تأثير العمر وتسلسل الولادة كعاملي تعديل في تقدير مكونات التباين لبعض صفات الخصوبة للهولشتاين بأستعمال REML ، ML ، MIVQUE ، TYPE1

Effect of age and parity as adjustment factors on estimation of variance components for some fertility traits in Holstein by using REML , ML , MIVQUE and TYPE1

فراس رشاد السامرائي
كلية الطب البيطري / جامعة بغداد

الملخص :

شمل البحث 13698 سجل عن المدة بين الولادتين و 13817 سجل عن المدة من الولادة الى التلقيح المثمر لـ 4033 بقرة هولشتاين بنات لـ 80 أب تعود الى محطة النصر للمدة من عام 1990 ولغاية عام 2003 ، بهدف اجراء مقارنة بين العمر وتسلسل الولادة كعاملي تعديل للخصوبة (المدة بين الولادتين والمدة من الولادة الى التلقيح المثمر) ، وتأثير كل منهما على تقديرات المكافىء الوراثي للصفتين . استعملت طريقة الانموذج الخطي العام (General Linear Model) ضمن البرنامج الاحصائي الجاهز SAS 2001 للمقارنة بين تأثير العمر وتسلسل الولادة في الخصوبة عند التعديل لكل منهما مع بقية العوامل الثابتة (فصل وسنة الولادة وجنس المولود) . نفذت اربعة طرائق REML ، MIVQUE ، ML ، TYPE1 لتقديرمكونات التباين العشوائية (Random effects) بافتراض الانموذج الرياضي المختلط (Mixed model) عند تقدير المكافىء الوراثي . تبين بأن تأثير العمر كان عالي المعنوية ($P < 0.01$) في الخصوبة ،في حين كان تأثير تسلسل الولادة معنويا ($P < 0.05$) ، كما تبين بأن جميع تقديرات المكافىء الوراثي للخصوبة كانت منخفضة عند التعديل على اساس العمر ، اذ بلغت للمدة بين الولادتين بأعتماد طريقة REML ، ML ،MIVQUE ، TYPE1 0.064 ، 0.058 ، 0.029 ، 0.057 بالتعاقب ، فيما بلغت تقديرات المكافىء الوراثي المناظرة لها بالنسبة للمدة من الولادة الى التلقيح المثمر 0.085 ، 0.078 ، 0.032 ، 0.067 ، وكانت تقديرات المكافىء الوراثي للخصوبة اعلى عند التعديل على اساس تسلسل الولادة ، اذ بلغت للمدة بين الولادتين 0.078 ، 0.071 ، 0.033 ، 0.075 بأعتماد طريقة REML ، ML، MIVQUE ، TYPE1 ، فيما بلغت التقديرات للمدة من الولادة الى التلقيح المثمر 0.102 ، 0.095 و 0.037 ،0.083 بالتعاقب.

Abstract :

A total of 13817 records of calving interval and 13698 records of days open belonged to 4033 Holstein cows maintained at Nasr Dairy Cattle Station over period from 1990 to 2003 were analysed . The aim of the research is to make a comparsion between age and parity as adjusted factors for fertility (calving interval and days open)and to study the effect of them on estimation of heritability for the fertility. General Linear Model (GLM) within the SAS program 2001 was used for comparison between the effect of age and parity on fertility after adjusting for each of them in addition to other fixed effects (season , year of birth and sex of calf) . Component of variance for the random effects in the employed mixed model were estimated by fourth methods REML , ML , MIVQUE , TYPE1 .The effect of age was high significant ($P < 0.01$) on fertility whereas the effect of parity was significant ($P < 0.05$) .

All heritabilities estimated for fertility after adjusting for age using REML,ML.MIVQUE and TYPE1 were low ,being 0.064 , 0.058, 0.029 and 0.057 for calving interval and being 0.085 , 0.078 , 0.032 and 0.067 for days open , whereas the corresponding estimates of heritability of calving interval after adjusting for parity being 0.078 , 0.071 , 0.033 and 0.075 , and the estimates of heritability for days open were 0.102 , 0.095 , 0.037 and 0.083 respectively.

المقدمة :

تحتل الخصوبة موقعا متميزا في ستراتيجيات التحسين الوراثي بعد انتاج الحليب ، وقد اولتها العديد من الدول اهتماما متزايدا لعلاقتها المباشرة بعوائد مشاريع ابقار الحليب من خلال تأثيرها الكبير في الحياة الانتاجية للأبقار، اذ ان نبذ الابقار

