 وحدة، والخليط العكسي = 50 وحدة

حساب قوة الخلط في الفرد نفسه (H^I):

$$H^I \text{ units} = [(BS+SB) - (BB+SS)] =$$

$$[(55+50) - (40+50)] = 105 - 90 = 15 \text{ unit}$$

$$H^I \% = [15/(40+50)](100) = 16.7\%$$

حساب التأثير التجمعي في الفرد نفسه (G^I):

$$G^I = (G_B^I - G_S^I) = [(BB - SS) - (SB - BS)]$$

$$G^I = [(40 - 50) - (50 - 55)] = -10 + 5 = -5 \text{ unit}$$

وبالتالي فإن التأثير التجمعي في الفرد نفسه بالسالب وفي صالح سلالة

الشورتهورن.

حساب تأثير الأمومة (M):

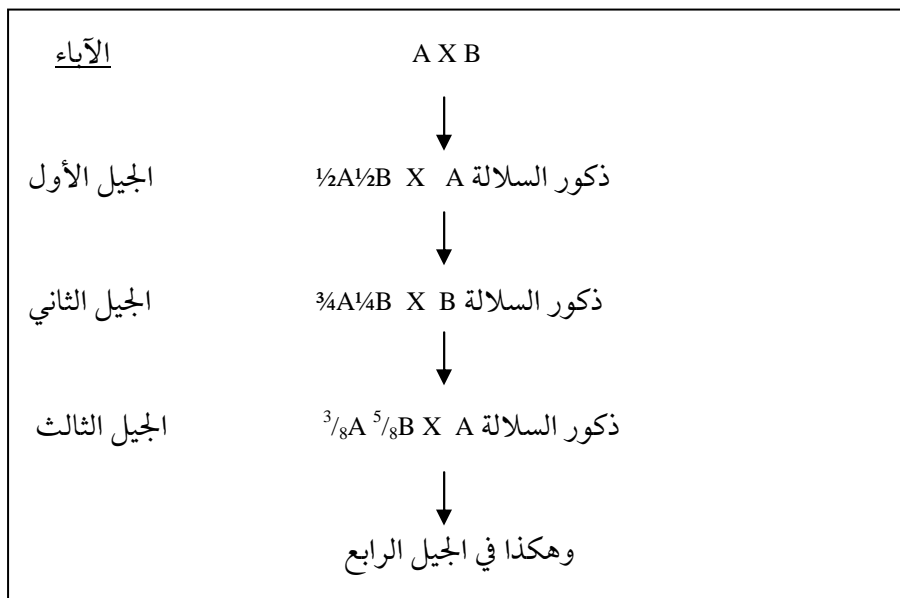
$$M_B = \frac{1}{2}(M_B - M_S) = \frac{1}{2}(SB - BS) = \frac{1}{2}(50 - 55) = -2.5 \text{ Unit}$$

وبالتالي فإن التأثير الأمي في صالح سلالة الشورتهورن.

١٢،٣،٢ الخلط الدوري Rotational Crossing

في هذا النظام من الخلط يكون أحد الأبوين نقيا ودائما تكون الأمهات خليطة والذكور نقية للاستفادة من ظاهرة قوة الهجين في صفات الأمومة (البيئة التي توفرها الأم لأبنائها خلال فترة الحمل وكمية الحليب التي تعطيها الأم خلال فترة الرضاعة)

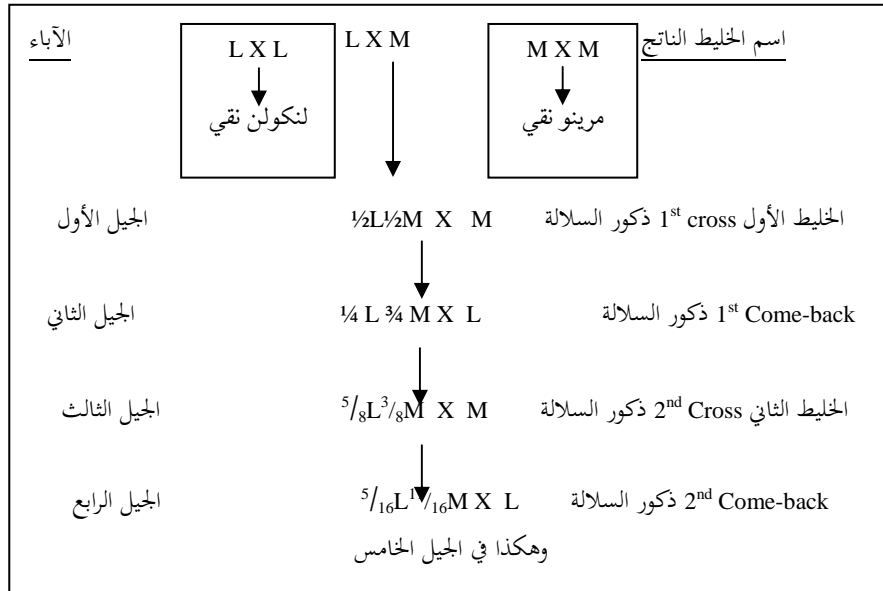
التي تسمى تأثير الأمومة والمقدرة الأمية Maternal effect and mothering ability. وقد يمارس الخلط الدوري بين سلالتين فقط ويسمى في هذه الحالة بالخلط الدوري المتناوب Criss-crossing وأحيانا يفسر بالوراثة التصالبية. ويوضح الشكل رقم (١٢،٥) الخلط الدوري المتناوب بين سلالتين.



شكل رقم (١٢،٥). التخطيط والنسب الوراثية الناتجة من الخلط الدوري المتناوب بين سلالتين.

وبعد أجيال قليلة من الخلط المتناوب بين سلالتين (في الجيل الرابع تقريبا) تصل نسبة إحدى السلالتين إلى الأخرى في الخليط الناتج إلى ثلث : ثلثين ثم تتحول إلى ثلثين : ثلث في الجيل التالي له ثم إلى ثلث : ثلثين وهكذا. وتكون قوة الخلط هي ٦٧٪ من الحد الأقصى الذي يمكن تحقيقه في الجيل الأول F_1 . وقد أشار جلال وكرم ١٩٨٤ إلي مثال من الخلط المتناوب حدث في استراليا بين سلالتين من الأغنام هما المرينو (M) واللنكولن (L) المعروف باسم Come-back (شكل رقم ١٢،٦). وقد اتبع

هذا الخلط يوفر الطلب على اللحم والصوف بأستراليا وليس الغرض منه إنتاج سلالة وسط بين السلالتين ولكنه يسمح بإنتاج محصولين متجانسين. وتمت ممارسة هذا النظام من الخلط في قطعان حجمها ١٠٠٠٠ نعجة نصفها خليط ثان Cross² nd والنصف الآخر مقسم إلى جزأين متساويين من السلالتين النقيتين لإنتاج الكباش التي تستخدم في الخلط أساسا. والمكونات الوراثية للخلط المتناوب السابق ذكره تتمثل في G^M ، G^I ، R^M ، R^I ، H^M ، H^I ،

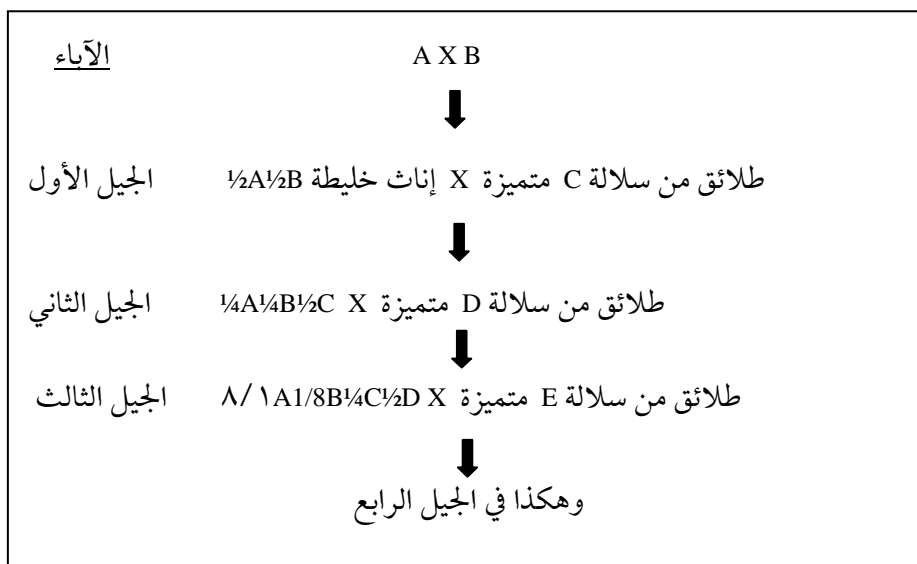


الشكل رقم (١٢.٦). الخلط الدوري المتناوب بين سلالتين من الأغنام لإنتاج أغنام اللحم والصوف في

أستراليا

وقد يحدث أن يمارس الخلط الدوري بين ثلاثة سلالات أو أكثر حيث لا يوجد حد لعدد السلالات التي يمكن استخدامها ولكن ذلك مرتبط بالظروف الاقتصادية ويوضح

الشكل رقم (١٢.٧) الخلط الدوري باستخدام ثلاث سلالات. وقد يستخدم في الخلط سلالات مختلفة من الطلائق بالتناوب. والخلط المتناوب بين ثلاث سلالات شائع في الخنازير والأرانب والذي يتم فيه استخدام سلالات للطلائق متميزة وذلك للحصول على تراكيب متباينة وراثيا والتي عن طريق الانتخاب منها نحصل على سلالات جديدة. وطبقا لظروف منطقتنا العربية فإنه يفضل الخلط الدوري بين عدة سلالات إحداها السلالة المحلية حتى يتسنى الحصول على أكبر قدر من قوة الهجين.



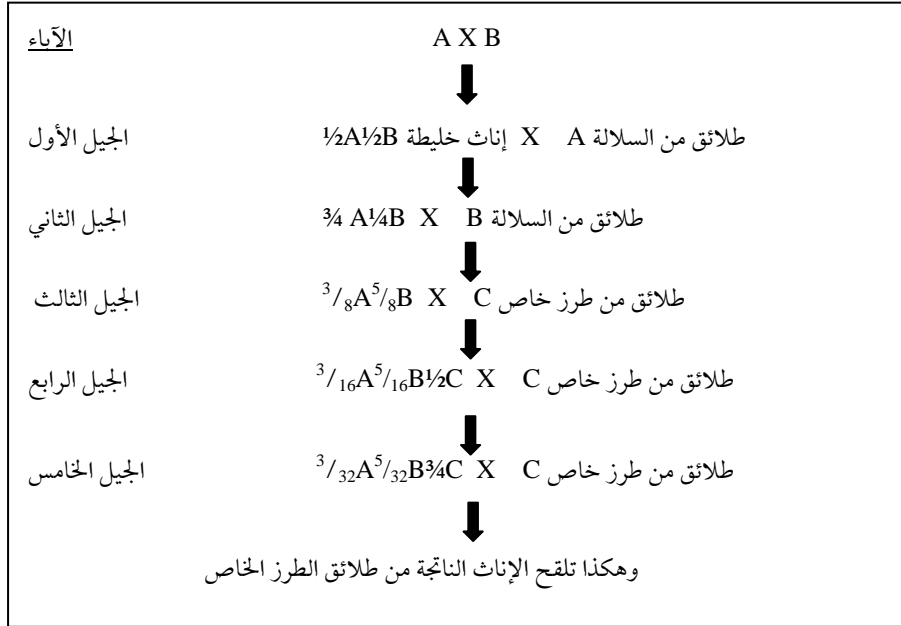
الشكل رقم (١٢.٧). الخلط الدوري المتناوب بين ثلاث سلالات للحصول على سلالات جديدة

وقد جرت العادة في ممارسة الخلط الدوري أن تكون الأمهات خليطة والآباء نقية إلا أنه في بعض الحالات تم استخدام آباء خليطة بنجاح في هذا النظام من الخلط. ويتيح الخلط الدوري فرصة أكبر لاستغلال قوة الخلط Heterosis ولكن في معظم الأحيان يجب اختيار السلالات بعناية وأن تكون متقاربة في صفاتها خصوصا في الماشية حتى لا يتذبذب مستوى ونوعيه الإنتاج من جيل إلى آخر على عكس ما قيل عن الحالة في الأغنام. وأيضا فإنه في الماشية غالبا ما تتداخل الأجيال بالنسبة للزمن فيصعب

تحديد احتياجات وغاية كل تركيب وراثي على حدة أو قد يحدث عسر ولادة نتيجة اختلاف الحجم بين الذكور والإناث .

١٢,٣,٣ الخلط الدوري مع طلوقة نهائي Rotational-terminal sire system

وهذا الخلط يجمع في طياته مزايا استخدام التباين التجمعي بين السلالات بالخلط مع طلوقة نهائي للاستفادة من الدرجة الكبيرة من قوة الخلط الناجمة عن الخلط الدوري وذلك بأن تكون الأُنثى نتاج الخلط الدوري بينما يكون هناك طرز خاص للطلوقة Terminal sire line منتخب لكفاءة النمو وصفات الذبيحة. ولكن مثل هذا النظام يحتاج إلى إمكانيات ممتازة وتنظيم جيد. والشكل رقم (١٢.٨) يوضح الخلط الدوري مع طلوقة نهائي.

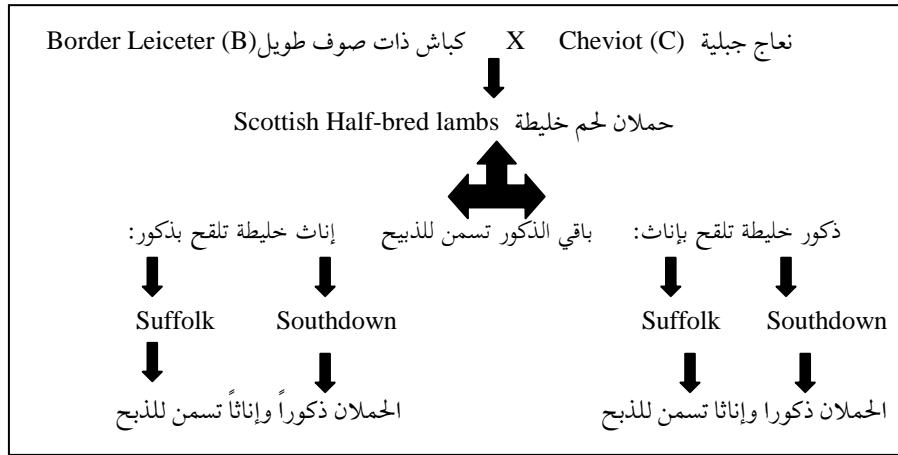


شكل رقم (١٢.٨). الخلط الدوري مع طلوقة نهائي للاستفادة من التباين التجمعي بين السلالات من خلال الخلط مع طلوقة في المراحل الأخيرة من برنامج الخلط

١٢,٣,٤ خلط السلالات عندما يكون أحد الأبوين أو كليهما خليطاً

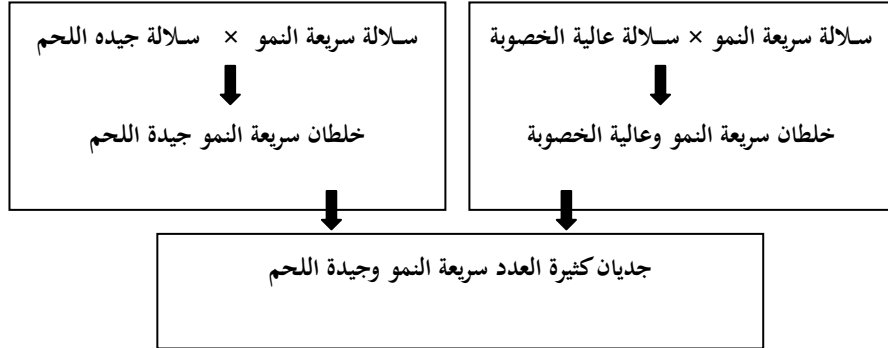
يفضل في هذا النظام من خلط السلالات بأن تكون الآباء أو الأمهات أو كليهما خليطة. وفي هذا النظام يوجد ثلاث حالات هي:

- ١- أن تكون الأم هي الخليطة للاستفادة من قوة الخط الأمية Maternal heterosis بجانب كونها خليطة من عدة سلالات تجمع ميزات في فرد واحد. وبتلقيح هذه الأم الخليطة مع أب نقي ينتج أفراداً خليطة ناتجة من ثلاث سلالات على الأقل وهذه السلالات منتقاة لتتجمع مزاياها جميعاً في أفراد الناتج الخليطة بجانب قوة الخلط المتوقعة في هذا الناتج. ومن أمثلة ذلك النظام من الخلط هذا النظام المتبع في خلط الأغنام بإسكتلندا وشمال إنجلترا كما هو موضح في الشكل رقم (١٢,٩).
- ٢- أن يكون الأب هو الخليط وذلك للاستفادة من قوة الخلط الأبوية Paternal heterosis كما هو موضح في شكل (١٢,٩).



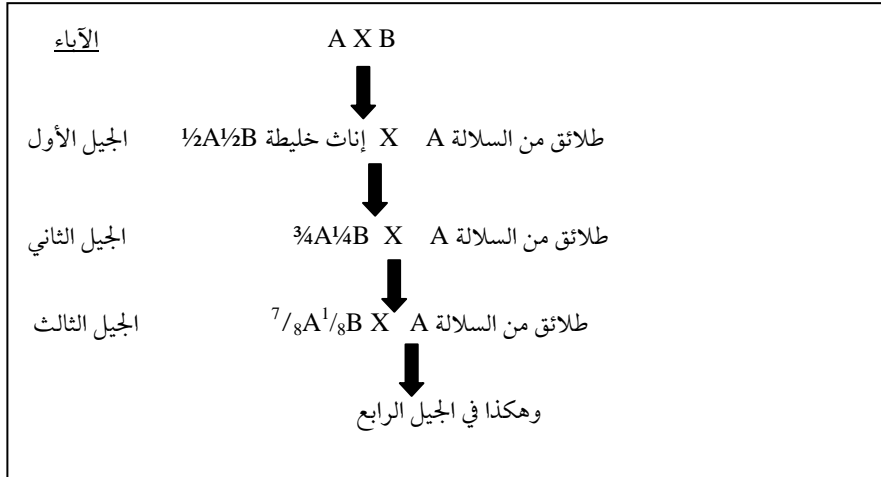
الشكل رقم (١٢.٩). خلط السلالات عندما يكون أحد الأبوين أو كليهما خليطاً للاستفادة من قوة الخلط الأمية والأبوية

٣- أن يكون كلا الأبوين خليطين وذلك للاستفادة من قوة الخلط الأمية والأبوية معا. ويتبع ذلك إذا كان الخليط المطلوب يتكون من أكثر من ثلاث سلالات. وينفذ هذا النظام في الإنتاج التجاري المكثف للأغنام والماعز والأرانب ويعتمد على زيادة عدد التوائم الناتجة. وفي هذا النظام على سبيل المثال في الماعز تخلط سلالات سريعة النمو مع أخرى عالية الخصوبة لإنتاج العنزات بينما تنتج التيوس من خلط سلالات سريعة النمو مع سلالات جيدة اللحم. وخلط التيوس هذه مع العنزات السابقة الذكر ينتج جديانا كثيرة العدد وسريعة النمو وجيدة اللحم كما هو موضح بعد. هذا ويمكن أن تدخل الطرز Lines أو العترات Strains في الخلط بدلا من استخدام سلالات. وتعد الخلطان الناتجة ومكوناتها من أسرار الشركة أو المؤسسة المنتجة لها كما هو حادث في إنتاج هجن الدجاج البياض واللاحم وهجن الأرانب.



١٢,٣,٥ الخلط الرجعي Back crossing

وفي هذا النظام تلقح إناث الجيل الأول الخليطة بذكور أحد هاتين السلالتين وفي هذه الحالة يستفاد من قوة الخلط الموجودة في الأمهات لتنشئة نتاجها. والشكل رقم (١٢,١٠) يوضح هذا النوع من الخلط.



الشكل رقم (١٢.١٠). الخلط الرجعي للإناث الخليطة مع ذكور أحد الأبوين للاستفادة من قوة الخلط الأمية

١٢,٣,٦ التدرج Grading

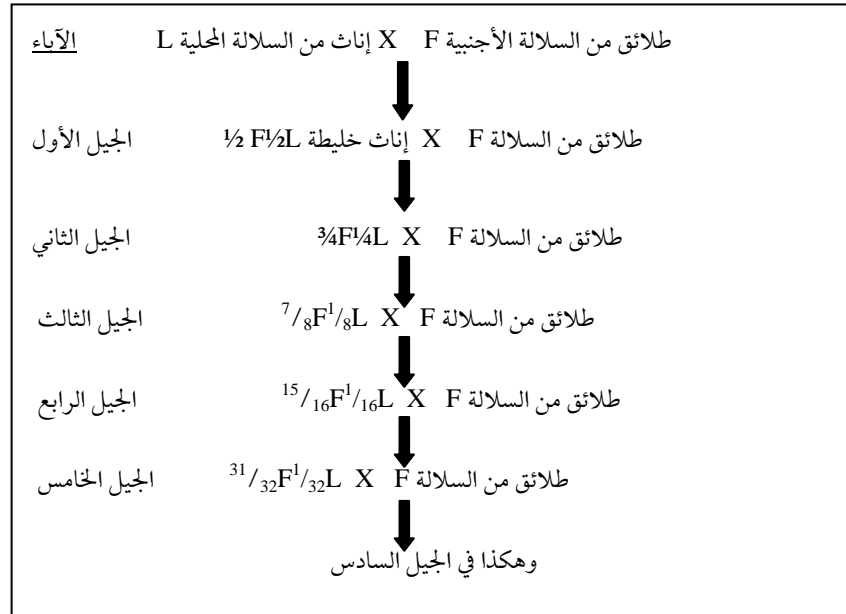
١٢,٣,٦,١ مفهوم التدرج وأغراضه:

يستخدم هذا النوع من الخلط في حالة تحسين السلالات المحلية من الماشية والأغنام والماعز..إلخ. ويمكن تعريف التدرج بأنه إدخال جينات جديدة في مجموعة من الحيوانات مع زيادة نسبة هذه الجينات جيلا بعد جيل وقد يكون التدرج باستخدام طلائق ممتازة من نفس السلالة أو من سلالة أخرى. والتدرج الشائع هو تدرج السلالات المحلية بطلائق أصيلة من سلالات مستوردة ممتازة ويمارس هذا التدرج بأن تلحق إناث السلالة المحلية بطلائق أصيلة من السلالة المستوردة جيلا بعد جيل. والمقصود في هذا الخلط إدخال جينات مرغوب فيها من السلالة الأجنبية وفي الوقت نفسه نحافظ على الجينات المرغوب فيها من السلالة المحلية مثل تلاؤمها للظروف المحلية. ولذلك تمارس عملية الانتخاب لأنسب الحيوانات أثناء عملية التدرج. ويلاحظ في كثير من تجارب التدرج أن أكبر نسبة من التحسين تكون في الجيل الأول بينما يقل معدل

التحسين بعد ذلك تدريجياً ويعزى هذا إلى انخفاض قوة الخلط من جيل إلى جيل. ويوضح الشكل رقم (١٢،١١) مثالا لتدرج سلالة محلية (L) بطلائق من سلالة أجنبية (F) مثل تدرج الأبقار المحلية بطلائق فريزيان (Arafa et al (1998,) 2008.

الغرض من التدرج (أهدافه):

- ١ - إدخال جينات مرغوب فيها من السلالة الأجنبية في تركيب السلالة المحلية المدرجة.
- ٢ - المحافظة على الجينات المرغوب فيها من السلالة المحلية الملائمة للظروف البيئية المحلية في الحيوانات المدرجة.

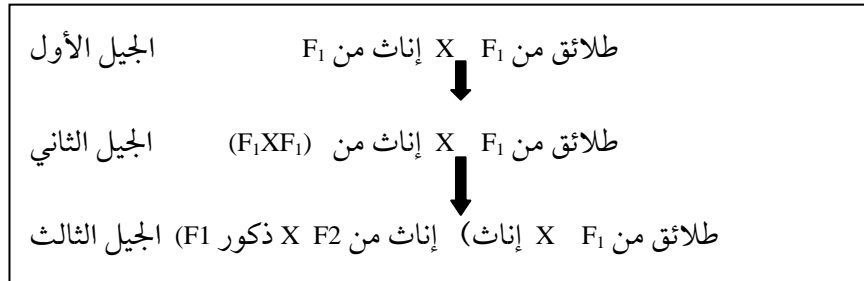


الشكل رقم (١٢،١١). تدرج السلالات المحلية بطلائق من سلالة أجنبية للاستفادة من قوة الخلط الأمية وإدخال الجينات المرغوب فيها من السلالة الأجنبية في الحيوانات المحلية المدرجة.

١٢.٣.٧ نظام خلط الطلوقة الهجين المتكرر

Repeated hybrid male cross system (RHMCS):

وفيه تكون الطلوقة دائما من الجيل الأول F_1 (مع غلق القطيع وانتخاب الطلائق) بينما الإناث تكون من الجيل الأول F_1 ثم $F_1 \times F_2$ ثم $F_1 \times (F_1 \times F_2)$ وهكذا على أن يتم دائما تلقيح الإناث الخليطة بذكور الجيل الأول كما يتضح ذلك من الشكل رقم (١٢.١٢).



شكل رقم (١٢.١٢). نظام خلط الطلوقة الهجين المتكرر

ويختلف هذا النظام من الخلط عن الخلط المتناوب في أن النتائج يحتوى على قوة خلط أقل (٦٦٪ مقابل ٥٠٪) ولكنه يحتوى على قدر أكبر من التباين (جينات خليطة) مما يسمح بالانتخاب. هذا النظام يصبح عمليا أكثر إذا ما كان الفرق بين السلالات المستخدمة (المحلى والمستورد مثلا) كبيرا وإذا كان الحيوان من النوع الأقل غزارة في النسل مثل الأبقار والأغنام بالنسبة للدواجن والخنازير والأرانب. وهذا النظام أيضا يكون مقدمة لتكوين سلالة جديدة. ومن أمثلة السلالات التي تم تكوينها باتباع هذا النظام من الخلط ما يلي:

١- أغنام Coop Worth النيوزيلندية والناجحة من خلط:

Border Leicester X New Zealand Ramny

٢- ماشية Zebu الأسترالية والناجحة من خلط:

Jersey X Zebu

- ٣- ماشية Santa Gertrudis الأمريكية والناجحة من خلط :
Brahmans X Shorthorn
- ٤- ماشية Luining الاسكتلندية والناجحة من خلط :
Highland cattle X Shorthorn
- ٥- ماشية Brangus الأمريكية والناجحة من خلط :
Brahmans X Angus

١٢,٤ النتائج المتوقعة من خلط السلالات

النسبة التي تثبت عندها جينات السلالات المختلفة في الخلط الدوري يمكن حسابها من مفكوك 2^{n-1} حيث n تمثل عدد السلالات المشتركة في الخلط فإذا كان هناك ثلاث سلالات فإن أحد السلالات تكون $2^{1-1} = 1$ والثانية $2^{2-1} = 2$ والثالثة $2^{3-1} = 4$ ، أي بنسبه $14,28\%$: $28,75\%$: $57,14\%$ وتكون نسبة المواقع الجينية الخليطة ، نسبة إلى الجيل الأول في النظام كله بعد أن يستقر $28,75\% + 57,14\% = 86\%$ وهي ممكن حسابها $1 - 14,28\% = 86\%$. أي أنه في حالة استعمال ثلاث سلالات نجد أن هذه النسبة تثبت عند $7/4$ ، $7/2$ ، $7/1$ وتكون قوه الخلط 86% من الحد الأقصى الذي يمكن تحقيقه في الجيل الأول.

وعند عمل الحسابات السابقة لنظام خلط دوري يشترك فيه أربعة سلالات تكون نسبة تراكييها الوراثية بعد الاستقرار هي $1 : 2 : 4 : 8$ وتكون نسبة المواقع الخليطة الموجودة في نظام الخلط بعد الاستقرار إلى تلك الموجودة في الجيل الأول هي :

$$1 - \left[\frac{1}{1 + 2 + 4 + 8} \right] = 93\%$$

ومع هذا يمكن حساب نسبة المواقع الخليطة الموجودة في نظام الخلط بين السلالات بعد الاستقرار (ثبات الجينات) إلى تلك الموجودة في الجيل الأول كما يلي :

$$\frac{2^n - 2}{2^n - 1} =$$

حيث n تمثل عدد السلالات المستخدمة في الخلط الدوري.

ومن ثم فإنه في حالة وجود سلالتين نجد أن قيمة $\frac{2^2 - 2}{2^2 - 1} = \frac{2}{3}$ تمثل ٦٦٪

بينما في حالة ثلاثة سلالات نجد أن قيمة $\frac{2^3 - 2}{2^3 - 1} = \frac{6}{7}$ تمثل ٨٦٪ وفي حالة

٤ سلالات تمثل ٩٣٪ وهكذا.

في المنطقة العربية أجريت العديد من تجارب الخلط بين السلالات وأشارت النتائج إلى أن الخليط الأفضل هو الذي يتراوح فيه نسبة جينات الحيوانات المستوردة إلى المحلية بين نصف وثلاثة أرباع نظراً لأنه عند زيادة هذه النسبة عن ثلاثة أرباع فإن الحيوانات الناتجة تحتاج إلى بيئة عالية المستوى حتى تكون منتجة الأمر وهو ما الذي يتعذر وجوده في كثير من الحالات. وقد ورد عن Cunningham and Systrad (1987) نفس الاتجاه في تجارب الخلط في المناطق الحارة الأخرى من العالم. ومن الناحية الوراثية فقد أشار الباحثان Gregory and Cundiff, 1980 إلى أن الفقد في قوة الخلط (والمعروفة بالفقد الاندماجي Recombination loss يتلازم خطياً Correlated linearly مع النقص في قدر نسبة المواقع الخليطة Heterozygosity . وحيث إنه من اليسير تقدير نسبة المواقع الخليطة في أي خليط نسبة إلى تلك الموجودة في الجيل الأول ليصبح من الممكن التنبؤ بمدى فاعلية أي نظام خلطي إذا كانت هناك تقديرات لقوة الخلط للصفات المختلفة. وقد لخص الباحثان الأخيران عدد المواقع الخليطة في أنظمة الخلط المختلفة نسبة إلى تلك الموجودة في الجيل الأول كما هو موضح في الجدول رقم (١.١٢).

الجدول رقم (١٢،١). نسبة عدد المواقع الخليطة في أنظمة الخلط المختلفة بعد استقرارها إلى تلك الموجودة في الجيل الأول.

نسبة المواقع الخليطة في أي خليط نسبة إلى	نظام الخلط
تلك الموجودة في الجيل الأول	

صفر	تربية نقية
٦٦,٧	خلط دوري بين سلالتين
٨٦	خلط دوري بين ثلاث سلالات
٩٣,٣	خلط دوري بين أربع سلالات تكوين سلالة مركبة من سلالتين:
٥٠	$\frac{1}{2}A\frac{1}{2}B$
٤٦,٩	$\frac{3}{4}A\frac{1}{4}B$
٣٧,٥	$\frac{5}{8}A\frac{3}{8}B$ تكوين سلالة مركبة من ثلاث سلالات:
٦٢,٥	$\frac{1}{2}A\frac{1}{4}B\frac{1}{4}C$
٦٥,٦	$\frac{3}{8}A\frac{3}{8}B\frac{1}{4}C$ تكوين سلالة مركبة من أربع سلالات:
٧٥	$\frac{1}{4}A\frac{1}{4}B\frac{1}{4}C\frac{1}{4}D$
٦٨,٨	$\frac{3}{8}A\frac{3}{8}B\frac{1}{8}C\frac{1}{8}D$
٦٥,٦	$\frac{1}{2}A\frac{1}{4}B\frac{1}{8}C\frac{1}{8}D$ تكوين سلالة مركبة من خمس سلالات:
٧٨,١	$\frac{1}{4}A\frac{1}{4}B\frac{1}{4}C\frac{1}{8}D\frac{1}{8}E$
٦٨,٨	$\frac{1}{4}A\frac{1}{8}B\frac{1}{8}C\frac{1}{8}D\frac{1}{8}E$ تكوين سلالة مركبة من ست سلالات:
٨١,٣	$\frac{1}{4}A\frac{1}{4}B\frac{1}{8}C\frac{1}{8}D\frac{1}{8}E\frac{1}{8}F$ تكوين سلالة مركبة من سبع سلالات:
٨٥,٢	$\frac{3}{16}A\frac{3}{16}B\frac{1}{8}C\frac{1}{8}D\frac{1}{8}E\frac{1}{8}F\frac{1}{8}G$

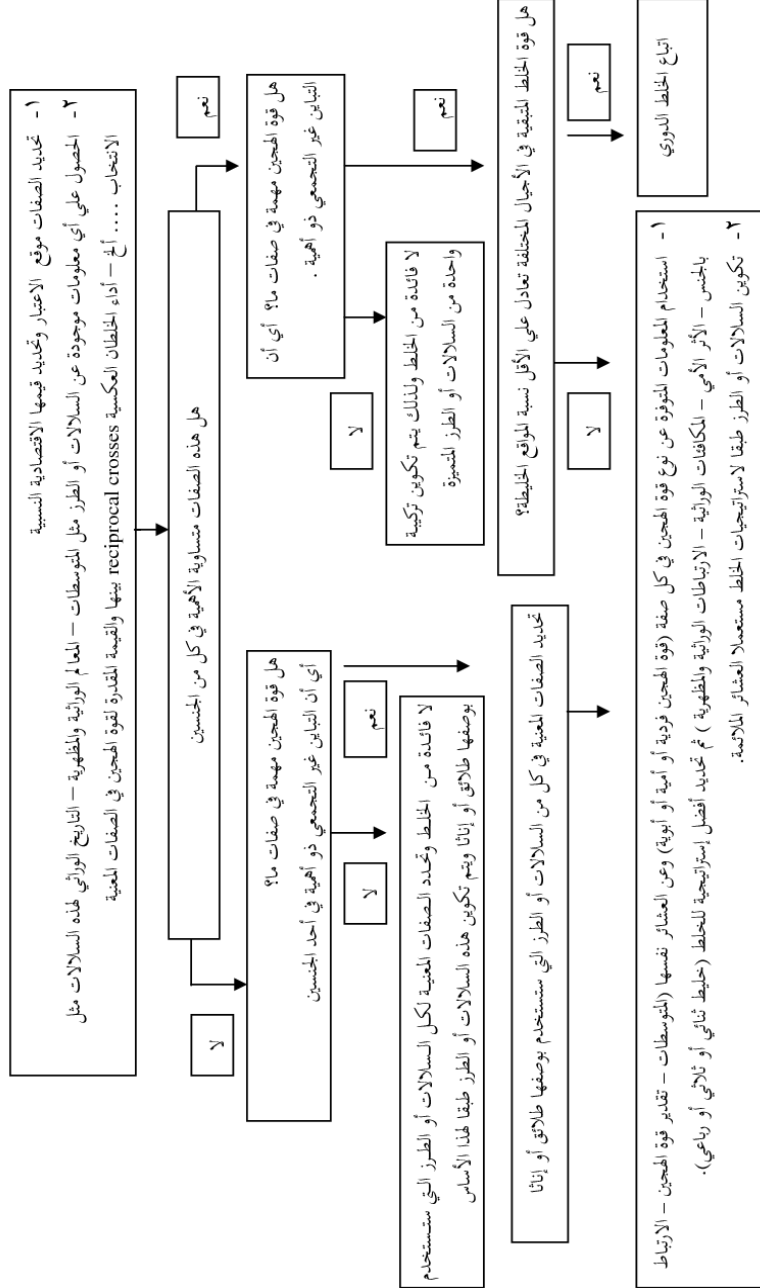
المصدر: جلال وكرم (٢٠٠٣)

يلاحظ من الجدول تزايد نسبة المواقع الخليطة في نظام الخلط إلى تلك الموجودة في الجيل الأول مع تزايد عدد السلالات الداخلة في تكوين السلالات المركبة.

١٢,٥ تخطيط إستراتيجيات خلط السلالات**Stratification of crossbreeding policies**

تبين من نظم الخلط السابقة أن وضع خطة للخلط سواء بين السلالات أو الطرز يعتمد على عدة عوامل منها الوراثية ومنها الاقتصادية ومنها البيولوجية - وجدير بالذكر أن كثيرا من المعلومات المطلوبة لتحديد خطة خلطية مناسبة لا يمكن الحصول عليها من مصادر أخرى غير السلالات أو الطرز المعنية بالخلط ودرجات خلطها. فمثلا لا يستحسن التنبؤ بقوة الخلط في الجيل الثاني إذا عرف الجيل الأول فقط ولكن يجب الحصول على الجيل الثاني ومقارنته بالجيل الأول على أساس تجريبي قبل المضي في المرحلة الإنتاجية نفسها (Freyer et al, 2008) . والشكل رقم (١٢,١٣) يوضح كيفية تخطيط نظام خلطي طبقا لما ذكره Sheridan 1981.

شكل رقم (١٢.١٣). كيفية تخطيط إستراتيجية الخلط لتحديد خطة خلط مناسبة



خلط السلالات والتحسين الوراثي من خلال الانتخاب لقدرة التوافق العامة والخاصة لإنتاج الهجن التجارية في الحيوانات الزراعية

بجانب ما قيل عن استغلال ظاهرة قوة الهجين الناتجة من اتباع التربية الخارجية من خلط للسلالات والسابق ذكره فإنه يمكن تلخيص طرق التربية والانتخاب لمقدرة التوافق واستغلال الآثار الجينية غير التجمعية Non-additive gene effects كما أشار Hill 1982 (وبالتالي الانتخاب لقوة الهجين Selection for heterosis) كما سيوضح فيما بعد. هذا ويمكننا استغلال الجزء السيادة والتفوق والتجمعي من التباين الوراثي. وحتى عندما يقل التباين التجمعي كثيرا يمكن استمرار التحسين عن طريق استغلال قدرة التوافق الخاصة. هذا ويتم إنتاج القطعان (الهجن) التجارية لإنتاج البيض واللحم من خلال الانتخاب لقدرة التوافق العامة والخاصة Selection for general and specific combining ability ومن خلال استخدام الانتخاب الدوري Recurrent selection والانتخاب الدوري المتبادل Reciprocal recurrent selection. ومن ثم سوف نتناول هنا الانتخاب لقدرة التوافق العامة والخاصة من خلال الدراسات التي أجريت بالمنطقة

العربية لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة في الأغنام والدواجن والارانب والمتمثلة في دراسة Hanafi et al 1977 بالعراق وكذلك دراسات 1977 Soltan et al ، Shebl et al ، 1990 ، Hanafi et al 1991 ، Khalil et al 1991 ، Salem 1994 ، Abd El-Ghany 1996 ، El Safty 1999 على سبيل الدراسات المصرية.

تعرف قدرة التوافق العامة General combining ability بأنها متوسط أداء أبناء خط Line معين عند تلقيحه مع مجموعة من الخطوط بالنسبة لصفة معينة أو دليل من الصفات ويرمز لها بالرمز GCA. وتقيس قدرة التوافق العامة مقدار التباين التجمعي للسلاطات أو الخطوط المستخدمة في تجارب الخلط. ومن ثم فإن التحسين الوراثي يكون ممكنا من خلال الانتخاب لقدرة التوافق العامة إذا ما توافر تباين وراثي تجمعي بقدر كاف. أما إذا كان الانتخاب على أساس القدرة العامة للتوافق غير كاف لإحراز النتائج المرغوبة لأسباب أحدها نقص التباين الوراثي التجمعي فيجب علينا في هذه الحالة استغلال أنواع أخرى من التباين لدفع عجله التحسين. وهنا نأخذ في الاعتبار قدرة التوافق الخاصة Specific combining ability التي يميز لها بالرمز SCA. وتعرف قدرة التوافق الخاصة بأنها مقدار انحراف متوسط أداء الأبناء الخليطة الناتجة من تلقيح معين عن متوسط قدرة التوافق العامة للخطين المستخدمين في التلقيح.

وتفسر قدرة التوافق العامة على أساس الأثر التجمعي إذ إنها تعبير عن القيمة التربوية للخط. أما قدرة التوافق الخاصة فيمكن تفسيرها على أساس السيادة Dominance وفوق السيادة Over-dominance والتفوق Epistasis والصدفة Chance (Hill, 1982).

١٣,١ النموذج الرياضي لتحليل بيانات خلط السلالات (٤×٤) لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة

يوضح النموذج الرياضي التالي كيفية تقدير قدرة التوافق العامة والخاصة (Harvey 1979, 1990):

$$y_{ijk} = \mu + g_i + g_j + m_j + c_{ij} + r_{ij} + e_{ijk} \dots (13-1)$$

حيث :

Y_{ijk} = المشاهدة علي النسل الناتج من تزاوج الطرز الأبوي والطرز الأمي.

μ = المتوسط العام.

g_i (g_j) = قدرة التوافق العامة (GCA) General combining ability للطرز i أو z والتي

تعبر عن نصف القيمة الوراثية التجمعية Additive genetic value للطرز i أو الطرز z بوصفه انحراف عن المتوسط العام.

m_j = التأثير الأمي (Maternal effect (MA للطرز الأمي Dam line والتي تعبر عن المقدرة الأمية قبل وبعد الولادة ولا تمثل الجينات المنقولة إلي النسل الإناث للطرز.

C_{ij} = قدرة التوافق الخاصة (SCA) Specific combining ability.

r_{ij} = التأثيرات العكسية أو الارتباط بالجنس Reciprocal and sex-linked effects.

١٣,٢ معادلات المربعات الدنيا للنموذج الرياضي

يمكن تمثيل معادلات المربعات الدنيا Least squares equations للنموذج السابق في صورة مصفوفات مضروبة في بعضها كما يلي (Harvey 1979, 1990):

$$\begin{matrix}
 & \hat{\mu} & \hat{g}_i & \hat{m}_j & \hat{c}_{ij} & \hat{r}_{ij} \\
 \mu & \left[\begin{array}{ccccc}
 n_{..} & n_{i.} + n_{.i} & n_{.j} & n_{ij} + n_{ji} & n_{ij} \\
 n_{i.} + n_{.i} & n_{ij} + n_{ji} & n_{ij} & n_{ij} + n_{ji} & n_{ij} \\
 n_{.j} & n_{ij} & {}_0 n_{ij}^0 & n_{ij} & n_{ij} \\
 n_{ij} + n_{ji} & n_{ij} + n_{ji} & n_{ij} & {}_0 n_{ij} + n_{ji}^0 & n_{ij} \\
 n_{ij} & n_{ij} & n_{ij} & n_{ij} & {}_0 n_{ij}^0
 \end{array} \right]
 \end{matrix}$$

RHM

$$\begin{bmatrix}
 Y_{..} \\
 Y_{i.} + Y_{.i} \\
 Y_{.j} \\
 Y_{ij} + Y_{ji} \\
 Y_{ij}
 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13 - 2)$$

والمعادلات بالمصفوفة السابقة ليس لها حلول نظرا لأن المصفوفة Non-singular ومن ثم
 لزم وضع بعض القيود لإيجاد حلول للمعادلات.

١٣.٣ وضع القيود علي النموذج الرياضي لتقدير المكونات الوراثية

يمكن تمثيل القيود التي يمكن استخدامها لحل المعادلات فيما يلي (Harvey 1979 ,
 : (1990

$$\begin{aligned}
 \sum_i \hat{g}_i &= \sum_j \hat{m}_j = \sum_i \hat{c}_{ij} = \sum_j \hat{c}_{ij} = \sum_i^{p-1} \sum_j \hat{c}_{ij} = \\
 \sum_i \hat{r}_{ij} &= \sum_j \hat{r}_{ij} = \hat{r}_{ij} + \hat{r}_{ji} = 0 \dots\dots\dots (13 - 3)
 \end{aligned}$$

حيث :

$$\sum_i \hat{g}_i = \sum_j \hat{m}_j = 0$$

التوافق العامة أو التأثيرات الأمية.

$$\sum_i \hat{c}_{ij} = \sum_j \hat{c}_{ij} = \sum_i^{p-1} \sum_j \hat{c}_{ij} = 0$$

لتقدير قدرة التوافق الخاصة.

اختصار الصفوف والأعمدة لتقدير SCA :

$$\begin{aligned} c'_{12} &= c_{12} + c_{34} - c_{14} - c_{23} \\ c'_{13} &= c_{13} + c_{24} - c_{14} - c_{23} \\ r'_{12} &= r_{12} + r_{24} + r_{41} - r_{14} - r_{21} - r_{42} \\ r'_{13} &= r_{13} + r_{34} + r_{41} - r_{14} - r_{31} - r_{43} \\ r'_{23} &= r_{23} + r_{34} + r_{42} - r_{24} - r_{32} - r_{43} \dots\dots\dots (13-4) \end{aligned}$$

الثوابت المتبقية لقدرة التوافق الخاصة Constants of SCA بعد اختزال المصفوفة :

$$\begin{bmatrix} 0 & c_{12} & c_{13} & c_{14} \\ c_{21} & 0 & c_{23} & c_{24} \\ c_{31} & c_{32} & 0 & c_{34} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & 0 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-5)$$

$$\begin{aligned} \hat{c}_{14} &= -(\hat{c}_{12} + \hat{c}_{13}) \\ \hat{c}_{23} &= \hat{c}_{14} \\ \hat{c}_{24} &= \hat{c}_{13} \\ \hat{c}_{34} &= \hat{c}_{12} \dots\dots\dots (13-6) \end{aligned}$$

الثوابت المتبقية للتأثيرات العكسية Constants of Reciprocal effects بعد اختزال

المصفوفة :

$$\begin{bmatrix} 0 & r_{12} & r_{13} & r_{14} \\ r_{21} & 0 & r_{23} & r_{24} \\ r_{31} & r_{32} & 0 & r_{34} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & 0 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-7)$$

$$\begin{aligned} \hat{r}_{21} &= -\hat{r}_{12} \\ \hat{r}_{31} &= -\hat{r}_{13} \\ \hat{r}_{32} &= -\hat{r}_{23} \\ \hat{r}_{41} &= -\hat{r}_{14} \\ \hat{r}_{42} &= -\hat{r}_{24} \\ \hat{r}_{43} &= -\hat{r}_{34} \\ \hat{r}_{14} &= -(\hat{r}_{12} + \hat{r}_{13}) \\ \hat{r}_{24} &= -(\hat{r}_{21} + \hat{r}_{24}) \\ \hat{r}_{34} &= -(\hat{r}_{31} + \hat{r}_{32}) \dots\dots\dots (13-8) \end{aligned}$$

وبافتراض أن الأعداد بالفئات الممثلة لتقدير تأثيرات قدرة التوافق الخاصة هي :

$$\begin{bmatrix} & n_{12} & n_{13} & n_{14} \\ n_{21} & & n_{23} & n_{24} \\ n_{31} & n_{32} & & n_{34} \\ n_{41} & n_{42} & n_{43} & \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-9)$$

وبطرح العمود الأخير في كل صف من كل الأعمدة نجد أن :

$$\begin{bmatrix} & n_{12} - n_{14} & n_{13} - n_{14} & n_{14} - n_{14} \\ n_{21} - n_{24} & & n_{23} - n_{24} & n_{24} - n_{24} \\ n_{31} - n_{34} & n_{32} - n_{34} & & n_{34} - n_{34} \\ n_{41} - n_{43} & n_{42} - n_{43} & n_{43} - n_{43} & \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-10)$$

ويطرح الصف الأخير من كل الصفوف ينتج :

$$\begin{bmatrix} & n_{12} - n_{14} - n_{42} + n_{43} & n_{13} - n_{14} \\ n_{21} - n_{24} - n_{41} + n_{43} & & n_{23} - n_{24} \\ n_{31} - n_{34} - n_{41} + n_{43} & n_{32} - n_{34} - n_{42} + n_{43} & \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-11)$$

وحيث أن قدرة التوافق الخاصة لهجين معين يقاس علي أنه محصلة لاثنين من الخلطان العكسية (أي كل عنصر من العناصر فوق القطرية في المصفوفة السابقة ما يناظره من العناصر تحت القطرية) :

$$\begin{bmatrix} n_{12} - n_{14} - n_{42} + n_{43} + n_{21} - n_{24} - n_{41} + n_{43} & n_{13} - n_{14} + n_{31} - n_{34} - n_{41} + n_{43} \\ & n_{23} - n_{24} + n_{32} - n_{34} - n_{42} + n_{43} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (12-12)$$

وبالتالي يمكن وضع المصفوفة السابقة علي النحو التالي بصورة مبسطة :

$$\begin{bmatrix} n'_{12} - n'_{14} - n'_{24} + 2n_{43} & n'_{13} - n'_{14} - n_{34} + n_{43} \\ & n'_{23} - n'_{24} - n_{34} + n_{43} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13-13)$$

حيث :

$$n'_{12} = n_{12} + n_{21}, \quad n'_{13} = n_{13} + n_{31}, \quad n'_{14} = n_{14} + n_{41}, \quad \text{ect.}$$

والقيود الثالث Third restriction للقيود الموضوعه لحل معادلات قدرة التوافق الخاصة

والمذكورة سابقا $\sum_i \sum_j \hat{C}_{ij} = 0$ ينتج عنها المعادلات التالية:

$$n'_{12} - n'_{14} - n'_{24} + 2n_{43} - n'_{23} + n'_{24} + n_{34} - n_{43} \\ = n'_{12} - n'_{14} - n'_{23} + n'_{34} \dots \dots \dots (12 - 14)$$

$$n'_{13} - n'_{14} - n'_{34} + n_{43} - n'_{23} + n'_{24} + n_{34} - n_{43} \\ = n'_{13} - n'_{14} - n'_{23} + n'_{24} \dots \dots \dots (13 - 15)$$

والقيود الرابع Fourth restriction للقيود الموضوعه لحل معادلات التأثيرات العكسية

Reciprocal effects وهي $\sum_j \hat{r}_{ij} = 0$ ينتج عنها المعادلات التالية:

$$n_{12} - n_{14} - n_{42} + n_{43} - n_{21} + n_{24} + n_{41} - n_{43} = \\ n_{12} - n_{14} - n_{42} - n_{21} + n_{24} + n_{41} \dots \dots \dots (13-16)$$

$$n_{13} - n_{14} - n_{31} + n_{34} + n_{41} - n_{43} = \\ n_{13} - n_{14} - n_{31} + n_{34} + n_{41} - n_{43} \dots \dots \dots (13-17)$$

$$n_{23} - n_{24} - n_{32} + n_{34} + n_{42} - n_{43} = \\ n_{23} - n_{24} - n_{32} + n_{34} + n_{42} - n_{43} \dots \dots \dots (13-18)$$

وينفس الأسلوب لاختصار الصفوف لقدرة التوافق الخاصة والتأثيرات العكسية يمكن

اختصار مصفوفة الجانب الأيمن RHM كما يلي:

١ - اختصار صفوف قدرة التوافق الخاصة لمصفوفة RHM :

$$\begin{aligned} C'_{12} &= Y_{12} + Y_{34} - Y_{14} - Y_{23} \\ C'_{13} &= Y_{13} + Y_{24} - Y_{14} - Y_{23} \dots \dots \dots (13-19) \end{aligned}$$

٢- اختصار صفوف التأثيرات العكسية لمصفوفة RHM :

$$\begin{aligned} r'_{12} &= Y_{12} + Y_{24} + Y_{41} - Y_{14} - Y_{21} - Y_{42} \\ r'_{13} &= Y_{13} + Y_{34} + Y_{41} - Y_{14} - Y_{31} - Y_{43} \\ r'_{23} &= Y_{23} + Y_{34} + Y_{42} - Y_{24} - Y_{32} - Y_{43} \dots \dots \dots (13-20) \end{aligned}$$

وبإتمام اختزال المصفوفة نحصل علي مصفوفة منتظمة ترتيبها $(p(p-1))$ حيث p تمثل عدد الطرز أو السلالات المستخدمة في برنامج الخلط.

٣- قلب المصفوفة المختزلة Inversion of the reduced matrix :

المصفوفة المختزلة الناتجة من معادلات المربعات الدنيا Least square equations تعد مصفوفة كبيرة يصعب قلبها باستخدام الماكينة الحاسبة العادية ولكن بسهولة يمكن قلبها باستخدام الحاسبات الشخصية والمصفوفة المقلوبة يرمز لها بالرمز C_A^{-1} .

١٣,٤ حساب الثوابت والمتوسطات Least Squares constants and means والخطأ

القياسي Standard Errors

يمكن حساب الثوابت لمجاهيل المعادلات في المصفوفة المقلوبة والتي تتمثل في μ ، g_i ، m_j ، C_{ij} ، r_{ij} وذلك باستخدام المعادلة التالية (Harvey 1979) : (1990)

$$\hat{c}_i = \sum_j c^{ij} Y_j \dots \dots (13-21)$$

حيث :

\hat{C}_i = الثابت Constant المراد تقديره.

C^{ij} = العنصر المقلوب في الصف والعمود للمصفوفة المقلوبة.

Y_j = عنصر الجانب الأيمن RHM للصف المراد تقدير الثابت فيه.

ولتقدير الخطأ القياسي للثوابت والمتوسطات يلزم ذلك تقدير متوسط المربعات للخطأ العشوائي ($\hat{\sigma}_e^2$) والذي يمكن حسابه باستخدام المعادلة التالية:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{1}{n.. - p(p-1)} \left[\sum_i \sum_j \sum_k y_{ijk}^2 - R(\mu, g, m, c, r) \right] \dots (13-22)$$

حيث $\frac{1}{n.. - p(p-1)}$ = درجات حرية الخطأ.

$$\text{مجموع المربعات الكلي غير المصحح} = \sum_i \sum_j \sum_k y_{ijk}^2$$

$R(\mu, g, m, c, r)$ = مجموع المربعات المختزلة نتيجة إيجاد الثوابت Reduction in sum

of squares due to fitting all constants والذي يمكن حسابه بضرب جميع الثوابت التي

تم تقديرها سابقا في مصفوفة الجانب الأيمن RHM's كما يلي:

$$R(\mu, g, m, c, r) = \hat{\mu} Y_{..} + \hat{g}_1 (Y_{.1.} + Y_{.1.}) + \dots + \hat{r}_{pp} Y_{pp} \dots (13-23)$$

والخطأ القياسي للمتوسطات ($S_{\hat{\mu}}$) يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$S_{\hat{\mu}} = \sqrt{C^{\mu\mu} \hat{\sigma}_e^2} \dots (13-24)$$

حيث: $C^{\mu\mu}$ = العنصر القطري لمقلوب المصفوفة المناظر لثابت المتوسط والذي يرمز

له بالرمز $\hat{\mu}$.

ولتقدير الخطأ القياسي للثوابت (g, m, c, r) تستكمل أولا جميع عناصر المصفوفة

المقلوبة كما يلي:

الثوابت المتبقية لقدرة التوافق الخاصة SCA : Constants of SCA

$$\begin{bmatrix} 0 & c_{12} & c_{13} & c_{14} \\ c_{21} & 0 & c_{23} & c_{24} \\ c_{31} & c_{32} & 0 & c_{34} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{c}_{14} = -(\hat{c}_{12} + \hat{c}_{13})$$

$$\hat{c}_{23} = \hat{c}_{14}$$

$$\hat{c}_{24} = \hat{c}_{13}$$

$$\hat{c}_{34} = \hat{c}_{12}$$

الثوابت المتبقية للتأثيرات العكسية Reciprocal effects : Constants of Reciprocal effects

$$\begin{bmatrix} 0 & r_{12} & r_{13} & r_{14} \\ r_{21} & 0 & r_{23} & r_{24} \\ r_{31} & r_{32} & 0 & r_{34} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{r}_{21} = -\hat{r}_{12}$$

$$\hat{r}_{31} = -\hat{r}_{13}$$

$$\hat{r}_{32} = -\hat{r}_{23}$$

$$\hat{r}_{41} = -\hat{r}_{14}$$

$$\hat{r}_{42} = -\hat{r}_{24}$$

$$\hat{r}_{43} = -\hat{r}_{34}$$

$$\hat{r}_{14} = -(\hat{r}_{12} + \hat{r}_{13})$$

$$\hat{r}_{24} = -(\hat{r}_{21} + \hat{r}_{24})$$

$$\hat{r}_{34} = -(\hat{r}_{31} + \hat{r}_{32})$$

وباستكمال جميع عناصر المصفوفة المقلوبة يمكن إيجاد جميع الثوابت المتبقية بنفس

الأسلوب السابق.

١٣,٥ حساب مجموع المربعات وتكوين جدول تحليل التباين

يمكن حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق العامة والخاصة والتأثيرات الأمية والعكسية (g_j, m_j, c_{ij}, r_{ij}) بأسلوب مباشر باستخدام المعادلة التالية:

$$B'Z^{-1}B \dots \dots (13-25)$$

حيث Z^{-1} = مقلوب جزئية Segment inverse التأثيرات المعنية بالمصفوفة المقلوبة للتباين والتغاير ، وهنا تأخذ جزئيات مقلوب مصفوفة التباين والتغاير التي تم تقديرها لقدرة التوافق العامة ، والخاصة و التأثيرات الأمية و التأثيرات العكسية كل علي حدة. B = مصفوفة الثوابت التي تم تقديرها للتأثيرات المختلفة.

ويمكن حساب مجموع المربعات بأسلوب غير مباشر كما هو موضح في الجدول رقم (١٣,١).

الجدول رقم (١٣,١). حساب مجموع المربعات وتكوين جدول تحليل التباين لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة

مصدر التباين Source of Variation	مجموع المربعات Sum of Squares
قدرة التوافق العامة General combining ability (GCA)	$R(\mu, g, m, c, r) -$ $R(\mu, m, c, r) \dots \dots (13-26)$
المقدرة الأبوية Maternal ability (MA)	$R(\mu, g, m, c, r) -$ $R(\mu, g, c, r) \dots \dots (13-27)$
قدرة التوافق الخاصة Specific combining ability (SCA)	$R(\mu, g, m, c, r) -$ $R(\mu, g, m, r) \dots \dots (13-28)$
التأثيرات العكسية المتبقية Residual reciprocal effects (RE)	$R(\mu, g, m, c, r) -$ $R(\mu, g, m, c) \dots \dots (13-29)$

ويمكن حساب مجموع المربعات للخطأ العشوائي كما يلي :

$$SS_{Error} = \sum_i \sum_j \sum_k y^2_{ijk} - R(\mu, g, m, c, r) \dots (12 - 30)$$

حيث $R(\mu, g, m, c, r)$ تمثل الاختزال في مجموع المربعات الكلي نتيجة إيجاد

الثوابت الذي يمكن حسابه كالتالي :

Reduction due to fitting all constants =

$$\sum_i \sum_j \frac{Y_{ij}^2}{n_{ij}} \dots (13 - 31)$$

ويمكن حساب درجات الحرية للنموذج السابق في حالة وجود أربع أو خمس

سلالات كما هو مبين في الجدول رقم (١٣،٢).

الجدول رقم (١٣،٢). حساب درجات الحرية لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة

مصدر التباين Source of variation	درجات الحرية		
	الصيغة	٤ سلالات	٥ سلالات
Total	n.-1		
قدرة التوافق العامة General combining ability	p-1	3	4
المقدرة الأمية Maternal ability	p-1	3	4
قدرة التوافق الخاصة Specific combining ability	$\frac{p(p-3)}{2}$	2	5
التأثيرات العكسية المتبقية Residual reciprocal effects	$\frac{p(p-3)}{2} + 1$	3	6
الخطأ العشوائي Error	n.-p(p-1)	n.-12	n.-20

حيث p = عدد السلالات أو الطرز المستخدمة في الخلط ، n = العدد الكلي للأفراد.

ومن جدول حساب درجات الحرية يتضح أنه لا يمكن حساب قدرة التوافق الخاصة

في حالة الخلط بين ثلاث سلالات أو طرز (٣×٣) حيث تكون درجات الحرية لقدرة

التوافق الخاصة تساوي صفراً ويكون هناك درجة حرية واحدة للتأثيرات العكسية.

وباستكمال جدول تحليل التباين وفي حالة أن تكون بعض التأثيرات غير معنوية فإنه يمكن حذف معادلات هذه التأثيرات غير المعنوية من المصفوفة ومن ثم فإن مقلوب مصفوفة التباين والتغاير بعد حذف التأثيرات غير المعنوية (C_A^{-1}) يمكن إيجادها كما يلي :

$$C_A^{-1} = C_R^{-1} - RZ^{-1}R' \dots\dots (13-32)$$

حيث : Z = جزئية مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المناظرة للتأثيرات غير المعنوية المراد حذفها.

$R(R')$ = جزئية مقلوب مصفوفة التباين والتغاير التي توضح التغيرات المشتركة بين التأثيرات المحذوفة والتأثيرات المتبقية.

C_R^{-1} = جزئية مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المناظرة للتأثيرات المعنوية المتبقية. وبناء علي ما سبق فإن حساب الثوابت الجديدة للتأثيرات المتبقية والتي يرمز لها بالرمز B_A يمكن إيجادها باستخدام المعادلة التالية :

$$B_A = B_2 - RZ^{-1}B_1 \dots\dots (13-33)$$

حيث B_2 تمثل الثوابت التي تم تقديرها سابقا للتأثيرات المتبقية ، B_1 تمثل الثوابت المقدرة للتأثيرات المراد حذفها.

١٣,٦ تقدير مكونات التباين Estimation of variance components لقدرة التوافق

العامة والخاصة والمقدرة الأمية

وبافتراض أن كل التأثيرات معنوية وأن تأثير الطرز أو السلالات كان عشوائيا Random فإن التوقعات لمتوسط المربعات Expectation for mean squares يمكن توضيحه في الجدول رقم (١٣,٢).

الجدول رقم (١٣،٣). حساب متوسط المربعات المتوقعة لجدول تحليل التباين لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة

مصدر التباين	متوسط المربعات المتوقعة E(MS)
قدرة التوافق العامة	$\sigma_e^2 + k_6 \sigma_r^2 + k_7 \sigma_c^2 + k_8 \sigma_g^2$
المقدرة الأمية	$\sigma_e^2 + k_4 \sigma_r^2 + k_5 \sigma_m^2$
قدرة التوافق الخاصة	$\sigma_e^2 + k_2 \sigma_r^2 + k_3 \sigma_c^2$
التأثيرات العكسية المتبقية	$\sigma_e^2 + k_1 \sigma_r^2$
الخطأ العشوائي	σ_e^2

حيث: σ_g^2 = التباين الراجع لقدرة التوافق العامة.

σ_c^2 = التباين الراجع لقدرة التوافق الخاصة.

σ_m^2 = التباين الراجع للمقدرة الأمية.

σ_r^2 = التباين الراجع للتأثيرات العكسية المتبقية.

σ_e^2 = الخطأ العشوائي.

ومن المعلوم أن مكونات التباين السابق الإشارة إليها يمكن وزنها بعامل وزن يرمز له بالرمز K والذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$K = \frac{\sum_i Z^{ii} - \frac{1}{df} \sum_i \sum_j Z^{ij}}{m} \dots\dots\dots (13-34)$$

حيث df تمثل درجات الحرية لكل مكون من مكونات التباين، m = عدد الفئات classes or subclasses، Z^{ii} = مجموع العناصر القطرية للجزئية المناظرة للتأثير المراد تقديره في مصفوفة التباين والتغاير، Z^{ij} = مجموع العناصر غير القطرية للجزئية المناظرة للتأثير المراد تقديره في مصفوفة التباين والتغاير.

ومن ثم فإن تباين قدرة التوافق الخاصة ($\hat{\sigma}_c^2$) يكون:

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{MS_{SCA} - MS_e}{k_1} \dots\dots\dots (13-35)$$

وأن التباين الأمي ($\hat{\sigma}_m^2$) يكون:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{MS_{MA} - MS_e}{k_2} \dots\dots\dots (13-36)$$

وتباين قدرة التوافق العامة ($\hat{\sigma}_g^2$) يكون:

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{MS_{GCA} - [\sigma_e^2 + k_3\sigma_c^2]}{k_4} \dots\dots\dots (13-37)$$

١٣,٧ مثال رقمي محلول لتقدير قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية في تجربة لخلط أربعة طرز (٤ × ٤) تم الحصول علي أعداد المشاهدات بالخلايا الستة عشرة الناتجة من هذا التزاوج وكذلك مجموع المشاهدات داخل كل خلية ومتوسط كل خلية كما يلي:

طرز الأب Line of sire	طرز الأم Line of dam	طرز الأم				Sum المجموع
		1	2	3	4	
	الأعداد	22	12	10	12	56
1	مجموع المشاهدات	1231.0	767.2	621.0	787.5	3406.7
	المتوسط	55.955	63.933	62.100	65.625	
	الأعداد	12	26	10	10	58
2	مجموع المشاهدات	712.0	1725.0	597.4	610.5	3644.9
	المتوسط	59.333	66.346	59.740	61.050	
	الأعداد	12	12	12	12	48
3	مجموع المشاهدات	771.3	773.9	645.5	799.9	2990.6
	المتوسط	64.275	64.492	53.792	66.658	
	الأعداد	14	8	12	12	46
4	مجموع المشاهدات	860.8	459.2	605.4	731.6	2657.0
	المتوسط	61.486	57.400	50.450	60.967	
Sum	Number	60	58	44	46	208
المجموع	Total	3575.1	3725.3	2469.3	2929.5	12699.2

$$\begin{aligned}
Y_{1.} &= 767.2 + 621.0 + 787.5 = 2175.7 \\
Y_{2.} &= 712.0 + 597.4 + 610.5 = 1920.0 \\
Y_{3.} &= 771.3 + 773.9 + 799.9 = 2345.1 \\
Y_{4.} &= 860.8 + 459.2 + 605.4 = 1925.4 \quad \dots\dots (13-40)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Y_{.1} &= 712.0 + 771.3 + 860.8 = 2344.1 \quad \rightarrow m_1 \\
Y_{.2} &= 767.2 + 773.9 + 459.2 = 2000.3 \quad \rightarrow m_2 \\
Y_{.3} &= 621.0 + 597.4 + 605.4 = 1823.8 \quad \rightarrow m_3 \\
Y_{.4} &= 787.5 + 610.5 + 799.9 = 2197.9 \quad \rightarrow m_4 \quad \dots\dots (13-41)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
g_1 &= Y_{1.} + Y_{.1} = 2175.7 + 2344.1 = 4519.8 \\
g_2 &= Y_{2.} + Y_{.2} = 1920.0 + 2000.3 = 3920.3 \\
g_3 &= Y_{3.} + Y_{.3} = 2345.1 + 1823.8 = 4168.9 \\
g_4 &= Y_{4.} + Y_{.4} = 1925.4 + 2197.9 = 4123.3 \dots\dots (13-42)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
c_{12} &= Y_{12} + Y_{21} = 767.2 + 712.0 = 1479.2 \\
c_{13} &= Y_{13} + Y_{31} = 621.0 + 771.3 = 1392.3 \\
&\cdot \\
&\cdot \\
c_{24} &= Y_{24} + Y_{42} = 610.5 + 459.2 = 1069.7 \\
c_{34} &= Y_{34} + Y_{43} = 779.9 + 625.4 = 1405.3 \quad \dots\dots (13-43)
\end{aligned}$$

$$r_{12} = Y_{1j} = 767.2 \quad r_{13} = 621.0 \quad r_{14} = 787.5$$

وهكذا

ومن ثم فإن معادلات المربعات الدنيا المختزلة Reduced least squares equations في صورة مصفوفة وعناصر الجانب الأيمن للمصفوفة (RHS) تصبح:

$$\begin{array}{c}
\hat{\mu} \quad \hat{g}_1 \quad \hat{g}_2 \quad \hat{g}_3 \quad \hat{m}_1 \quad \hat{m}_2 \quad \hat{m}_3 \quad \hat{c}_{12} \quad \hat{c}_{13} \quad \hat{r}_{12} \quad \hat{r}_{13} \quad \hat{r}_{23} \\
\mu \left[\begin{array}{cccccccccccc}
136 & 4 & -4 & 0 & 4 & -2 & -2 & 0 & -8 & 4 & 0 & -4 \\
g_1 & 4 & 88 & 48 & 40 & 46 & 26 & 20 & 0 & 4 & -2 & -2 & 2 \\
g_2 & -4 & 48 & 96 & 48 & 22 & 48 & 22 & 4 & 4 & -2 & -2 & -2 \\
g_3 & 0 & 40 & 48 & 88 & 20 & 26 & 42 & 4 & 8 & -4 & -4 & 0 \\
m_1 & 4 & 46 & 22 & 20 & 72 & 34 & 34 & -2 & 0 & 4 & 2 & -2 \\
m_2 & -2 & 26 & 48 & 26 & 34 & 66 & 34 & 0 & -2 & 6 & 0 & -6 \\
m_3 & -2 & 20 & 22 & 42 & 34 & 34 & 66 & 2 & 2 & 2 & -2 & -4 \\
c_{12} & 0 & 0 & 4 & 4 & -2 & 0 & 2 & 96 & 48 & -2 & -2 & 2 \\
c_{13} & -8 & 4 & 4 & 8 & 0 & -2 & 2 & 48 & 88 & 0 & -4 & 0 \\
r_{12} & 4 & -2 & -2 & -4 & 4 & 6 & 2 & -2 & 0 & 68 & 26 & -18 \\
r_{13} & 0 & -2 & -2 & -4 & 2 & 0 & -2 & -2 & -4 & 26 & 72 & 24 \\
r_{23} & -4 & 2 & -2 & 0 & -2 & -6 & -4 & 2 & 0 & -18 & 24 & 64
\end{array} \right] \left[\begin{array}{c}
8366.1 \\
396.5 \\
-203.1 \\
45.6 \\
146.2 \\
-197.6 \\
-374.1 \\
-135.1 \\
-557.6 \\
279.8 \\
117.5 \\
-133.3
\end{array} \right] \dots\dots(13-44)
\end{array}$$

وأن عناصر مقلوب مصفوفة التباين والتغاير Inverse of variance-covariance matrix (مضروب في 10^{-6}) كما هو موضح بالمصفوفة اللاحقة.

١٣,٧,٢ حساب مجموع المربعات المختزلة

ومن المعادلات رقم ١٣ - ٤٤ ، ٤٥ فإن مجموع المربعات المختزلة يكون:

$$\begin{aligned}
R(\mu, g, m, c, r) &= \text{Reduction due to all constants} \\
&= (61.378)(8366.1) + (2.941)(396.5) + \dots + (1.229)(-133.3) = 517127
\end{aligned}$$

وبأسلوب آخر يمكن حساب مجموع المربعات المختزلة كما يلي:

$$\begin{aligned}
R(\mu, g, m, c, r) &= \sum_i \sum_j \frac{Y_{ij}^2}{n_{ij}} \\
&= \frac{(767.2)^2}{12} + \frac{(621.0)^2}{10} + \dots + \frac{(605.4)^2}{12} = 517131
\end{aligned}$$

ومن مجموع المربعات المختزلة يمكن حساب مجموع المربعات الخطأ العشوائي (SS_{Error}) من المعادلة التالية:

$$SS_{Error} = \sum_i \sum_j \sum_k y^2_{ijk} - R(all\ constants)$$

$$= 522917.3 - 517131 = 5786.3$$

	$\hat{\mu}$	\hat{g}_1	\hat{g}_2	\hat{g}_3	\hat{m}_1	\hat{m}_2	\hat{m}_3	\hat{c}_{12}	\hat{c}_{13}	\hat{r}_{12}	\hat{r}_{13}	\hat{r}_{23}	
μ	7498	-434	645	-484	-595	174	694	-554	1009	-384	50	434	61.378
g_1	-434	25651	-9375	-6901	-16667	4948	5729	434	-347	-391	1302	-1450	2.941
g_2	645	-9375	25595	-8519	6101	-17708	5729	-645	-124	1488	-856	781	-1.294
g_3	-484	-6901	-8519	24163	5580	4427	-15625	484	-1339	577	186	-391	2.753
m_1	-595	-16667	6101	5580	31548	-10417	-11458	595	-446	149	-1414	521	-1.641
m_2	174	4948	-17708	4427	-10417	35937	-11458	174	1389	-2344	521	781	1.426
m_3	694	5729	5729	-15625	-11458	-11458	33333	-694	347	0	521	521	-5.784
c_{12}	-554	434	-645	484	595	174	-694	14443	-7953	384	-50	-434	-1.285
c_{13}	1009	-347	-124	-1339	-446	1389	347	-7953	16005	-918	992	-174	-0.172
r_{12}	-384	-391	1488	577	149	-2344	0	384	-918	22080	-11384	10286	0.767
r_{13}	50	1302	-856	186	-1414	521	521	-50	992	-11384	21949	-11458	0.984
r_{23}	434	-1450	781	-391	521	781	521	-434	-174	10286	-11458	23047	1.229

ومن جزئيات مقلوب المصفوفة السابق يمكن حساب مجموع المربعات للتأثيرات العكسية (SS_R) باستخدام المعادلة التالية :

$$SS_R = B'Z^{-1}B$$

$$SS_R = [0.767 \quad 0.984 \quad 1.229](10^{-6}) \begin{bmatrix} 22080 & -11384 & 10286 \\ -11384 & 21949 & -11458 \\ 10286 & -11458 & 23047 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0.767 \\ 0.984 \\ 1.229 \end{bmatrix}$$

$$= [0.767 \quad 0.984 \quad 1.229] \begin{bmatrix} 66.3559 & 25.6001 & -16.8877 \\ 25.6001 & 71.4053 & 24.0742 \\ -16.8877 & 24.0742 & 62.8954 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.767 \\ 0.984 \\ 1.229 \end{bmatrix}$$

$$= [55.3305 \quad 119.4853 \quad 88.0346] \begin{bmatrix} 0.767 \\ 0.984 \\ 1.229 \end{bmatrix}$$

$$= 268.2 \dots\dots (13-46)$$

مصدر التباين	DF	SS	MS	F- ratio
التأثيرات العكسية المتبقية Residual reciprocal effects	3	268.2	89.4	1.89
الخطأ العشوائي Error	122	5786.3	47.4	

وحيث إن التأثيرات العكسية في جدول تحليل التباين السابق غير معنوية فيمكن حذف هذه التأثيرات العكسية من التحليل للحصول على مقاييس أكثر دقة لكل من المتوسط و قدرة التوافق العامة و قدرة التوافق الخاصة و تأثير الأمومة. وباستكمال جدول تحليل التباين وفي حالة أن تكون بعض التأثيرات غير معنوية فإنه يمكن حذف معادلات هذه التأثيرات غير المعنوية من المصفوفة ومن ثم فإن مقلوب مصفوفة التباين والتغاير بعد حذف التأثيرات غير المعنوية (C_A^{-1}) يمكن إيجادها كما يلي:

$$C_A^{-1} = C_R^{-1} - RZ^{-1}R'$$

حيث:

Z = جزئية مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المناظرة للتأثيرات غير المعنوية المراد حذفها.
 $R(R')$ = جزئية مصفوفة التباين والتغاير التي توضح التغيرات المشتركة بين التأثيرات المحذوفة والتأثيرات المتبقية.
 C_R^{-1} = جزئية مقلوب مصفوفة التباين والتغاير المناظرة للتأثيرات المعنوية المتبقية.

$$\therefore C_A^{-1} = C_R^{-1} - RZ^{-1}R'$$

والمصفوفة $RZ_R^{-1}R'$ (مضروبة في 10^6) تستخدم لحذف التأثيرات العكسية (r_{ij}) كما هو موضح في مصفوفة ١٣,٤٧ ويصبح مقلوب المصفوفة C_A^{-1} (مضروبة في 10^{-6}) لمصفوفة التباين والتغاير بعد حذف التأثيرات العكسية (r_{ij}) كما هو موضح في مصفوفة ١٣,٤٨.

$$\begin{array}{c}
 \hat{\mu} \quad \hat{g}_1 \quad \hat{g}_2 \quad \hat{g}_3 \quad \hat{m}_1 \quad \hat{m}_2 \quad \hat{m}_3 \quad \hat{c}_{12} \quad \hat{c}_{13} \\
 \mu \left[\begin{array}{ccccccccc}
 28 & -33 & -23 & -31 & 8 & 103 & 20 & -28 & 27 \\
 g_1 & -33 & 127 & -35 & 48 & -91 & -91 & -3 & 33 & 28 \\
 g_2 & -23 & -35 & 101 & 35 & 17 & -149 & 0 & 23 & -63 \\
 g_3 & -31 & 48 & 35 & 44 & -35 & -130 & 6 & 31 & -22 \\
 m_1 & 8 & -91 & 17 & -35 & 112 & 35 & -46 & -8 & -51 \\
 m_2 & 103 & -91 & -149 & -130 & 35 & 441 & 51 & -103 & 121 \\
 m_3 & 20 & -3 & 0 & 6 & -46 & 51 & 50 & -20 & 37 \\
 c_{12} & -28 & 33 & 23 & 31 & -8 & -103 & -20 & 28 & -27 \\
 c_{13} & 27 & 28 & -63 & -22 & -51 & 121 & 37 & -27 & 68
 \end{array} \right] \dots\dots\dots(13-47)
 \end{array}$$

$$\begin{array}{c}
 \hat{\mu} \quad \hat{g}_1 \quad \hat{g}_2 \quad \hat{g}_3 \quad \hat{m}_1 \quad \hat{m}_2 \quad \hat{m}_3 \quad \hat{c}_{12} \quad \hat{c}_{13} \\
 \mu \left[\begin{array}{ccccccccc}
 7470 & -401 & 668 & -453 & -603 & 71 & 674 & -526 & 982 \\
 g_1 & -401 & 25524 & -9340 & -6949 & -16576 & 5039 & 5732 & 401 & -375 \\
 g_2 & 668 & -9340 & 25494 & -8554 & 6084 & -17559 & 5729 & -668 & -61 \\
 g_3 & -453 & -6949 & -8554 & 24119 & 5615 & 4557 & -15619 & 453 & -1317 \\
 m_1 & -603 & -16576 & 6084 & 5615 & 31436 & -10452 & -11412 & 603 & -395 \\
 m_2 & 71 & 5039 & -17539 & 4557 & -10452 & 35496 & -11509 & 277 & 1268 \\
 m_3 & 674 & 5732 & 5729 & -15619 & -11412 & -11509 & 33283 & -674 & 310 \\
 c_{12} & -526 & 401 & -668 & 453 & 603 & 277 & -674 & 14415 & -7926 \\
 c_{13} & 982 & -375 & 61 & -1317 & -395 & 1268 & 310 & -7926 & 15937
 \end{array} \right] \dots\dots\dots(13-48)
 \end{array}$$

وبافتراض أن Γ_{ij} تساوي صفرا وأن مصفوفة الجانِب الأيمن RHM تم حذفها ومن ثم

فإن قيم الثوابت الجديدة يمكن حسابها بضرب RHM في كل صف لمقلوب المصفوفة :

$$\hat{\mu} = 10^{-6} [(7470)(8366.1) + (-401)(396.5) + \dots + (982)(-557.6)] = 61.35$$

$$\hat{g}_1 = 2.94, \quad \hat{g}_2 = -1.34$$

$$\hat{g}_3 = 2.73, \quad \hat{m}_1 = -1.53$$

$$\hat{m}_2 = 1.38, \quad \hat{m}_3 = -5.89$$

$$\hat{c}_{12} = -1.33, \quad \hat{c}_{13} = -0.22 \dots\dots\dots (12-49)$$

والثوابت المتبقية لقدرة التوافق الخاصة Constants of SCA يمكن حسابها كما يلي :

$$\begin{bmatrix} 0 & c_{12} & c_{13} & c_{14} \\ c_{21} & 0 & c_{23} & c_{24} \\ c_{31} & c_{32} & 0 & c_{34} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{c}_{14} = -(\hat{c}_{12} + \hat{c}_{13})$$

$$\hat{c}_{23} = \hat{c}_{14}$$

$$\hat{c}_{24} = \hat{c}_{13}$$

$$\hat{c}_{34} = \hat{c}_{12}$$

الثوابت المتبقية للتأثيرات العكسية Constants of Reciprocal effects يمكن حسابها كما

يلي:

$$\begin{bmatrix} 0 & r_{12} & r_{13} & r_{14} \\ r_{21} & 0 & r_{23} & r_{24} \\ r_{31} & r_{32} & 0 & r_{34} \\ r_{41} & r_{42} & r_{43} & 0 \end{bmatrix}$$

$$\hat{r}_{21} = -\hat{r}_{12}$$

$$\hat{r}_{31} = -\hat{r}_{13}$$

$$\hat{r}_{32} = -\hat{r}_{23}$$

$$\hat{r}_{41} = -\hat{r}_{14}$$

$$\hat{r}_{42} = -\hat{r}_{24}$$

$$\hat{r}_{43} = -\hat{r}_{34}$$

$$\hat{r}_{14} = -(\hat{r}_{12} + \hat{r}_{13})$$

$$\hat{r}_{24} = -(\hat{r}_{21} + \hat{r}_{23})$$

$$\hat{r}_{34} = -(\hat{r}_{31} + \hat{r}_{32})$$

كذلك فإن الثوابت المتبقية ($\hat{g}_4, \hat{m}_4, \hat{c}_{14}, \hat{c}_{23}, \hat{c}_{24}, \hat{c}_{34}$) يمكن الحصول عليها بالفرق حيث إن:

$$\hat{g}_1 + \hat{g}_2 + \hat{g}_3 + \hat{g}_4 = \hat{m}_1 + \hat{m}_2 + \hat{m}_3 + \hat{m}_4 = 0$$

وأن مجموع \hat{c}_{ij} يساوي صفراً عند الجمع صفوفاً أو أعمدة وأن \hat{c}_{ij} تساوي أيضاً $\sum_i \sum_j \hat{c}_{ij}$. ويمكن حساب مجموع المربعات المختزلة نتيجة إيجاد الثوابت μ, g, m, c وذلك بضرب RHM في الثوابت المناظرة:

$$R(\mu, g, m, c)$$

$$= (61.35)(8366.1) + (2.94)(396.5) + \dots + (0.22)(-557.6) = 516472$$

ويطرح مجموع المربعات المختزلة من مجموع المربعات الكلي غير المصحح نحصل على الخطأ العشوائي.

١٣,٧,٣ تكوين جدول تحليل التباين لتقدير تباين قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية:

يتم تكوين جدول تحليل التباين لتقدير تباين قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية كما يلي:

١٣,٧,٣,١ حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق العامة **General combining ability (SS_{GCA})**:

$$\begin{aligned}
SS_{GCA} &= [2.94 \quad -1.34 \quad 2.73] \begin{bmatrix} 0.025524 & -0.009340 & -0.006949 \\ -0.009340 & 0.025494 & -0.008554 \\ -0.006949 & -0.008554 & 0.024119 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 2.94 \\ -1.34 \\ 2.73 \end{bmatrix} \\
&= [2.94 \quad -1.34 \quad 2.73] \begin{bmatrix} 57.7447 & 30.3487 & 27.4003 \\ 30.3487 & 60.4735 & 30.1920 \\ 27.4003 & 30.1920 & 60.0631 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2.94 \\ -1.34 \\ 2.73 \end{bmatrix} \\
&= [203.9050 \quad 90.6148 \quad 204.0719] \begin{bmatrix} 2.94 \\ -1.34 \\ 2.73 \end{bmatrix} \\
&= 1035.2 \dots\dots\dots (13-50)
\end{aligned}$$

(Maternal effects) $(SS_{MA}$ حساب مجموع المربعات للمقدرة الأمية ١٣,٧,٣,٢

$$\begin{aligned}
SS_{MA} &= [-1.53 \quad 1.38 \quad -5.89] \begin{bmatrix} 0.031436 & -0.010452 & -0.011412 \\ -0.010452 & 0.035496 & -0.011509 \\ -0.011412 & -0.011509 & 0.033283 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -1.53 \\ 1.38 \\ -5.89 \end{bmatrix} \\
&= [-1.53 \quad 1.38 \quad -5.89] \begin{bmatrix} 47.7436 & 21.8113 & 23.9123 \\ 21.8113 & 41.6942 & 21.8964 \\ 23.9123 & 21.8964 & 45.8160 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -1.53 \\ 1.38 \\ -5.89 \end{bmatrix} \\
&= [-183.7916 \quad -104.8031 \quad -276.2250] \begin{bmatrix} -1.53 \\ 1.38 \\ -5.89 \end{bmatrix} \\
&= 1763.5 \dots\dots\dots (13-51)
\end{aligned}$$

Specific combining $(SS_{SCA}$ حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق الخاصة ١٣,٧,٣,٣

(ability) $(SS_{SCA}$

$$\begin{aligned}
SS_{SCA} &= [-1.33 \quad -0.22] \begin{bmatrix} 0.014415 & -0.007926 \\ -0.007926 & 0.015937 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} -1.33 \\ -0.22 \end{bmatrix} \\
&= [-1.33 \quad -0.22] \begin{bmatrix} 95.4826 & 47.4867 \\ 47.4867 & 86.3639 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -1.33 \\ -0.22 \end{bmatrix} \\
&= [137.4389 \quad 82.1574] \begin{bmatrix} -1.33 \\ -0.22 \end{bmatrix} \\
&= 200.9 \dots\dots\dots (13-52)
\end{aligned}$$

ومن ثم فإن جدول تحليل التباين يصبح كالتالي :

مصدر التباين	DF	SS	MS
قدرة التوافق العامة	3	1035.2	345.1
المقدرة الأمية	3	1763.5	587.8**
قدرة التوافق الخاصة	2	200.9	100.1
الخطأ العشوائي	136-24= 122	5786.3	47.4

١٣,٧,٤ تقدير مكونات التباين لقدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية

يمكن تقدير معاملات مكونات التباين Coefficients of Variance Components باستخدام العناصر المقلوبة لجزئيات المصفوفات التي استخدمت للحصول على مجموع المربعات. وعلى ذلك فإن معاملات مكونات التباين يمكن حسابها باستخدام المعادلة التالية :

$$k = \frac{\sum_i Z^{ii} - \frac{1}{d. f.} \sum_i \sum_j Z^{ij}}{m}$$

وأن متوسط المربعات المتوقعة (EMS) Expected mean squares يمكن توضيحه

فيما يلي :

مصدر التباين	DF	MS	متوسط المربعات المتوقعة Expected mean squares (EMS)
قدرة التوافق العامة (GCA)	3	345.1	$\sigma_e^2 + k_3\sigma_c^2 + k_4\sigma_g^2$
المقدرة الأمية (MA)	3	587.8	$\sigma_e^2 + k_2\sigma_m^2$
قدرة التوافق الخاصة (SCA)	2	100.1	$\sigma_e^2 + k_1\sigma_c^2$
Error الخطأ العشوائي	122	47.4	σ_e^2

ومن العناصر المقلوبة لمصفوفة حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق الخاصة

(SS_{SCA}) السابق ذكرها يمكن حساب K₁ كما يلي :

$$k_1 = \frac{181.8465 - 47.4867}{6} = 22.39$$

ومن ثم فإن تباين قدرة التوافق الخاصة ($\hat{\sigma}_c^2$) يكون :

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{MS_{SCA} - MS_e}{k_1}$$

$$\hat{\sigma}_c^2 = \frac{100.4 - 47.4}{22.39} = 2.4$$

ومن العناصر المقلوبة لمصفوفة حساب مجموع المربعات للمقدرة الأمية (SS_{MA})

السابق ذكرها يمكن حساب K₂ كما يلي :

$$k_2 = \frac{135.2538 - 45.0800}{4} = 22.54$$

ومن ثم فإن التباين الأمي ($\hat{\sigma}_m^2$) يكون :

$$\hat{\sigma}^2_m = \frac{MS_{MA} - MS_e}{k_2}$$

$$\hat{\sigma}^2_m = \frac{587.8 - 47.4}{22.54} = 24.0$$

ومن العناصر المقلوبة لمصفوفة حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق العامة (SS_{GCA}) السابق ذكرها يمكن حساب K_2 كما يلي :

$$k_4 = \frac{178.2813 - 58.6273}{4} = 29.91$$

هذا ويمكن حساب قيمة K_3 من المصفوفة التي استخدمت في حساب مجموع المربعات لقدرة التوافق العامة (SS_{GCA}) وذلك باستخدام المعادلة التالية :

$$\therefore k' = \frac{\sum_i Z^{ii} - \frac{1}{d.f.} \sum_i \sum_j Z^{ij}}{m(m-2)}$$

$$\therefore k_3 = \frac{178.2813 - 58.6273}{8} = 14.96$$

وبمعلومية K_3 ، K_4 يمكن حساب تباين قدرة التوافق العامة ($\hat{\sigma}_g^2$) كما يلي :

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{MS_{GCA} - [\sigma_e^2 + k_3 \sigma_c^2]}{k_4}$$

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{345.1 - 47.4 - (14.96)(2.4)}{29.91} = 8.8$$

تمرين للحل: في تجربة لخلط أربعة طرز من الأرانب (٤ × ٤) تم الحصول علي أعداد وقيم المشاهدات بالخلايا الناتجة لصفة عدد الخلفة عند الولادة من هذا التزاوج وكذلك مجموع المشاهدات داخل كل خلية ومتوسط كل خلية كما يلي:

طرز الأب Line of sire	طرز الأم Line of dam			
	1	2	3	4
عدد الأفراد	34	24	20	24
1 مجموع القيم المشاهدة	240	140	120	250
المتوسط				
الأعداد	22	26	10	10
2 مجموع القيم المشاهدة	143	172	85	92
المتوسط				
الأعداد	12	12	12	12
3 مجموع القيم المشاهدة	140	154	129	126
المتوسط				
الأعداد	14	8	12	12
4 مجموع القيم المشاهدة	142	92	128	134
المتوسط				

فاستكمل الجدول السابق ثم كون معادلات المربعات الدنيا Least squares equations ومنها احسب مجموع المربعات المختزلة ثم قم بتكوين جدول تحليل التباين لتقدير تباين قدرة التوافق العامة والخاصة والمقدرة الأمية.

استراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية في المنطقة العربية

تعرضنا سابقا إلى أهم المبادئ والمقاييس الوراثية للصفات وخاصة الكمية منها . كما
وضحنا تفصيلا طرق التحسين الوراثي وتقدير القيم الوراثية لأفراد العشائر . والآن
كيف يمكن ترجمة كل ذلك بصورة فعلية وملموسة على أرض الواقع ؟ هل هناك
إستراتيجية أم إستراتيجيات للتحسين الوراثي Genetic Improvement Strategy فى
بلدان الوطن العربي؟ ما هي الإستراتيجية التي يمكن اتباعها للوصول إلى الأهداف
المنشودة من التحسين الوراثي بطريقة اقتصادية ؟ ومن ثم يجدر الاهتمام هنا بتوصيف
إستراتيجية التحسين الوراثي عن طريق الانتخاب التي أثبتت فاعليتها في البلدان
المتقدمة التي لاقت نجاحا كبيرا في إدارة مواردها الحيوانية Animal Resources.

١٤,١ النقاط الواجب توافرها عند وضع إستراتيجيات التحسين الوراثي للحيوانات

الزراعية بالمنطقة العربية

طبقا لما تمت مناقشته بالتفصيل بالفصول السابقة في هذا الكتاب فإن الأسس
اللازمة للتحسين الوراثي للحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية يمكن حصرها في النقاط
التالية :

- ١- قبل إجراء أي برنامج للتحسين الوراثي للحيوانات الزراعية بالمنطقة العربية يجب تحديد أهداف التربية للتحسين •
- ٢- الحصول على أي معلومات موجودة عن السلالات أو الطرز المحلية مع عمل تقييم مبدئي للسلالة أو الطرز يشمل على تقدير متوسط الصفات الإنتاجية والفترات التناسلية لكل حيوان ولكل قطع ، مع تقدير المعالم الوراثية والمظهرية والبيئية والتاريخ الوراثي لهذه السلالات مثل الانتخاب... الخ •
- ٣- معرفة نمط توارث الصفات الاقتصادية والعلاقات الوراثية والمظهرية والبيئية بينها ومن ثم تحديد الصفات المراد تحسينها وراثيا والأهمية النسبية لكل صفة •
وهنا يجب أن نعرف أي الصفات التي يغلب عليها التأثيرات التجمعية للجينات Additive genes effect؟ وفي هذه الحالة يجرى الانتخاب لتحسين هذه الصفات • وأي الصفات التي يغلب عليها التأثيرات غير التجمعية للجينات Non-additive genes effects؟ وفي هذه الحالة يجرى الخلط بين السلالات لتحسين هذه الصفات ومعظمه نسبة الجينات الخليطة بالأفراد •
- ٤- زيادة تكرار الجينات المرغوبة في العشيرة أي استغلال الآثار التجمعية لهذه الجينات • وتأتي هذه الزيادة في تكرار الجينات عن طريق الانتخاب في العشائر لهذه الجينات أو خلط العشائر الحيوانية مع عشائر أخرى يكون فيها تكرار الجينات المرغوبة أعلى منها في العشائر المحلية مع تجنب الخلط العشوائي غير المخطط له بين السلالات المحلية والسلالات الأجنبية
- ٥- الحصول على تركيبات وراثية معينة مرغوبة من خلال الخلط واستغلال الآثار التفاعلية بين الجينات • وهذا الأسلوب من التحسين الوراثي أقل استعمالا في ماشية الحليب واللحم والإبل ولكن يكثر استخدامها في الأغنام والماعز والأرانب والدواجن • في المنطقة العربية أجريت العديد من تجارب الخلط بين السلالات وأشارت النتائج إلى أن الخليط الأفضل هو الذي يتراوح فيه نسبة جينات الحيوانات المستوردة إلى المحلية بين نصف وثلاثة أرباع؛ نظرا لأنه عند زيادة هذه النسبة عن ثلاثة أرباع فإن

الحيوانات الناتجة تحتاج إلى بيئة عالية المستوى حتى تكون منتجة وهو الأمر الذي يتعذر وجوده في كثير من الحالات • وقد ورد عن (Cunningham and Systrad 1987) نفس الاتجاه في تجارب الخلط في المناطق الحارة الأخرى من العالم •

٦- أخيراً يجب معرفة التكلفة الاقتصادية من برنامج التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية تحت ظروف منطقتنا العربية وتحديد الجدوى الاقتصادية للبرنامج •

١٤.٢ الجانب الفني والتنظيمي في إستراتيجية التحسين الوراثي للحيوانات الزراعية

ليس هناك في الحقيقة إستراتيجية واحدة للتحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية متبعة على الصعيد العالمي بل إن هذه الاستراتيجيات تختلف من بلد إلى آخر حسب القدرات العلمية والإمكانيات المادية . وبدراسة مجموعة الإستراتيجيات الناجحة في العالم أمكن حصرها بعدد من الجوانب المتفق على ضرورة وجودها في برامج التحسين الوراثي بالمنطقة العربية. وحرصاً على الوضوح فقد قسمت هذه الجوانب إلى قسمين : جوانب فنية Technical aspects وجوانب تنظيمية Organizational aspects (الشكل رقم ١٤.١). وبالنسبة للجانب الأول وجدنا أن معظم هذه الإستراتيجيات الناجحة احتوت على ما يلي لكل سلالة :

١- أهداف التحسين الوراثي Genetic improvement goals : من خلال الدراسات في البلدان المتقدمة يمكن تحديد أهداف التحسين الوراثي لكل سلالة أو على الأقل لأهم سلالات الأبقار أو الأغنام أو الماعز أو الإبل أو أي حيوانات أخرى .

٢- التقييم وتسجيل البيانات Identification and Recording System : للوصول إلى أهداف التحسين الوراثي يجب لزاماً ترقيم حيوانات القطعان الأصيلة وتسجيل بياناتها . وبما أن هذه البيانات هي مظهرية فهي تتأثر بعوامل وراثية وبيئية يجب التعديل لها .

٣- التقييم الوراثي Genetic Evaluation : يمكن استعمال طرق التقييم الوراثي التي تمكن من تقدير القيم الوراثية وتجعل عملية الانتخاب موافقة لما تم رسمه في أهداف الانتخاب .

٤- توزيع الجينات Dissemination : توزيع الجينات يشمل توزيع الطلائق عن طريق التلقيح الاصطناعي وحيوانات الاستبدال أو كل ما ينطوي تحت التقنية الحيوية الحديثة (نقل الأجنة والاستنساخ) .

وبالنسبة للجانب الفني السابق ذكره فإنه يلزمه نظم ، قوانين وتشريعات تقوم به جمعيات لمربي السلالات Breed Associations يمكن إنشاؤها ويلزم نجاح الجانبين الفني والتنظيمي العنصر البشري الذي يتحلى بروح الفريق (المربي - الفني - الإداري) كما هو موضح في شكل رقم (١٤,١).

عناصر الجانب التنظيمي	عناصر الجانب الفني
• القوانين والتشريعات التي تحكم إستراتيجية التحسين الوراثي	• تحديد أهداف التحسين الوراثي
• دور جمعيات مربي السلالات	• إجراء التقييم وتسجيل البيانات
• منافسة السوق	• تقدير المقاييس الوراثية من المكافئ الوراثي ، الارتباط ، الوراثي ، قوة الهجين ، معامل التربية الداخلية ، قوة الهجين ، وخلافه •
	• إنشاء بنك للمعلومات لإجراء التقييم الوراثي بتقدير القيم التربوية •
	• توزيع الجينات من خلال التلقيح الاصطناعي ونقل الأجنة والاستنساخ •



فريق العمل : الباحث . المربي - الفني - الإداري

الشكل رقم (١٤,١) الجوانب العلمية والفنية المقترحة لإستراتيجية التحسين الوراثي في الحيوانات الزراعية في المنطقة العربية

ومن هذا المنطلق لابد للدول العربية وخاصة الدول التي في طريقها إلى النمو الكامل مثل مصر والدول الخليجية أن تعطي قيمة أكثر إلى مواردها الحيوانية المحلية Local Animal Resources وذلك بإدارتها حسب إستراتيجية معينة تكتمل فيها كل هذه العناصر المذكورة. فلا بد من حصر أهم السلالات الموجودة في البلاد والتفكير في إيجاد طريقة سهلة لمراقبة إنتاجها وتسجيله. ومن ثم يمكن تحليل هذه البيانات المسجلة وتقييم الحيوانات حسب قيمها الوراثية وليس على قيمها المظهرية. وتتيح التقنيات الحديثة الموجودة اليوم إمكانية تقييم وراثي دقيق وتوزيع الجينات المرغوبة على أكبر عدد ممكن من أفراد العشيرة وفي أسرع وقت ممكن.

١٤.٣ الانتخاب في السلالات المحلية بالوطن العربي

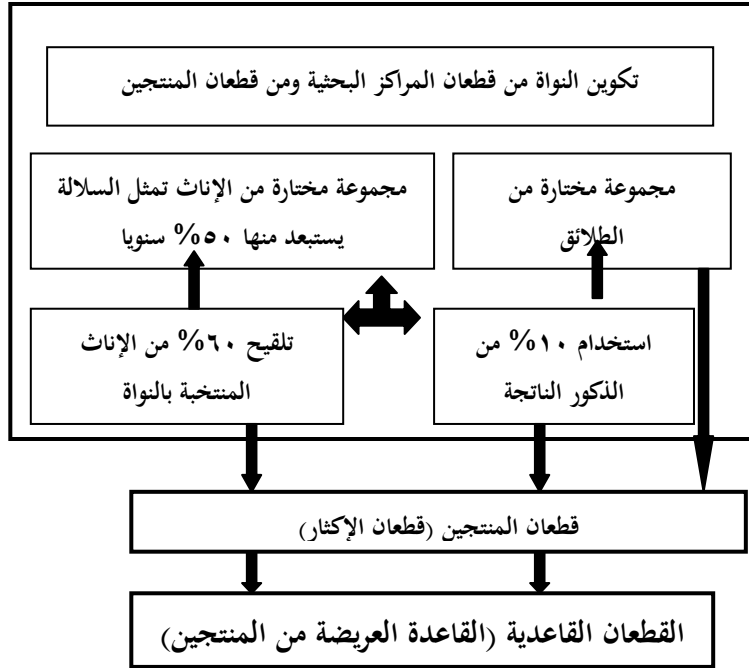
أظهرت معظم الدراسات بالمنطقة العربية أن بعض السلالات المحلية أبدت استعداداً طيباً للإنتاج تحت ظروف بيئية ومستويات غذائية متدنية يصعب على السلالات المستوردة الإنتاج بصورة اقتصادية تحت هذه الظروف. ويمكن ذكر الأبقار الدمياطي بمصر على سبيل المثال حيث يبلغ متوسط إنتاجها خلال موسم الإدرار الواحد ١١٠٠ كجم (Arafa 1996) وسلالات بطانة وكنانة السودانيين اللتين تعدان من السلالات الواعدة حيث يبلغ متوسط إنتاجها خلال موسم الإدرار الواحد ١٣٠٠، ١٥٠٠ كجم على التوالي (جلال ١٩٩٣) وكذلك الأبقار الشامية بسوريا والتي يبلغ متوسط إنتاجها ١٥٠٠ كجم في الموسم الواحد وأغنام النجدي والنعيمي بالسعودية تتميز بصفات جيدة للحوم. هنا يجدر الإشارة أن كثيراً من هذه السلالات لا تنال الرعاية الكافية للحفاظ عليها للاستفادة منها الآن ومستقبلاً حيث إن معظم هذه السلالات تتعرض للخلط مع السلالات المستوردة ومن ثم إنقراضها. وفي ظل غياب

نظم التسجيل للحيوانات الزراعية في معظم البلدان العربية فإن خطط التحسين الوراثي المقترحة بواسطة المنظمة العربية للتنمية الزراعية (١٩٨٩) يمكن أن تفيد في هذا المجال • وفي هذا الإطار فإن هيكل التحسين في السلالات المحلية الواعدة بالمنطقة العربية يمكن توضيحه في الشكل رقم (١٤,٢) ويتلخص هذا البرنامج في النقاط التالية:

- ١- تقسيم العشيرة إلى ثلاثة طبقات العليا منها قطع النواة Nucleus herd والطبقة الوسطى قطع الإكثار والتي تقوم بإكثار الحيوانات وخاصة الذكور منها والطبقة الثالثة هي الطبقة القاعدية (قاعدة المنتجين) •
- ٢- تكوين قطعان النواة بالتعاون بين الجهات البحثية وكبار المنتجين للسلالة حيث يتم التسجيل لجميع الحيوانات بحيث أن يكون قطع النواة يتميز وراثيا عن بقية العشيرة ولذلك يتم تصفية العشيرة Screening of population باستمرار للحصول على الحيوانات المتميزة إنتاجا (أكثر من ١,٥ انحرافات قياسية عن متوسط العشيرة) •
- ٣- يمكن تكوين أكثر من نواة واحدة (أو عدة أنوية) تتصل مع بعضها عن طريق تبادل الحيوانات المستخدمة بوصفها آباء.
- ٤- يتم تقييم الحيوانات بتقدير القيمة التربوية لها باستخدام إحدى طرق التقييم الدقيقة السابق شرحها في الفصول السابقة بهذا الكتاب • ومن ثم يمكن انتخاب أو استبعاد الحيوانات ذكورا كانت أو إناثا •
- ٥- طلائق النواة يتم إنتاجها دائما في النواة والذكور والإناث الزائدة عن حاجة النواة يمكن تزويد قطع الإكثار بها • ومن ثم فإن جميع الذكور المستخدمة في قطعان المربين يكون مصدرها قطعان النواة •
- ٦- الذكور والإناث الزائدة عن حاجة قطع الإكثار يمكن تزويد قطع القاعدة بها •

٧- تصعيد الإناث المتميزة التي تم إنتاجها في قطع القاعدة للمنتجين إلى قطع الإكثار.

ولمزيد من التفاصيل يمكن الرجوع إلى مرجع خطط التحسين الوراثي بالمنظمة العربية للتنمية الزراعية (١٩٨٩) ومرجع منظمة الأغذية والزراعة للأمم المتحدة (Smith, 1988)



الشكل رقم (١٤,٢). هيكل برنامج النواة المغلق التعاوني للتحسين الوراثي في السلالات المحلية الواعدة بالمنطقة العربية

١٤,٤ استيراد بعض السلالات من الحيوانات الزراعية وتقييمها تحت ظروفنا البيئية من الواضح أن معظم الحيوانات التي يتم استيرادها من الخارج خلال السنوات الأخيرة للمنطقة العربية تتمثل في ماشية الحليب خاصة بمنطقة الخليج العربي . في هذا المضمون لجأت كثير من البلدان العربية إلى استيراد سلالات أجنبية ذات إنتاج عال وخاصة أبقار الفريزيان والهولشتين الأمريكي وذلك للتقليص على الأقل من ضغط طلب الغذاء الذي لم تتمكن الموارد الحيوانية المحلية من توفيره لتدني إنتاجياتها . ولأهمية الأبقار الحلوب المستوردة في كل بلد وكيف يمكن المحافظة عليها وراثيا سنركز كلامنا هنا على اختيار طلائق التلقيح في قطاع ماشية الحليب والمبادئ اللازمة عند اختيار هذه الطلائق. وتعد عملية اختيار طلائق التلقيح في قطاع ماشية الحليب من أهم العمليات التي يقوم بها المنتجون أكثر من مرة في السنة بهدف تلقيح أبقارهم والحصول على عجلات من الجيل الجديد تكون مميزة في إنتاجها مقارنة بأمهاتها . وعادة ما يطلق على الذكر بأنه "نصف القطيع" ، وذلك لعمق تأثيره في التركيب الوراثي للحيوانات . ولهذا الغرض أعطى علماء وراثية الحيوان أهمية كبرى لتقييم الطلائق من حيث قيمتها الوراثية وقد ساعد في ذلك دقة طرق التقييم واستعمال الحاسب الآلي ونجاح التلقيح الاصطناعي وتقنيات المحافظة على السائل المنوي ونقل الأجنة. وبعد التقدم الكبير الذي حصل في ميدان التحسين الوراثي للأبقار وخاصة في أمريكا ودول أوروبا أصبح منتجي الأبقار يتنافسون على شراء السائل المنوي من آخر ما صدر من طلائق من خلال شراء أنابيب بلاستيكية تسمى قشات السائل المنوي Semen straws ، حيث تحتوى كل قشة على عدد من ملايين الحيوانات المنوية المأخوذة من هذه الطلائق . ويكتب على كل قشة اسم ورقم الحيوان وسلالته وتوجد لكل حيوان معلومات تبين أنسابه وقيمه الوراثية الإنتاجية مدونة في كتيبات أو كاتولوجات.

وفي بلداننا العربية فقد اكتفت معظم البلدان باستيراد الحيوانات الأصلية وخاصة من سلالة الفريزيان - الهولشتين لإنتاج الحليب. ولا زالت هذه البلدان مستمرة في استيراد عجلات الاستبدال والسائل المنوي لعدم وجود برامج خاصة بتحسين السلالات وانتخاب طلائق التلقيح لديها. وكثيرا ما تجد هذه البلدان نفسها عند الاستيراد في حيرة الاختيار بين بلد وآخر وبين حيوان وآخر. ويأتي السؤال كيف تختار الطلائق وما هي أسلم طريقة لاختيارها التي تناسب وهدف الخطة الإنتاجية للقطيع؟ ولاتخاذ القرار الأمثل عند اختيار طلائق التلقيح لابد من فهم المبادئ التالية:

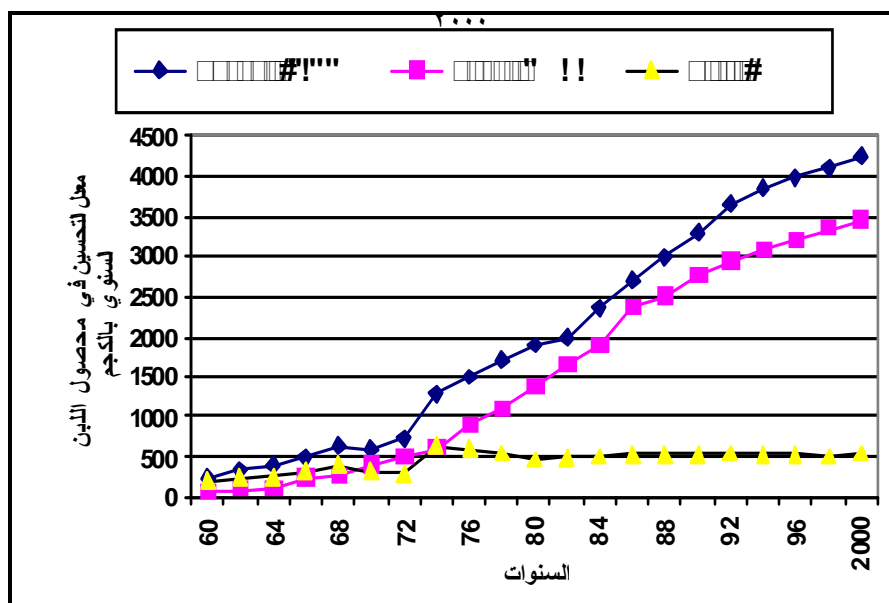
١٤,٤,١ ديناميكية القطيع Herd dynamic

يتصف قطع ماشية الحليب بديناميكية المجموعات حيث إن هناك ما يقارب ٢٠٪ من القطيع يتم استبعادها سنويا لتدني إنتاجها أو انخفاض تناسلها أو لأنها مريضة ويتم تعويضها بالتالي بنفس النسبة (٢٠٪) من عجلات الاستبدال. ولإنجاح هذه العملية والرفع من متوسط إنتاج القطيع لابد من التأكد أن القيمة الوراثية لمجموعة الاستبدال تفوق قيمة المجموعة المستبعدة.

١٤,٤,٢ عوامل التغيير الوراثي Factors of genetic change

تتعرض العشائر ومن بينها ماشية الحليب إلى عوامل وقوى خارجية تؤثر في خصائصها الوراثية وتجعلها تتغير من وقت إلى وقت آخر. ومن أهم هذه العوامل نذكر استيراد الحيوانات (الهجرة) والطفرات والجنوح العشوائي عند تكوين الجاميطات والانتخاب وطريقة التزاوج. وقد كان للانتخاب وطرق التزاوج الأثر الكبير في تحسين إنتاجية الأبقار الحلوب وخاصة في أمريكا وأوروبا. وتم تقدير التحسين الذي حدث بين أعوام ١٩٦٠ حتى ٢٠٠٠ في الولايات المتحدة الأمريكية ووجد أن قيمته ٣٥٠٠ كجم من الحليب لكل بقرة من بينها ما يقرب من ٣٠٠٠ كجم ناتجة عن التحسين الوراثي كما

يظهر ذلك بوضوح في الشكل رقم (١٤.٣) ويستنتج من هذه البيانات الإنتاجية أن المستويات الوراثية للحيوانات بالولايات المتحدة الأمريكية في تحسن مستمر بصفة تراكمية .



الشكل رقم (١٤.٣). معدل التحسين الوراثي والمظهري والبيئي نتيجة الانتخاب في محصول اللبن السنوي في الولايات المتحدة الأمريكية خلال السنوات من ١٩٦٠م حتى ٢٠٠٠م

١٤.٤.٣ المستوى الوراثي القاعدي Genetic base level

لقد سبق التعرض إلى قوى التغيير الوراثي لخصائص العشائر بالفصل الثالث من هذا الكتاب. فالتحسين الوراثي الناتج من عمليات الانتخاب جعل المستويات الوراثية للصفات الإنتاجية في الأجيال المتتابعة لا تتشابه مما تسبب في صعوبة مقارنة الحيوانات أو الطلائق من أجيال مختلفة . وقد كان لهندرسون Henderson الفضل في دراسة هذا الجانب وإعطاء الحلول التطبيقية لها (Henederson, 1966; Henederson, 1984). وينحصر هذا الحل في

فكرة المستوى الوراثي القاعدي Genetic Base 0 وتبسيط هذه الفكرة يمكن اعتبار متوسط القيمة الوراثية لأي صفة إنتاجية للطلائق أو للأبقار المولودة في نفس السنة هو المتوسط لمجموعة معينة تنتمي إلى مستوى وراثي واحد وتكون بذلك المستوى الوراثي القاعدي. ولا بد من أخذ هذه المعلومة في الاعتبار عند استيراد الطلائق أو الأبقار. وهناك ثلاثة طرق مستعملة في العالم مشتقة من الدراسات الأمريكية لتعريف المستوى الوراثي القاعدي والتي تؤخذ في الاعتبار عند استيراد الطلائق أو الأبقار:

١٤,٤,٣,١ المستوى الوراثي القاعدي الثابت Fixed Genetic Base Level

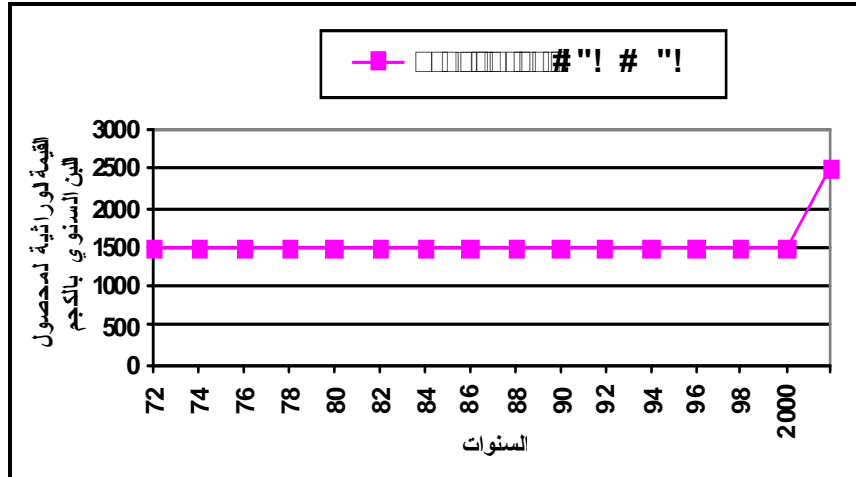
في هذه الحالة يتم تثبيت مستوى وراثي قاعدي في سنة معينة وتقارن كل الحيوانات بعد ذلك بهذا المستوى كما يتضح من الشكل رقم (١٤,٤). ومن مساوئ هذه الطريقة التي عادة ما يستعملها مصدر السائل المنوي أنها تظهر دائما الطلائق بقيمة وراثية موجبة فالطلوقة الذي قيمته ١٠٠٠ كجم فأكثر يبقى دائما على هذا المستوى طيلة حياته.

١٤,٤,٣,٢ المستوى الوراثي القاعدي المتحرك Moving Genetic Base Level :

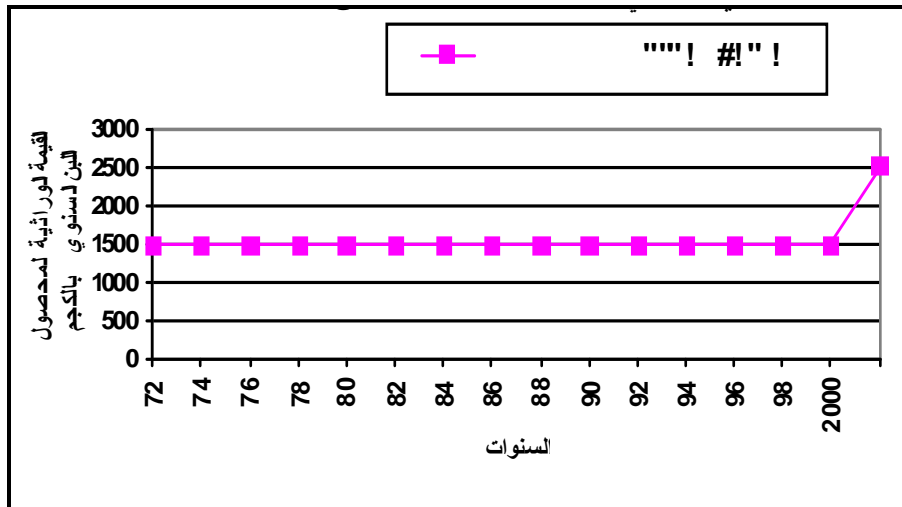
في هذه الحالة يتغير المستوى الوراثي بصورة مستمرة حسب ظهور الأجيال الجديدة حيث يتم حساب متوسط القيم الوراثية متضمنا قيم كل الحيوانات الموجودة لتصبح مؤشرا للمستوى الوراثي الحقيقي (شكل رقم ١٤,٥). فالطلائق المتقدمة في السن والتي كانت في البداية لها قيمة وراثية أكبر من ١٠٠٠ كجم من اللبن يمكن أن تصبح ذات قيمة سالبة عند استخدام هذه الطريقة لأنها قورنت بأجيال جديدة ذات مستويات أفضل.

١٤,٤,٣,٣ المستوى الوراثي القاعدي التدريجي Stepwise Genetic Base Level :

في هذه الحالة يتم تثبيت المستوى الوراثي لمدة معينة ثم يجدد حسابه بعد عدد معين من السنوات.



الشكل رقم (١٤.٤). المستوى الوراثي القاعدي الثابت لمحصول اللبن السنوي الذي يؤخذ في الاعتبار عن استيراد الطلائق أو الأبقار .



الشكل رقم (١٤.٥). المستوى الوراثي القاعدي المتحرك لمحصول اللبن السنوي الذي يؤخذ في الاعتبار عن استيراد الطلائق أو الأبقار .

وبناء على ما ورد فيما يخص طرق حساب المستوى الوراثي القاعدي وجب على مستورد الحيوانات والسائل المنوي (الطلائق) معرفة طرق التقييم الوراثي لكل بلد مصدرة للحيوانات والسائل المنوي وكذلك المستوى الوراثي القاعدي المستعمل حتى تكون عملية الاختيار سليمة. وقد أنشئ لهذا الغرض برنامج عالمي لتقييم الطلائق منذ سنة ١٩٨٣ تحت اسم Interbull من طرف الفيدرالية العالمية للألبان والاتحاد الأوروبي للإنتاج الحيواني ومقره إحدى الجامعات بالسويد ، وهدف هذا البرنامج إيجاد المعادلات للتقييم الوراثية للحيوانات في كل بلد . ويقوم هذا البرنامج بطرح المعادلات باستمرار ويمكن استعمال هذه المعادلات لحساب وتقييم القيم الوراثية من بلد إلى آخر . وقد أوصى هذا البرنامج العالمي لتقييم الطلائق بما يلي :

١- تعديل المستوى الوراثي القاعدي كل خمس سنوات في السنوات التي تنتهي أرقامها بصفر وخمسة .

٢- الأبقار المولودة خلال خمس سنوات سابقة للسنة المحددة للتعديل تمثل القاعدة . ويعني هذا أن الأبقار المولودة سنة ١٩٩٠ مثلا تكون المستوى الوراثي القاعدي لسنة ١٩٩٥ وسيكون التعديل القادم عام ٢٠٠٠ وستكون الأبقار المولودة في ١٩٩٥ القاعدة الجديدة.

وفي سنوات العقود الأخيرة صدر بحث عن Powell and Wiggans, 1995 يعطي بعض المعادلات التي يمكن استعمالها لتحويل القيم الوراثية من فرنسا وكندا وهولندا إلى ما يعادلها في الولايات المتحدة الأمريكية لو تعذر الحصول على هذه المعادلات من INTERBULL .

١٤,٤,٤ الطريقة المقترحة لاختيار الطلائق

يمكن إتباع الخطوات التالية لاختيار طلائق التلقيح عند الاستيراد :

- أ- تحديد الهدف الإنتاجي للقطيع فعلى سبيل المثال هل الهدف الإنتاجي هو الحليب بوصفه كمية أم الحليب بوصفه نوعية*
- ب- مقارنة أهم المصدرين على نفس المعادلة من معادلات INTERBULL.
- ج- التأكد من المستوى الوراثي القاعدي المستعمل.
- د- التعرف على القيمة التربوية للطلائق بالنسبة للصفات التي تهتم القطيع .
- هـ- استعمال الطلائق التي تم تقييمها حديثا وتمتيز بخاصية سهولة الولادة في العجلات.
- و- استعمال الطلائق المحسنة لصفات الضرع والأرجل .

١٤,٥ الانتخاب في الخلطان الناتجة من خلط السلالات المحلية بالسلالات

المستوردة في الوطن العربي:

يقتصر الكلام هنا طبقا لما ورد عن جلال ١٩٩٣ في تحسين الأبقار بالوطن

العربي*

١٤,٥,١ استيراد السائل المنوي من الخارج:

لاستيراد السائل المنوي من الخارج مميزاتة فإذا أحسن اختيار مصدر إنتاجه سيكون ذا تركيب وراثي ملائم في التحسين الوراثي وربما يحدث انخفاض لسعره عما لو أنتج في الأقطار العربية ذات العمالة الفنية والتقنية والمواد اللازمة المحدودة* ولكن من عيوب استيراد السائل المنوي من الخارج تتمثل في أن تكون الطلائق المنتجة للسائل المنوي اختيرت تحت بيئات مختلفة تماما لاستخدامها مما لا يضمن المستوى الإنتاجي إذا وجد تداخل بين التركيب الوراثي والبيئة* وأن السائل المنوي في كثير من الأحيان يكون لطلائق عالية جدا في قيمتها التربوية والتي قد تزيد عن ١٠٠٠٠ كجم من الحليب في موسم الإدرار الواحد وعادة لا يتحقق أكثر من نصف هذا التميز الوراثي

والباقى لا يمكن تحقيقه لعدم تمكن الجينات من التعبير عن نفسها تحت مثل تلك البيئات السائدة في كثير من الأقطار العربية • وهذا يعد فاقدا وراثيا قد دفع ثمنه في صورة جرعات للسائل المنوي مرتفعة الثمن • أو على النقيض قد يكون السائل المنوي من مصادر منخفضة الإنتاج والمنتجون المحليون على غير دراية بمصادر السائل المنوي الجيد، بجانب هذا فإنه كثيرا ما يخضع استيراد السائل المنوي لتقلبات في ساسة الاستيراد من حظر وسماع ورسوم وإجراءات يصعب التحكم فيها في كثير من الأقطار العربية •

١٤,٥,٢ الاعتماد على السائل المنوي المنتج محليا

إن الاعتماد على السائل المنوي المنتج محليا له مميزاته والتي تتمثل في سهولة الحصول عليه، وكذلك توافر عنصر الأقلمة فيه نظرا لأنه من حيوانات قطعن شوطا نحو الأقلمة تحت الظروف المحلية • ولكن من عيوب السائل المنوي المنتج محليا أنه من حيوانات لم يتم تقييمها وراثيا وزيادة احتمال التربية الداخلية باستخدامه، وكذلك احتمال عدم خلو الطلائق من الأمراض التي تم جمع السائل المنوي منها •

وجدير بالذكر أن إجراء التحسين الوراثي في ماشية الحليب أمر مكلف جدا ومن ثم غير مجدي وقد لا يجذب في الحالات التي تكون فيها عشائر الأبقار ذات عدد قليل فيصبح الحال أكثر واقعية إذا استوردنا هذا التحسين دون إجرائه محليا في بلدانا العربية كما ورد عن سميث (Smith 1988) مع الأخذ في الاعتبار المحاذير السابقة الإشارة إليها • فقد أشار Cunningham 1990 أن التكلفة لإنتاج كل طلوقة منتخب من أبقار الحليب تتراوح من ١٢٥٠٠٠ إلى ٢٥٠٠٠٠ دولار أمريكي في البلدان المتقدمة • ومثل هذه الطلوقة لا بد أن يستخدم بكفاءة عالية جدا حتى يتحقق العائد من الاستثمار فيه • ولكن هذا لا يمنع أن يكون لكل قطر ظروفه التي قد يسمح بعضها بتطوير نظام انتخابي مبني على تسجيل أداء الحيوانات واختبار النسل • ويفضل في هذه الحالة تقسيم القطعان إلى طبقات Stratification لتعظيم استخدام الطلائق •

المراجع

المراجع العربية

- مستجير، أحمد ١٩٨٠ ، كتاب التحسين الوراثي لحيوانات المزرعة - الطبعة الأولى - مكتبة غريب بالفجالة - القاهرة.
- غزال، نجيب توفيق ١٩٨٢. الوراثة الكمية في تربية وتحسين الحيوان. مديرية دار الكتب للطباعة والنشر - جامعة الموصل - العراق.
- جلال، صلاح والطويل، عصام وعشماوي، عبد الحليم ١٩٨٨ - الإحصاء الحيوي ومقدمة في تصميم التجارب - مركز التنمية البشرية والمعلومات - القاهرة.
- المنظمة العربية للتنمية الزراعية ١٩٨٩ ، خطط تنفيذية لتحسين سلالات الأبقار والأغنام والمعز المحلية - الخرطوم - السودان - ١٠٦ صفحة.
- أحمد، محمد خير عبد الله ١٩٩٢ ، مقدمة في الوراثة الكمية (ترجمة لكتاب فالكونر، د.س. ١٩٨٩) - جامعة عمر المختار البيضاء - الجماهيرية العربية الليبية.
- عبد التواب، فتحي محمد ١٩٩٣ - البيولوجيا الجزيئية (مدخل الهندسة الوراثية) - المكتبة الأكاديمية - القاهرة.

- جلال، صلاح ١٩٩٣ - تحسين الأبقار في الوطن العربي. ندوة الثروة العربية من الأبقار وسبل تطويرها. عمان ٢١ - ٢٣ يونيو ١٩٩٣ - الاتحاد النوعي لجمعيات مربي الأبقار - وزارة الزراعة الأردنية.
- جمالي، منور ١٩٩٨ ، التحسين الوراثي للحيوان - دار علاء الدين للنشر والتوزيع والترجمة - دمشق.
- جلال، صلاح وكرم، حسن ٢٠٠٣ ، كتاب تربية الحيوان. الطبعة السادسة. مكتبة الأنجلو المصرية.
- ماهر خليل ٢٠٠٧ - كتاب "أسس وراثية وتربية الحيوان" - النشر العلمي والمطابع - جامعة القصيم - المملكة العربية السعودية - ٥٤٦ صفحة - كتاب محكم بلجنة متخصصة وبموافقة المجلس العلمي بجامعة القصيم على نشره بجلسته رقم (٤) بتاريخ ٣/٤/٢٠٠٦م.

المراجع الأجنبية

- Abd El-Aziz M.M., Afifi, E.A., Bedier, Nayera Z., Azamel, A.A. and Khalil, M. H. (2002). Genetic evaluation of milk production and litter weight traits in Gabali, New Zealand White rabbits and their crosses in a newly reclaimed area of Egypt. 3rd Scientific Conference on Rabbit Production in Hot Climates, 8-11 October 2002, 103-116.
- Abd El-Ghany, A. 1996. Ph.D. Thesis, Faculty of Agriculture, Suez Canal University, Egypt.
- Aboul-Naga A.M., 1988. Finnsheep and their crosses under subtropical conditions. J. Agric. Sci. (Finland), 60: 473-480.
- Aboul-Naga A.M., M.B. Aboul-Ela, H. Mansour and M. Gabr, 1989. Reproductive performance of Finn sheep and crosses with subtropical breeds under accelerated lambing. Small Ruminant Research, 2: 143-150.
- Afifi, E.A. and Khalil, M.H. (1992). Crossbreeding experiments of rabbits in Egypt: Synthesis of results and overview. Options Mediterraneennes-Serie Seminaires, No 17: 35-52, Spain.

- Afifi, E.A., Khalil, M.H., Khadr, A. F. and Youssef, Y.M.K. (1994). Heterosis, maternal and direct effects for postweaning growth traits and carcass performance in rabbit crosses. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 111: 138-147, Germany.
- Al-Saef A.M., Khalil M.H., Al-Dobaib S.N., García M.L., Baselga M. 2008. Crossbreeding effects for carcass, tissues composition and meat quality traits in a crossing project of V-line with Saudi Gabali rabbits. In proceedings of 9th World Rabbit Congress, 10-13 June 2008, Verona, Italy, paper No. G11.
- Al-Saef, A M, Khalil, M H, Al-Dobaib, S N., Al-Homidan, A H., García, M L and Baselga, M. 2008. Comparing Saudi synthetic lines of rabbits with the founder breeds for carcass, lean composition and meat quality traits. *Livestock Research for Rural Development*, 20(5). Online Journal www.cipav.org.co/Irrd/Irrd20/1.htm. 2008, Latin America.
- Al-Saef, A.M., Khalil, M.H., Al-Homidan, A. H., Al-Dobaib, S.N., Al-Sobayil, K.A., García M.L. and Baselga, M. 2008. Crossbreeding effects for litter and lactation traits in a Saudi project to develop new lines of rabbits suitable for hot climates. *Livestock Science*, 118: 238-246, Official Journal of European Association of Animal Production.
- Al-Shinnawy, M.A. 1993. Performance of Finn-cross lambs in Egypt. M.Sc. Thesis, Faculty of Agric., Ain Shams Univ., Cairo, Egypt.
- Arafa, S.A. 1996. Genetic analysis for some productive traits in purebred and graded dairy cattle under Egyptian conditions. Ph.D. Thesis, Faculty of Agric., Moshtohor, Zagazig Univ., Egypt.
- Arafa, S.A., Khalil, M.H., Afifi, E.A. and Zahed, S.M. 1998. Genetic evaluation of some reproductive performance traits in three upgrading trials of dairy cattle raised in hot climate. *Egyptian Journal of Animal production* (1998), 35(2): 91-108.
- Arafa, S.A., Afifi, E.A., Khalil, M.H. and Aly, H.M. 2000. Heterotic components for birth weight in three up-grading trials of dairy cattle raised in Egypt. *Egyptian-African Conference for Animal Production*, 6-9 November 2000, Alexandria, Egypt.
- Ashmawy, A.A. 1981. A selection index for the improvement of some economic traits in dairy cattle under local conditions. Ph.D. Thesis, Faculty of Agric., Ain Shams Univ., Egypt.
- Bahie El-Deen, M., 1994. Selection indices and crossing as a tool for improvement of meat and egg production in Japanese quail. Ph. D. Thesis, Faculty of Agriculture, Alexandria University, Egypt.
- Bath D. L. 1985. *Dairy cattle, principles, practices, problems, profits* (3rd Edition). Lea and Febiger, Philadelphia, USA.
- Becker, W.A., 1984. *Manual of Quantitative Genetics*. (Fourth Edition) Academic Enterprises, Pullmon, W.A., USA.

- Boldman, K. G., Kriese, L. A., Van Vleck, L. D., Van Tassell, C. P., and Kachman, S. D., 1995. A manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances [DRAFT]. U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service, USA.
- Cunningham, E.P. 1990. Genetic evaluation methods for dairy cattle. In: Genetic Improvement of Cattle Southern Mediterranean Climates. Belhadj and Tisserand, Ed. EAAP, Pudoc Wageningen, 120-125.
- Cunningham, E.P. and Mahon, G.A.P., 1977. SELIND: A Fortran computer program for genetic selection indexes (User' Guide). Co. Dublin and Dublin University, Ireland.
- Cunningham, E.P. and Systrad, O., 1987. Crossbreeding bos indicus and bos taurus for milk production in the tropics. FAO – AGA Paper No. 68, FAO, Rome, PP 90.
- Dickerson, G. E., 1969. Experimental approaches in utilizing breed resources. Animal Breeding Abstracts, 37: 191 (Article).
- Dickerson, G.E., 1992. "Manual for evaluation of breeds and crosses of domestic animals". Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, PP 47, (1992).
- El-Safty, S.E.A., 1999. *Combining abilities and heterosis from diallel crosses in fowls*. M. Sc. Thesis, Fac. Agric., Ain Shams Univ, Cairo, Egypt.
- Falconer, D. S., and Mackay, F. C., 1996. Introduction to quantitative genetics. "4th edition" Longman Group Ltd, England.
- Freyer G., König, S., Fischer, B., Bergfeld, U. and Cassell, B. G. 2008. Invited Review: Crossbreeding in Dairy Cattle From a German Perspective of the Past and Today. J. Dairy Sci. 91: 3725-3743. doi:10.3168/jds.2008-1287.
- Galal, E.S.E., Quawasmi, F.D. and Khishin, S.S. 1974. Age correction factors for Friesian cattle in Egypt. Z. Tier-Zuchtg, Zuchtgsbiol., 91: 25-30.
- Gregory, K.E. and Cundiff, L.V. 1980. Crossbreeding in beef cattle: Evaluation of systems. J. Animal Science, 51: 1224-1242.
- Groeneveld E 2006 "PEST user's manual", Institute of Animal Husbandry and Animal Behaviour, FAL, Germany.
- Guimarães, E. P., Ruane, J., Scherf, Beate D., Sonnino, R., Dargie, Beate D. 2007. Marker-assisted selection. Current status and future perspectives in crops, livestock, forestry and fish. Food and Agriculture Organization of The United Nations, Rome, 2007.
- Halawa, A.A.A. 1993. A study on the prediction of sires breeding value. M.Sc. Thesis, Faculty of Agric., Ain Shams Univ., Cairo, Egypt.
- Hanafi, M.S., Kazzal, N.I. and Hameed, T., 1977. Evaluating of combining abilities from diallel crosses of pure breeds in chickens. Annale of Agricultural Sciences, Moshtohor, Zagazig University, 7:129-147, Egypt.

- Hanafi, M. S., Khalil, M. H., Ezzeldin, Z. A., and Sabra, Z. A., 1991. Estimation of heterosis and combining abilities for body weights and measurements in chickens. *Egyptian J. of Animal Production* 28(2): 191-210.
- Harvey, W. R., 1979. Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers. United States Depart. Agric. Sci. and Education Administration, Agricultural Research Service, USA.
- Harvey, W.R. 1990. User's Guide for LSMLMW. Mixed model least-squares and maximum likelihood computer program. Pc-Version 2, Ohio State University, Columbus, USA, (Mimeograph).
- Hazel, L. N., 1943. The genetic basis for constructing selection indexes. *Genetics*, 28: 476-490.
- Hazel, L. N., Dickerson, G. E., and Freeman, A. E., 1994. The selection index-then, now, and for the future. *J. Dairy Science* 77(10): 3236-51.
- Henderson, C.R. 1966. A sire evaluation method which accounts for unknown genetic and environmental trends, herd differences, seasons, age effects and differential culling. *Proceedings of Symposium on Estimating Breeding Values of Dairy Sires and Cows*. Washington, D.C.
- Henderson, C. R., 1976. A simple method for computing the inverse of a numerator relationship matrix used in predicting of breeding values. *Biometrics* 32: 69-83
- Henderson, C.R. 1984. *Application of linear models in animal breeding*. Univ. of Guelph Press, Guelph, Ontario, Canada.
- Henderson, C.R., Carter, H.W. and Godfrey, J.T. 1954. Use of the contemporary herd average in appraising progeny tests of dairy bulls. *J. Animal Science*, 12: 949.
- Hill, W. G., 1982. Dominance and epistasis as components of heterosis. *Zeits. Teirz. Zuchtungs.*, 99: 161-168.
- Hill, W. G. and Nordskog, A.W., 1958. Heterosis in poultry. 3- predicting combining ability of performance in the crossbred fowl. *Poultry Science*, 37: 1159-1169.
- Kennedy, B. W., 1989. *Animal model BLUP - Crasmus intensive graduate course*. University of Guelph, Dublin.
- Lande, R. and Thompson, R., 1990. Efficiency of marker assisted selection in the improvement of quantitative traits. *Genetics*, 124: 743-756.
- Khalil M. H. 1994. Lactational performance of Giza White rabbits and its relation with preweaning litter traits. *Animal Production*, 59: 111-115.
- Khalil, M.H. and Afifi, E.A. 2000. Heterosis, maternal and direct additive effects for litter performance and postweaning growth in Gabali rabbits and their F₁ crosses with New Zealand White. 7th World Rabbit Congress, Volume A, pp. 431-437, 3-7 July 2000, Valencia, Spain.

- Khalil M.H. and Al-Saef A.M., 2008. Methods, criteria, techniques and genetic responses for rabbit selection: A review. In proceedings of 9th World Rabbit Congress, 10-13 June 2008, Verona, Italy, Invited paper, Genetics Session, pp 3-34.
- Khalil, M.H., Owen, J.B. and Afifi, E.A. 1986. Selection indices for rabbit improvement. *Journal of Agricultural Science, Cambridge*, 107: 537-548, Britain
- Khalil, M.H., Afifi, E.A. and Salem, M.A., 1992. Evaluation of imported and locally-born Friesian cows raised in commercial farms in Egypt. 2-Evaluation of correction factors and of some genetic effects. *Egyptian Journal of Animal Production*, 29(1): 43-59.
- Khalil, M.H., Abdel-Ghli, M. and Hamed, M.K. 1994. Genetic aspects and adjustment factors for lactation traits of Friesian cattle raised in Egypt. *Egyptian J. Anim. Prod.*, 31(1):65-84.
- Khalil, M.H., Afifi, E.A., Youssef, Y.M.K. and Khadr, A.F. 1995. Heterosis, maternal and direct genetic effects for litter performance and reproductive intervals in rabbit crosses. *World Rabbit Science*, 3(3): 99-105, France.
- Khalil, M.H., Afifi, E.A., Salem, M.A. and Zahed, S.M. 2000. Estimation of heterotic components for lactation traits and reproductive performance in three crossbreeding trials of Holstein cattle with German Friesian raised under hot climatic conditions. *Journal of Animal Breeding and Genetics* 117: 129-142, Germany.
- Khalil, M. H., Al-Sobayel, k., Hermes, I. H. and Al-Homidan, A. H. 2002. Crossbreeding effects for post-weaning growth, rectal and ears temperatures and respiration rates in crossing Saudi Gabali with Spanish V-Line rabbits. 7th World Congress Applied to Livestock Production, August 19-23, 2002, Montpellier, France.
- Khalil, M.H., Garcia, M.L., Al-Dobaib, S.N., AL-Homidan, A.H. and Baselga, M. 2005. Genetic evaluation of crossbreeding project involving Saudi and Spanish V-line rabbits to synthesize new maternal lines in Saudi Arabia: I. Pre-weaning litter, lactation traits and feeding parameters. 4th International Conference of Rabbit Production in Hot Climate, 24-27 February, Sharm El-Sheigh, Egypt, pp 89-99.
- Khalil, M.H. Al-Sobayil, K.A. A, Al-Saef, M., García, M.L. and Baselga, M. 2007. Genetic evaluation for semen characteristics in a crossbreeding project involving Saudi and Spanish V-line rabbits. *Animal, International Journal of Animal Bio-Science*, 1(7): 923-928, **Britain**.
- Khalil M.H.; Mohamed, K.M., Al-Saef, A.M., Zeitoun, M.M., El-Zarei, M.F. 2009. Crossbreeding components for growth, carcass and meat composition traits in crossing Saudi Aradi with Damascus goats. *Small Ruminant Research*, 84 (In Press), **Elsevier, Holland**.
- Mansour, H. 1992. Age and month of calving adjustment factors of 305 day milk yield for Holstein Friesian in the Kingdom of Saudi Arabia. *Annals*

- Agric. Sci., Ain Shamss University, Cairo, 37(1): 95.
- Meyer, K. 1989. Approximate accuracy of genetic evaluation under an Animal Model. *J. Livestock Production Science*, 21: 87-100.
- Milan, D., Bidanel, J.P., Le Roy, P., Chevalet, C., Woloszyn, N., Caritez, J.C., Gruand, J., Bonneau, M., Lafaucheur, L., Renard, C., Vaiman, M., Mormede, P., Desautels, C., Gellin, J. and Ollivier, L., 1998. Current status of QTL detection in Large White x Meishan crosses in France. 6th World Congress on quantitative Genetics Applied to Livestock Production., 26: 414-417.
- Mrode, R. A., 1996. Linear models for the prediction of animal breeding values. CAB International, Biddles Ltd, Guildford, UK.
- Mrode, R. A., 2005. Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values. 2nd edition CAB International, Biddles Ltd, Guildford, UK.
- National Goat Handbook, 2008. Adjustment factors for milk records. http://www.inform.umd.edu/EdRes/Topic/AgrE...t/ADJUSTMENT_FACTORS_FOR_MILK_RECORDS.html
- Powell, R.L. and Wiggans, G.R. 1995. Holstein conversion equations based on population variances and a full-brother model. *Journal of dairy science*, 78(6) : 1362-1368 .
- Raune, J. and Colleau, J. J., 1996. Marker assisted selection for a sex-limited character in a nucleus breeding population. *Journal of Dairy Science*, 79: 1666-1678.
- Salem, H.H.A., 1993. Crossbreeding between some poultry strains for meat production. M. Sc. Thesis, Faculty of Agriculture, Al-Azhar University, Egypt.
- Schaeffer, L.R. 1983. Notes on Linear Model Theory, Best Linear Unbiased Prediction and Variance Components Estimates. University of Guelph, Guelph, Ontario..
- Schaeffer, L.R. and Kennedy, B.W. 1986. Computing solutions to mixed model equations. *Proceeding of Third World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, 12: 382-392.
- Searle, S.R., 1964. Review of sire-proving methods in New Zealand, Great Britain and New York State. *J. Dairy Sci.*, 47: 402-413.
- Searle, S.R., 2006. Matrix Algebra Useful For Statistics (Series - Wiley Series In Probability And Statistics).
- Shaat, I. M. 1996. Selection Indices to Improve Productive Traits in Local Sheep. M.Sc. Thesis, Ain Shams University, Egypt.
- Shebl, M.K., Ali, M.A., Balat, M.M. and El-Din, T.H., 1990. Evaluation of combining ability for some body-size traits and feathering in a diallel cross of chickens. *Egyptian Journal of Poultry Science*, 10:159-177.

- Sheridan, A.K. 1981. Crossbreeding and heterosis. *A.B.A.*, 49(3): 131-144.
- Smith, C., 1988. Genetic improvement of livestock using nucleus breeding units. *World Animal Review*, 65: 2-10.
- Thompson, R., 1977. Estimation of heritability with unbalanced data. II. Data available on more than two generations. *Biometrics* 33: 497-504.
- Vandepitte, W.M. and Hazel, L.N. 1977. The effect of errors in the economic weights on the accuracy of selection indexes. *Annales Genet. Selection Anim.*, 9(1): 87-103.
- Van Vleck, L.D., 1993. Selection index and introduction to mixed model methods for genetic improvement of animals. CRC Press, Inc.USA.
- Walling, G.A., Archibald, A.L., Visscher, P.M., and Haley, C.S., 1998. Mapping of quantitative trait loci on chromosome 4 in a Large White x Meishan pig F2 population. 6th World Congress on quantitative Genetics Applied to Livestock Production., 25: 519-522.
- Walling, G.A., Visscher, P.M., Simm, G. and Bishop, S.C. 2001. Confirmed linkage for QTLs affecting muscling in sheep on chromosomes 2 and 18. 52nd Annual Meeting of the European Association for Animal Production, Budapest, Hungary.
- Walling, G.A., Haley, C.S., Perez-Enciso, M., Thompson, R. and Visscher, P.M., 2002. On the mapping of quantitative trait loci at marker and non-marker locations. *Genetic Research*, 79: 97-106.
- Walsh, B. and Lynch, M. 2009. Evolution and Selection of Quantitative Traits. http://nitro.biosci.arizona.edu/zbook/NewVolume_2/newvol2.html.
- Weller, J.I. 2001. Quantitative Trait Loci Analysis in Animals. CABI Publishing, CAB International, UK.
- Zarnecki, A., Norman, H.D., Gierdzicewicz, M. and Jamrozik, J. 1993. Heterosis for growth and yield traits from crosses of Friesian strains. *J. Dairy Sci.*, 76(6): 1661-1670.
- Zhang, W. and Smith, C., 1992. The use of marker assisted selection with linkage disequilibrium. *Theoretical and Applied Genetics*, 83: 813-820.

ثبت المصطلحات

أولاً: عربي - إنجليزي

(أ)

Matrix	المصفوفة
Sire of cow	أب البقرة
Sire of ram (S)	أب الكبش
Sire of bull	آباء الطلائق
Sires without records	آباء بدون سجلات
Related parents	آباء بينها علاقة
Terminal sires	آباء متميزة
Replacement cows	أبقار الاستبدال
Breed average genetic maternal effect	أثر السلالة لمتوسط الأمومة الوراثي أي تأثير الأمومة لسلالة الأم
Best linear predictor (BLP)	أحسن متنبئ خطي
Ancestors and relatives test	اختبار الأسلاف والأقارب
Restricted selection indices	أدلة الانتخاب المقيدة
Genetic Improvement Strategy	إستراتيجية التحسين الوراثي
Columns of matrix	أعمدة المصفوفة

Best Linear Unbiased Predictor (BLUP)	أفضل متنبأ خطي غير متحيز للتقييم الوراثي
Most probable producing ability (MPPA)	أقصى مقدرة إنتاجية محتملة
Sires	الآباء
Related cows	الأبقار التي بينها صلة قرابة
Paternal additive effect	الأثر التجمعي الأبوي أي مساهمة الأب الوراثية في نسله
Maternal additive effects	الأثر التجمعي الأمي أي مساهمة الأم الوراثية في نسلها
Half-sibs	الأخوات أنصاف الأشقاء
Paternal half-sibs	الإخوة أنصاف الأشقاء الأبوية
Phenotypic correlation	الارتباط المظهري
Genetic correlation	الارتباط الوراثي
Selection response	الاستجابة للانتخاب
Correlated response	الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة (التغير المصاحب)
Ancestors	الأسلاف
Full-sibs	الأشقاء الكاملة بإخوة الأشقاء
Relatives	الأقارب
Dams	الأمهات
Family selection	الانتخاب العائلي
Individual selection	الانتخاب الفردي
Mass selection	الانتخاب الكتلي
Tandem selection	الانتخاب المتسلسل
Phenotypic selection	الانتخاب المظهري
Performance test	الانتخاب باختبار أداء الصفة

Progeny test	الانتخاب باختبار النسل
Independent culling levels	الانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة
Marker Assisted Selection (MAS)	الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية
Within-Family selection	الانتخاب داخل العائلة
Selection for more than one character	الانتخاب لأكثر من صفة
Selection for Major Gene	الانتخاب للجينات الكبرى
Sire genetic deviation (SGD)	الانحراف الوراثي المتوقع للطلوقة
National Cooperative Dairy Herd Improvement Programs (NCDHIP)	البرامج القومية التعاونية لتحسين قطعان الحليب
Interbull	البرنامج العالمي لتقييم الطلائق
Crossbred daughters	البنات الخليطة
Paternal effect	التأثير الأبوي
Maternal effect	التأثير الأمي
Additive effect	التأثير التجمعي
Random effect of permanent environment	التأثير العشوائي للبيئة الدائمة
Non-genetic maternal effects	التأثيرات الأمية غير الوراثية
Common environmental effects	التأثيرات البيئية الشائعة
Direct additive effect	التأثيرات التجمعية المباشرة في الفرد نفسه
Additive genes effect	التأثيرات التجمعية للجينات
Fixed effects	التأثيرات الثابتة
Random effects	التأثيرات العشوائية
Random effect of animal	التأثيرات العشوائية للحيوان
Reciprocal effects	التأثيرات العكسية
Direct effects	التأثيرات المباشرة في الفرد نفسه
Confounded effects	التأثيرات المتداخلة مع بعضها

Direct genetic effect	التأثيرات الوراثية المباشرة
Non-additive genes effects	التأثيرات غير التجمعية للجينات
Phenotypic variance	التباين المظهري
Additive genetic variance	التباين الوراثي التجمعي
Grading	التدرج
Identification and Recording System	الترقيم وتسجيل البيانات
Phenotypic covariance	التغاير المظهري
Additive genetic covariance	التغاير الوراثي التجمعي
Parent-offspring covariance	التغاير بين الآباء والنسل
Covariances	التغايرات
Genetic evaluation	التقييم الوراثي
Predicted Difference (PD)	التمييز الوراثي المتوقع
Constant	الثابت المراد تقديره
Dwarf gene	الجين القزمي في الدجاج
Major genes	الجينات الفردية المؤثرة بصورة كبرى
Top indexing animals	الحيوانات ذات الدليل الانتخابي المرتفع
Standard errors	الخطأ القياسي
Simple crossing	الخلط البسيط لخلط سلالتين
Two-way crossing	الخلط الثنائي
Rotational Crossing	الخلط الدوري
Criss-crossing	الخلط الدوري المتناوب أو الوراثة التصالبية
Rotational-terminal sire system	الخلط الدوري مع طلوقه نهائي
Back crossing	الخلط الرجعي
Reciprocal cross	الخلطان العكسية
Advanced Registry	السجل الرسمي المتقدم بالولايات المتحدة

	الأمريكية
Selection criteria	الصفات التي يجدي فيها الانتخاب
Composite traits	الصفات المركبة
Lines	الطرز
Terminal sire line	الطرز الخاص للطلوقة المنتخب لكفاءة النمو وصفات الذبيحة
Mating bull for cow	الطلوقة الملقح للبقرة
Gain in sons	العائد الوراثي المتوقع في الأبناء الذكور
Gain in daughters	العائد الوراثي المتوقع في البنات
Strains	العترات
Effective number per sire	العدد الفعال لكل طلوقة
Relationship between relatives	العلاقة بين الأنساب
Diagonals of matrix	العناصر القطرية للمصفوفة
Off-diagonals of matrix	العناصر غير القطرية للمصفوفة
Recombination loss	الفقد في قوة الخلط أي النقص في المواقع الخليطة (الفقد الاندماجي)
Sire Transmitting Ability	القدرة التمريرية للطلوقة
Repeated records	القياسات المتكررة
Eigenvalues	القيم الخاصة التي تستخدم لمعرفة كم من المصادر المستقلة تظهر في التباين الوراثي
Additive genetic value	القيم الوراثية التجمعية
Relative economic value	القيمة الاقتصادية النسبية للصفة
Additive value	القيمة التجمعية
Probable breeding value (PBV)	القيمة التربوية المحتملة
Relative Breeding Value (RBV)	القيمة التربوية النسبية

Breeding value of sire of cow	القيمة التربوية لأب البقرة
Breeding value of dam of cow	القيمة التربوية لأم البقرة
Sire breeding value	القيمة التربوية للأب
Dam breeding value	القيمة التربوية للأم
Breeding value (BV)	القيمة التربوية
Phenotypic value	القيمة المظهرية
Total aggregate genotype	القيمة الوراثية الكلية للحيوان
Genetic merit	القيمة الوراثية المراد تقديرها
Constraints of sire model	القيود المفروضة علي النموذج الأبوي
Ram	الكباش
Linear contrasts	المتضادات الخطية لاستخراج المكونات الوراثية
Genetic group of sire of cow	المجموعة الوراثية لأب البقرة
Genetic group of dam of cow	المجموعة الوراثية لأم البقرة
Genetic group of cow	المجموعة الوراثية للبقرة
Genetic group of mating bull	المجموعة الوراثية للطلوقة الملقح
Pooling genes	المستودع الجيني
Genetic base level	المستوى الوراثي القاعدي
Stepwise Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي التدريجي
Fixed Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي الثابت
Moving Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي المتحرك
Original matrix	المصفوفة الأصلية
Row vector	المصفوفة الصفية أو المتجه الصفية
Column Vector	المصفوفة العمودية أو المتجه العمودي
Diagonal Matrix	المصفوفة القطرية
Square Matrix	المصفوفة المربعة

Non-Singular matrix	المصفوفة المربعة التي لها محدد و مقلوب
Singular matrix	المصفوفة المربعة التي ليس لها مقلوب ومحددها يساوي صفرا
Triangular Matrix	المصفوفة المربعة ثلاثية الزوايا
Lower triangular matrix	المصفوفة المربعة صفرية المثلث الأسفل
Upper triangular matrix	المصفوفة المربعة صفرية المثلث العلوي
Adjoin Matrix (A)	المصفوفة المرتبطة
Inversed matrix	المصفوفة المقلوبة
Symmetric Matrix	المصفوفة المنتظمة
Full rank matrix	المصفوفة تامة الرتبة
Non-full rank matrix	المصفوفة غير تامة الرتبة
Scalar matrix	المصفوفة وحيدة العنصر
Simultaneous equations	المعادلات الآتية
Linear equations	المعادلات الخطية
Repeatability	المعامل التكراري
Maternal ability	المقدرة الأمية
Sire transmitting ability	المقدرة التميرية للطلوقة
Real producing ability	المقدرة الإنتاجية الحقيقية
Heritability	المكافئ الوراثي
Animal resources	الموارد الحيوانية
Local animal resources	الموارد الحيوانية المحلية
Quantitative Traits Loci (QTL)	المواقع الجينية المرتبطة بالصفات الكمية
Progeny	النسل
Sire model	النموذج الأبوي

Linear model	النموذج الخطي
Genetic model for breed crosses	النموذج الوراثي لخلط السلالات
Total score method	الوراثة الكلية للحيوان
Dam of cow	أم البقرة
Dam of doe	أم أنثى الأرنب أو الماعز
Dam of cow	أمهات الأبقار
Dam of bull	أمهات الطلائق
Dams without records	أمهات بدون سجلات
Unrelated dams	أمهات ليس بينها قرابة
Doe	أنثى الأرنب أو الماعز
Genetic improvement goals	أهداف التحسين الوراثي

(ب)

Ready mode programs	برامج الكمبيوتر الجاهزة
Fortran Program	برنامج بلغة الفورتران

(ت)

Mothering ability	تأثير الأمومة (البيئة التي توفرها الأم لأبنائها خلال فترة الحمل وكمية الحليب التي تعطيها الأم خلال فترة الرضاعة)
Cow effect	تأثير البقرة
Permanent environmental effect	تأثير البيئة الدائمة
Sex-linked effects	تأثيرات الارتباط بالجنس
Sire Variance (σ^2_s)	تباين الطلائق
Error variance (σ^2_e)	تباين الخطأ
Variance of aggregate genotype (σ^2_H)	تباين القيمة الوراثية الكلية
Variance of index (σ^2_I)	تباين دليل الانتخاب

One - way layout	تحليل التباين في اتجاه واحد
Principal Components Analysis	تحليل مكونات الأساس
Stratification of crossbreeding policies	تخطيط إستراتيجيات خلط السلالات
Order of matrix	ترتيب المصفوفة
Parity	ترتيب الولادة
Gross comparison	تصحيح السجلات بطريقة المقارنة الكلية
Paired Comparison	تصحيح السجلات بطريقة المقارنة المزدوجة
Screening of population	تصفية العشيرة
Adjustment of animals' records	تعديل سجلات الحيوان
Minimum variance quadratic estimate (MIVQUE)	تقدير أقل تباين تربيعي غير خطي
Stratification	تقسيم القطعان إلى طبقات لتعظيم استخدام الطلائق
Evaluation of animals with records	تقييم الحيوانات التي لها سجلات
Evaluation of Animals without records	تقييم الحيوانات التي يكون لها بيانات مسجلة كالأباء
Construction of selection indexes	تكوين (اشتقاق) أدلة الانتخاب
Dissemination	توزيع الجينات من خلال الطلائق
Expectations of model	توقعات النموذج
(ث)	
Constants of reciprocal effects	ثوابت التأثيرات العكسية
Least Squares constants	ثوابت المربعات الدنيا
(ج)	
Maternal grand-sire (MS)	جد الفرد من الأم
Paternal grand-sire (PS)	جد الفرد من الأب

Maternal grand-dam (MD)	جدة الفرد من الأم
Paternal grand-dam (PD)	جدة الفرد من الأب
Matrix addition	جمع المصفوفات
Breed Associations	جمعيات مربي السلالات
Dairy herd improvement Association (DHIA)	جمعية تحسين قطعان الحليب بالولايات المتحدة الأمريكية
Organizational aspects	جوانب تنظيمية
Technical aspects	جوانب فنية
Double muscling gene	جين ازدواج العضلات
Booroola gene	جين البورولا في الأغنام

(ح)

Solution of equation	حل المعادلة لإيجاد المجاهيل
Priors	حلول معادلات النموذج المختلط لتقدير مكونات التباين التي يطلق عليها القيم سابقة التقدير
Scottish Half-bred lambs	حملان لحم إسكتلندية خليطة والمسماة

(د)

Selection Index	دليل الانتخاب
Sire index	دليل الطلوقة
Herd dynamic	ديناميكية القطيع

(ر)

Rank of a matrix	رتبة المصفوفة
------------------	---------------

(س)

Sire's record	سجل الأب
Dam's record	سجل الأم

Individual's record		سجل الفرد نفسه
Dairy Herd Improvement Registry (DHIR)		سجل تحسين قطيع الحليب الرسمي
Herd Improvement Registry (HIR)		سجل تسجيل القطيع الرسمي بالولايات المتحدة الأمريكية
Ancestor records		سجلات الأسلاف
Production records		سجلات الإنتاج
Adjusted Daughter records		سجلات البنات المعدلة
Private Milk Records (PMR)		سجلات الحليب الخاصة
National Milk Records (NMR)		سجلات الحليب القومية
Controlled Milk Records (CMR)		سجلات الحليب المحددة
	(ش)	
Selection intensity		شدة الانتخاب
	(ص)	
Rows of matrix		صفوف المصفوفة
	(ض)	
Matrix multiplication		ضرب المصفوفات
	(ط)	
Matrix subtraction		طرح المصفوفات
Line of sire		طرز الأب
Line of dam		طرز الأم
Generation interval		طول فترة الجيل
	(ظ)	
Autosomal dwarfism		ظاهرة الدجاج القزمي الجسمي
	(ع)	
Sire families		عائلات أبوية

Transpose of a matrix	عكس المصفوفة
Elements of matrix	عناصر المصفوفة
Adjustment Factors	عوامل التصحيح للسجلات
Factors of genetic change	عوامل التغيير الوراثي
Weighting Factors	عوامل الوزن للمقاييس الوراثية

(ف)

Lactation length	فترة الإدرار
Days open	فترة الأيام المفتوحة
Dry period	فترة الجفاف

(ق)

Specific combining ability (SCA)	قدرة التوافق الخاصة
General combining ability (GCA)	قدرة التوافق العامة والتي تعبر عن نصف القيمة الوراثية التجمعية
Semen straws	قشاش السائل المنوي
Nucleus herd	قطيع النواة
Matrix inversion	قلب المصفوفة
Inversion of reduced matrix	قلب المصفوفة المختزلة
Maternal heterosis	قوة الخلط الأمية
Direct heterosis	قوة الخلط المباشرة
Individual heterosis	قوة الخلط في الفرد نفسه
Paternal heterosis	قوة الخلط الأبوية
Heterosis	قوة الخلط أو قوة الهجين

(ك)

Selection efficiency	كفاءة الانتخاب
----------------------	----------------

(م)

Relative economic values	متجه القيم الاقتصادية النسبية
Selected sires' mean	متوسط الآباء المنتخبة
Adjusted dams average	متوسط الأمهات المعدل
Selected dams' mean	متوسط الأمهات المنتخبة
Adjusted daughters average	متوسط البنات المعدل
Breed average	متوسط السلالة
Breed Seasonal Regional Average (HABSRA)	متوسط السلالة الإقليمي الموسمي
Breed Seasonal Regional Average (BSRA)	متوسط السلالة في نفس موسم السجل ومن نفس المنطقة الجغرافية
Herd average	متوسط القطيع
Annual herd average	متوسط القطيع السنوي
Phenotypic mean of the herd	متوسط القطيع المظهري
Adjusted Herd Mate Average	متوسط القطيع المعدل للأعداد
Adjusted Herd Mate Average (AHMA)	متوسط القطيع المعدل للأعداد
Expected mean squares (EMS)	متوسط المربعات المتوقعة
Moving average	متوسط المعاصرات المتحرك
Daughter average	متوسط بنات الطلوقة
Least squares means	متوسطات المربعات الدنيا
Milk Marketing Board (MMB)	مجلس تسجيل وتسويق الألبان ببريطانيا
Trace of matrix	مجموع الخاليا القطرية بالمصفوفة
Sum of squares	مجموع المربعات
Reduction in sum of squares	مجموع المربعات المختزلة
Sum squares for reciprocal effects	مجموع المربعات للتأثيرات العكسية
Matrix Determinant	محدد المصفوفة
Matrix cofactor	مرافق المصفوفة

Source of variation	مصدر التباين
Vector of fixed effects	مصفوفة (متجه) التأثيرات الثابتة
Right hand side (RHS)	مصفوفة (متجه) الجانب الأيمن
Matrix of random effect of sire	مصفوفة التأثير العشوائي للطلوقة
Matrix of random animal effects	مصفوفة التأثيرات العشوائية للحيوان
Additive genetic variance-covariance matrix	مصفوفة التباين والتغاير التجمعي
Phenotypic variance-covariance matrix	مصفوفة التباين والتغاير المظهري
Incidence matrix	مصفوفة التعيين بواسطتها يتم تعيين المعالم الثابتة
Matrix of random error	مصفوفة الخطأ العشوائي
Lower Triangular matrix	مصفوفة الزاوية السفلى الثلاثية
Identity matrix	مصفوفة الوحدة
Unique inverse	مصفوفة لا يوجد لها مقلوب نتيجة لعدم استقلالية الصفوف
Relationship coefficients matrix (A matrix)	مصفوفة معاملات القرابة
Mature Equivalent (ME)	معادل النضج
Ordinary least squares equations (OLS)	معادلات أقل المربعات العادية
Least squares equations	معادلات المربعات الدنيا
Reduced least squares equations	معادلات المربعات الدنيا المختزلة
Equations in dependency	معادلات المصفوفة ليست مستقلة أو اعتمادية علي بعضها
Mixed Model Equations (MME)	معادلات النموذج المختلط السابق
Partial regression coefficients (b's)	معاملات الانحدار الجزئية

Coefficients of variance components	معاملات مكونات التباين
Contemporary comparison	مقارنة المعاصرات
Generalized inverse	مقلوب المصفوفة المعمم (العمومي)
Segment inverse	مقلوب جزئية بالمصفوفة
Inverse of variance-covariance matrix	مقلوب مصفوفة التباين والتغاير
Variance components	مكونات التباين

(ن)

Direct product of matrices	نتاج ضرب المصفوفات
Repeated hybrid male cross system (RHMCS)	نظام خلط الطلوقه الهجين المتكرر
Crossbreeding systems	نظم خلط السلالات
Cow model	نموذج البقرة
Animal model	نموذج الحيوان
Repeatability Animal Model	نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات

ثانيا: إنجليزي-عربي

(A)

Additive effect	التأثير التجمعي
Additive genes effect	التأثيرات التجمعية للجينات
Additive genetic covariance	التغاير الوراثي التجمعي
Additive genetic value	القيم الوراثية التجمعية
Additive genetic variance	التباين الوراثي التجمعي
Additive genetic variance-covariance matrix	مصفوفة التباين والتغاير التجمعي
Additive value	القيمة التجمعية

Adjoin matrix (A)	المصفوفة المرتبطة
Adjusted dams average	متوسط الأمهات المعدل
Adjusted daughter records	سجلات البنات معدلة
Adjusted daughters average	متوسط البنات المعدل
Adjusted herd mate average	متوسط القطيع المعدل للأعداد
Adjusted herd mate average (AHMA)	متوسط القطيع المعدل للأعداد
Adjustment Factors	عوامل التصحيح للسجلات
Adjustment of animals' records	تعديل سجلات الحيوان
Advanced Registry	السجل الرسمي المتقدم بالولايات المتحدة الأمريكية
Ancestor records	سجلات الأسلاف
Ancestors	الأسلاف
Ancestors and relatives test	اختبار الأسلاف والأقارب
Animal model	نموذج الحيوان
Animal resources	الموارد الحيوانية
Annual herd average	متوسط القطيع السنوي
Autosomal dwarfism	ظاهرة الدجاج القزمي الجسمي
(B)	
Back crossing	الخلط الرجعي
Best linear predictor (BLP)	أحسن متنبئ خطي
Best Linear Unbiased Predictor (BLUP)	أفضل متنبأ خطي غير متحيز للتقييم الوراثي
Booroola gene	جين البورولا في الأغنام
Breed associations	جمعيات مربي السلالات
Breed average	متوسط السلالة
Breed average genetic maternal effect	أثر السلالة لمتوسط الأمومة الوراثي أي تأثير

	الأمومة لسلالة الأم
Breed Seasonal Regional Average (BSRA)	متوسط السلالة في نفس موسم السجل ومن نفس المنطقة الجغرافية
Breed Seasonal Regional Average (HABSRA)	متوسط السلالة الإقليمي الموسمي
Breeding value (BV)	القيمة التربوية
Breeding value of dam of cow	القيمة التربوية لأم البقرة
Breeding value of sire of cow	القيمة التربوية لأب البقرة
	(C)
Coefficients of variance components	معاملات مكونات التباين
Column Vector	المصفوفة العمودية أو المتجه العمودي
Columns of matrix	أعمدة المصفوفة
Common environmental effects	التأثيرات البيئية الشائعة
Composite traits	الصفات المركبة
Confounded effects	التأثيرات المتداخلة مع بعضها
Constant	الثابت المراد تقديره
Constants of reciprocal effects	ثوابت التأثيرات العكسية
Constraints of sire model	القيود المفروضة على النموذج الأبوي
Construction of selection indexes	تكوين (اشتقاق) أدلة الانتخاب
Contemporary comparison	مقارنة المعاصرات
Controlled Milk Records (CMR)	سجلات الحليب المحددة
Correlated response	الاستجابة للانتخاب للصفات المرتبطة (التغير المصاحب)
Covariances	التغايرات
Cow effect	تأثير البقرة
Cow model	نموذج البقرة

Criss-crossing	الخلط الدوري المتناوب أو الوراثة التصالبية
Crossbred daughters	البنات الخليطة
Crossbreeding systems	نظم خلط السلالات
Dairy herd improvement Association (DHIA)	(D) جمعية تحسين قطعان الحليب بالولايات المتحدة الأمريكية
Dairy Herd Improvement Registry (DHIR)	سجل تحسين قطع الحليب الرسمي
Dam breeding value	القيمة التربوية للأم
Dam of bull	أمهات الطلائق
Dam of cow	أم البقرة
Dam of cow	أمهات الأبقار
Dam of doe	أم أنثى الأرنب أو الماعز
Dam's record	سجل الأم
Dams	الأمهات
Dams without records	أمهات بدون سجلات
Daughter average	متوسط بنات الطلوفة
Days open	فترة الأيام المفتوحة
Diagonal Matrix	المصفوفة القطرية
Diagonals of matrix	العناصر القطرية للمصفوفة
Direct additive effect	التأثيرات التجمعية المباشرة في الفرد نفسه
Direct effects	التأثيرات المباشرة في الفرد نفسه
Direct genetic effect	التأثيرات الوراثية المباشرة
Direct heterosis	قوة الخلط المباشرة
Direct product of matrices	نتاج ضرب المصفوفات
Dissemination	توزيع الجينات من خلال الطلائق

Doe	أنثى الأرنب أو الماعز
Double muscling	جين ازدواج العضلات
Dry period	فترة الجفاف
Dwarf gene	الجين القزمي في الدجاج
	(E)
Effective number per sire	العدد الفعال لكل طلوقة
Eigenvalues	القيم الخاصة التي تستخدم لمعرفة كم من المصادر المستقلة تظهر في التباين الوراثي
Elements of matrix	عناصر المصفوفة
Equations in dependency	معادلات المصفوفة ليست مستقلة أو اعتمادية علي بعضها
Error variance (σ^2_e)	تباين الخطأ
Evaluation of animals with records	تقييم الحيوانات التي لها سجلات
Evaluation of Animals without records	تقييم الحيوانات التي يكن لها بيانات مسجلة كالآباء
Expectations of model	توقعات النموذج
Expected mean squares (EMS)	متوسط المربعات المتوقعة
	(F)
Factors of genetic change	عوامل التغيير الوراثي
Family selection	الانتخاب العائلي
Fixed effects	التأثيرات الثابتة
Fixed Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي الثابت
Fortran Program	برنامج بلغة الفورتران
Full rank matrix	المصفوفة تامة الرتبة
Full-sibs	الأشقاء الكاملة

	(G)	
Gain in daughters		العائد الوراثي المتوقع في البنات
Gain in sons		العائد الوراثي المتوقع في الأبناء الذكور
General combining ability (GCA)		قدرة التوافق العامة والتي تعبر عن نصف القيمة الوراثية التجمعية
Generalized inverse		مقلوب المصفوفة المعمم (العمومي)
Generation interval		طول فترة الجيل
Genetic base level		المستوى الوراثي القاعدي
Genetic correlation		الارتباط الوراثي
Genetic evaluation		التقييم الوراثي
Genetic group of cow		المجموعة الوراثية للبقرة
Genetic group of dam of cow		المجموعة الوراثية لأم البقرة
Genetic group of mating bull		المجموعة الوراثية للطلوقة الملقح
Genetic group of sire of cow		المجموعة الوراثية لأب البقرة
Genetic improvement goals		أهداف التحسين الوراثي
Genetic Improvement Strategy		إستراتيجية التحسين الوراثي
Genetic merit		القيمة الوراثية المراد تقديرها
Genetic model for breed crosses		النموذج الوراثي لخلط السلالات
Grading		التدرج
Gross comparison		تصحيح السجلات بطريقة المقارنة الكلية
	(H)	
Half-sibs		الأخوات أنصاف الأشقاء
Herd average		متوسط القطيع
Herd dynamic		ديناميكية القطيع
Herd Improvement Registry (HIR)		سجل تسجيل القطيع الرسمي بالولايات المتحدة الأمريكية

Heritability	المكافئ الوراثي
Heterosis	قوة الخلط أو قوة الهجين
Identification and Recording System	(I) التقييم وتسجيل البيانات
Identity matrix	مصفوفة الوحدة
Incidence matrix	مصفوفة التعيين بواسطة يتم تعيين المعالم الثابتة
Independent culling levels	الانتخاب بالاستبعاد بالمستويات المستقلة
Individual heterosis	قوة الخلط في الفرد نفسه
Individual selection	الانتخاب الفردي
Individual's record	سجل الفرد نفسه
Interbull	البرنامج العالمي لتقييم الطلائق
Inverse of variance-covariance matrix	مقلوب مصفوفة التباين والتغاير
Inversed matrix	المصفوفة المقلوبة
Inversion of reduced matrix	قلب المصفوفة المختزلة
Lactation length	(L) فترة الإدرار
Least Squares constants	ثوابت المربعات الدنيا
Least squares equations	معادلات المربعات الدنيا
Least squares means	متوسطات المربعات الدنيا
Line of dam	طرز الأم
Line of sire	طرز الأب
Linear contrasts	المتضادات الخطية لاستخراج المكونات الوراثية
Linear equations	المعادلات الخطية
Linear model	النموذج الخطي

Lines	الطرز
Local animal resources	الموارد الحيوانية المحلية
Lower triangular matrix	المصفوفة المربعة صفرية المثلث الأسفل
Lower Triangular matrix	مصفوفة الزاوية السفلي الثلاثية
	(M)
Major genes	الجينات الفردية المؤثرة بصورة كبرى
Marker Assisted Selection (MAS)	الانتخاب بمساعدة الواسمات الوراثية
Mass selection	الانتخاب الكتللي
Maternal ability	المقدرة الأمية
Maternal additive effects	الأثر التجمعي الأمي أي مساهمة الأم الوراثية في نسلها
Maternal effect	التأثير الأمي
Maternal grand-dam (MD)	جدة الفرد من الأم
Maternal grand-sire (MS)	جد الفرد من الأم
Maternal heterosis	قوة الخلط الأمية
Mating bull for cow	الطلوقة الملقح للبقرة
Matrix	المصفوفة
Matrix addition	جمع المصفوفات
Matrix cofactor	مرافق المصفوفة
Matrix Determinant	محدد المصفوفة
Matrix inversion	قلب المصفوفة
Matrix multiplication	ضرب المصفوفات
Matrix of random animal effects	مصفوفة التأثيرات العشوائية للحيوان
Matrix of random effect of sire	مصفوفة التأثير العشوائي للطلوقة
Matrix of random error	مصفوفة الخطأ العشوائي

Matrix subtraction	طرح المصفوفات
Mature Equivalent (ME)	معادل النضج
Milk Marketing Board (MMB)	مجلس تسجيل وتسويق الألبان ببريطانيا
Minimum variance quadratic estimate (MIVQUE)	تقدير أقل تباين تربيعي غير خطي
Mixed Model Equations (MME)	معادلات النموذج المختلط السابق
Most probable producing ability (MPPA)	أقصى مقدرة إنتاجية محتملة
Mothering ability	تأثير الأمومة (البيئة التي توفرها الأم لأبنائها خلال فترة الحمل وكمية الحليب التي تعطيها الأم خلال فترة الرضاعة)
Moving average	متوسط المعاصرات المتحرك
Moving Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي المتحرك
National Cooperative Dairy Herd Improvement Programs (NCDHIP)	(N) البرامج القومية التعاونية لتحسين قطعان الحليب
National Milk Records (NMR)	سجلات الحليب القومية
Non-additive genes effects	التأثيرات غير التجمعية للجينات
Non-full rank matrix	المصفوفة غير تامة الرتبة
Non-genetic maternal effects	التأثيرات الأمية غير الوراثية
Non-Singular matrix	المصفوفة المربعة التي لها محدد و مقلوب
Nucleus herd	قطيع النواة
Off-diagonals of matrix	(O) العناصر غير القطرية للمصفوفة
One - way layout	تحليل التباين في اتجاه واحد
Order of matrix	ترتيب المصفوفة
Ordinary least squares equations (OLS)	معادلات أقل المربعات العادية

Organizational aspects	جوانب تنظيمية
Original matrix	المصفوفة الأصلية
Paired Comparison	(P) تصحيح السجلات بطريقة المقارنة المزدوجة
Parent-offspring covariance	التغاير بين الآباء والنسل
Parity	ترتيب الولادة
Partial regression coefficients (b's)	معاملات الانحدار الجزئية
Paternal additive effect	الأثر التجمعي الأبوي أي مساهمة الأب الوراثية في نسله
Paternal effect	التأثير الأبوي
Paternal grand-dam (PD)	جدة الفرد من الأب
Paternal grand-sire (PS)	جد الفرد من الأب
Paternal half-sibs	الإخوة أنصاف الأشقاء الأبوية
Paternal heterosis	قوة الخلطة الأبوية
Performance test	الانتخاب باختبار أداء الصفة
Permanent environmental effect	تأثير البيئة الدائمة
Phenotypic correlation	الارتباط المظهري
Phenotypic covariance	التغاير المظهري
Phenotypic mean of the herd	متوسط القطيع المظهري
Phenotypic selection	الانتخاب المظهري
Phenotypic value	القيمة المظهرية
Phenotypic variance	التباين المظهري
Phenotypic variance-covariance matrix	مصفوفة التباين والتغاير المظهري
Pooling genes	المستودع الجيني
Predicted Difference (PD)	التمييز الوراثي المتوقع

Principal Components Analysis	تحليل مكونات الأساس
Priors	حلول معادلات النموذج المختلط لتقدير مكونات التباين التي يطلق عليها القيم سابقة التقدير
Private Milk Records (PMR)	سجلات الحليب الخاصة
Probable breeding value (PBV)	القيمة التربوية المحتملة
Production records	سجلات الإنتاج
Progeny	النسل
Progeny test	الانتخاب باختبار النسل
Quantitative Traits Loci (QTL)	(Q) المواقع الجينية المرتبطة بالصفات الكمية
Ram	(R) الكباش
Random effect of animal	التأثيرات العشوائية للحيوان
Random effect of permanent environment	التأثير العشوائي للبيئة الدائمة
Random effects	التأثيرات العشوائية
Rank of a matrix	رتبة المصفوفة
Ready mode programs	برامج الكمبيوتر الجاهزة
Real producing ability	المقدرة الإنتاجية الحقيقية
Reciprocal cross	الخلطان العكسية
Reciprocal effects	التأثيرات العكسية
Recombination loss	الفقد في قوة الخلط أي النقص في المواقع الخليطة (الفقد الاندماجي)
Reduced least squares equations	معادلات المربعات الدنيا المختزلة
Reduction in sum of squares	مجموع المربعات المختزلة
Related cows	الأبقار التي بينها صلة قرابة

Related parents	آباء بينها علاقة
Relationship between relatives	العلاقة بين الأنساب
Relationship coefficients matrix (A matrix)	مصفوفة معاملات القرابة
Relative Breeding Value (RBV)	القيمة التربوية النسبية
Relative economic value	القيمة الاقتصادية النسبية للصفة
Relative economic values	متجه القيم الاقتصادية النسبية
Relatives	الأقارب
Repeatability	المعامل التكراري
Repeatability Animal Model	نموذج الحيوان في حالة تعدد السجلات
Repeated hybrid male cross system (RHMCS)	نظام خلط الطلوقه الهجين المتكرر
Repeated records	القياسات المتكررة
Replacement cows	أبقار الاستبدال
Restricted selection indices	أدلة الانتخاب المقيدة
Right hand side (RHS)	مصفوفة (متجه) الجانب الأيمن
Rotational Crossing	الخلط الدوري
Rotational-terminal sire system	الخلط الدوري مع طلوقه نهائي
Row vector	المصفوفة الصفية أو المتجه الصفية
Rows of matrix	صفوف المصفوفة
	(S)
Scalar matrix	المصفوفة وحيدة العنصر
Scottish Half-bred lambs	حملان لحم إسكتلندية خليطة والمسماة
Screening of population	تصفية العشيرة
Segment inverse	مقلوب جزئية بالمصفوفة
Selected dams' mean	متوسط الأمهات المنتخبة

Selected sires' mean	متوسط الآباء المنتخبة
Selection criteria	الصفات التي يجدي فيها الانتخاب
Selection efficiency	كفاءة الانتخاب
Selection for Major Gene	الانتخاب للجينات الكبرى
Selection for more than one character	الانتخاب لأكثر من صفة
Selection Index	دليل الانتخاب
Selection intensity	شدة الانتخاب
Selection response	الاستجابة للانتخاب
Semen straws	قشاش السائل المنوي
Sex-linked effects	تأثيرات الارتباط بالجنس
Simple crossing	الخلط البسيط لخلط سلالتين
Simultaneous equations	المعادلات الآنية
Singular matrix	المصفوفة المربعة التي ليس لها مقلوب ومحددها يساوي صفرا
Sire breeding value	القيمة التربوية للأب
Sire families	عائلات أبويه
Sire genetic deviation (SGD)	الانحراف الوراثي المتوقع للطلوقة
Sire index	دليل الطلوقة
Sire model	النموذج الأبوي
Sire of bull	آباء الطلائق
Sire of cow	أب البقرة
Sire of ram (S)	أب الكبش
Sire Transmitting Ability	القدرة التمريرية للطلوقة
Sire transmitting ability	المقدرة التمريرية للطلوقة
Sire Variance (σ^2_s)	تباين الطلائق

Sires	الآباء
Sire's record	سجل الأب
Sires without records	آباء بدون سجلات
Solution of equation	حل المعادلة لإيجاد المجاهيل
Source of variation	مصدر التباين
Specific combining ability (SCA)	قدرة التوافق الخاصة
Square Matrix	المصفوفة المربعة
Standard errors	الخطأ القياسي
Stepwise Genetic Base Level	المستوى الوراثي القاعدي التدريجي
Strains	العترات
Stratification	تقسيم القطعان إلى طبقات لتعظيم استخدام الطلائق
Stratification of crossbreeding policies	تخطيط إستراتيجيات خلط السلالات
Sum of squares	مجموع المربعات
Sum squares for reciprocal effects	مجموع المربعات للتأثيرات العكسية
Symmetric Matrix	المصفوفة المنتظمة
Tandem selection	(T) الانتخاب المتسلسل
Technical aspects	جوانب فنية
Terminal sire line	الطرز الخاص للطلوقه المنتخب لكفاءة النمو وصفات الذبيحة
Terminal sires	آباء متميزة
Top indexing animals	الحيوانات ذات دليل الانتخاب المرتفع
Total aggregate genotype	القيمة الوراثية الكلية للحيوان
Total score method	الوراثة الكلية للحيوان

Trace of matrix	مجموع الخلايا القطرية بالمصفوفة
Transpose of a matrix	عكس المصفوفة
Triangular Matrix	المصفوفة المربعة ثلاثية الزوايا
Two-way crossing	الخلط الثنائي
Unique inverse	(U) مصفوفة لا يوجد لها مقلوب نتيجة لعدم استقلالية الصفوف
Unrelated dams	أمهات ليس بينها قرابة
Upper triangular matrix	المصفوفة المربعة صفرية المثلث العلوي
Variance components	(V) مكونات التباين
Variance of aggregate genotype (σ^2_H)	تباين القيمة الوراثية الكلية
Variance of index (σ^2_I)	تباين دليل الانتخاب
Vector of fixed effects	مصفوفة (متجه) التأثيرات الثابتة
Weighting Factors	(W) عوامل الوزن للمقاييس الوراثية
Within-Family selection	الانتخاب داخل العائلة