بسبب المشاكل التناسلية يحتل المرتبة الثانية بعد انخفاض انتاج الحليب (Weigel *et al.*,2002) . ويجري اليوم تطبيق برامج لتقييم القطيع وفقا للخصوبة لدى العديد من دول العالم (Van Raden *et al.*,2004) ، الا ان مشكلة انخفاض تقديرات المكافىء الوراثي للخصوبة لابد من ان تلقي بظلالها على كفاءة التقييم الوراثي ، اذ ان دقة التقييم الوراثي ستكون منخفضة (Bourdon 1997)، وهذه المسألة قد تم تجاوزها في اوربا من خلال اعتماد برنامج تقييم عالمي للخصوبة وذلك يضمن زيادة عدد البنات للأب الواحد ، كما تم اعتماد طرائق حديثة في تقدير مكونات التباين بأعتماد نماذج لاخطية مثل انموذج تحليل البقاء (Survival analysis) الذي يتميز بقدرته العالية على استخلاص التباين التجمعي (Additive) من التباين الكلي مما يعطي تقديرا اعلى للمكافىء الوراثي (Durr *et al.*,1999) وتبعا لذلك فأن دقة التقييم الوراثي سنزداد بما ينعكس على زيادة وتائر التحسين الوراثي ، اذ ان دقة القيمة التربوية (Breeding value) تتحدد بعاملين هما المكافىء الوراثي وعدد البنات للأب الواحد (Vukasinovic *et al.*,2001) . في ظل ظروف العراق لاتوجد امكانية لأجراء تقييم وراثي وطني او اقليمي كما لا توجد امكانية لأعتماد انموذج لاخطي على بيانات هذه الدراسة ،اذ ان تطبيق ذلك يستلزم توفر بيانات حديثة جدا ، لذا سنحاول في هذا البحث اعتماد اربعة طرائق لتقدير مكونات التباين REML (Ristricted Maximum Likelihood) (Patterson & Thompson 1971) ML ، (Hartley & Rao 1967) (Likelihood Minimum Variance Quadratic Unbiase) MIVQUE ، (Rao 1971) و TYPE1 (Henderson 1953) بعد اجراء مقارنة بين الطرائق وبين أفضلية Estimation) التعديل للعمر ام لتسلسل الولادة على تقديرات المكافىء الوراثي للخصوبة والتي تم التعبير عنها بالمدة بين الولادتين والمدة من الولادة الى التلقيح المثمر ، وفي هذا الصدد اشار Henderson (1973) الى اهمية تقدير مكونات التباين والتباين المشترك لغرض تقدير المكافىء الوراثي و المعامل التكراري والقيمة التربوية (Breeding value) والقابلية العبورية (Transmitting ability) والقابلية الأنتاجية (Produce ability) اضافة الى الارتباطات الوراثية والمظهرية ، مما يتيح المجال للباحثين امكانية تفسير آلية توريث الصفات الكمية .

المواد وطرائق العمل

تم تحليل 13698 سجل للمدة بين الولادتين و 13817 سجل للمدة من الولادة الى التلقيح المثمر كمؤشرين عن الخصوبة تعود الى 4033 بقرة هولشتاين للمدة من عام 1990 الى 2003 في محطة النصر الواقعة في قضاء الصويرة .

اجري التحليل الاحصائي بأستعمال طريقة GLM ضمن البرنامج الجاهز SAS (2001) لدراسة تأثير العوامل الثابتة (Fixed effects) في المدة بين الولادتين والمدة من الولادة الى التلقيح المثمر والتي شملت العمراو تسلسل الولادة وفصل وسنة الولادة وجنس المولود ، وفق الانموذج الرياضي الآتي :

$$Yijklm = \mu + Ai + Ej + Rk + Pl + eijklm$$

اذ ان :

Yijklm= قيمة المشاهدة m وتمثل المدة بين الولادتين اوالمدة من الولادة الى التلقيح المثمر التي تعود الى مجموعة العمر او تسلسل الولادة i وفصل الولادة j وسنة الولادة k وجنس المولود l.

μ = المتوسط العام.

Ai = تأثير مجموعة العمر i (i= 1– 6) ، اذ ان 1= 32 شهرا فما دون ، 2 = 33 – 48 ، 3 = 49 – 64 ، 4 = 65 – 80 ، 5= 81 – 96 ، 6= 97 شهرا فأكثر او تأثير تسلسل الولادة I (i = 1 – 6 فأكثر) ، Ej = تأثير فصل الولادة j (j = 1 – 4) اذ ان 1 = الشتاء (كانون الاول - شباط) ، 2 = الربيع (آذار – آيار) ، 3 = الصيف (حزيران – آب) ، 4 = الخريف (أيلول – تشرين الثاني) R = تأثير سنة الولادة k (k = 1990 فما دون – 2003 فما فوق) ، Pl= تأثير جنس المولود l (l = 1 – 2) .

eijklm = الخطأ العشوائي ويفترض ان يكون موزعا توزيعا طبيعيا ومستقلا بمتوسط يساوي صفرا وتباين قدره $\sigma^2 e$ استعملت طريقة REML (Restricted Maximum Likelihood) (Patterson & Thompson)، ML (Maximum Likelihood) (Hartley & Rao 1967) ، MIVQUE (Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimation) (Rao 1971) و TYPE1 (Henderson 1953) لتقدير مكونات التباين للتأثيرات العشوائية (Random effects) بين الاخوة انصاف الأشقة (Half sib) بعد ازالة تأثير العوامل الثابتة (Fixed effects) وبافتراض الانموذج المختلط (Mixed model) لتقدير المكافىء الوراثي للصفتين المدروستين وبمرحلتين ، اذ تم التقدير بعد التعديل للعمر ، ثم اعيد التقدير بعد استبدال العمر بتسلسل الولادة ، وفق الأنموذج الرياضي الآتي :

$$Yijklmn = \mu + Ai + Ej + Rk + Pl + Sm + eijklmn$$

اذ ان الرموز نفسها في الانموذج الاول باستثناء Sm والذي يمثل تأثير الاب (عدد الآباء 80).

النتائج والمناقشة

تبين من جدول 1 و 2 ان تأثير العمر كان عالي المعنوية ($P < 0.01$) في المدة بين الولادتين والمدة من الولادة الى التلقيح المثمر، فيما كان التأثير معنويا ($P < 0.05$) بالنسبة لتسلسل الولادة ، وبلغ متوسط المربعات الصغرى لتأثير العمر 176935.68 للمدة بين الولادتين و 156176.04 للمدة من الولادة الى التلقيح المثمر ، فيما بلغ متوسط المربعات

لتأثير تسلسل الولادة المناظر لهما 43210.28 و 31133.93 ،كما وجد بأن متوسط المربعات للخطأ التجريبي كان متقاربا لكلا العاملين بالنسبة للصفة الواحدة .

يتبين من جدول 3 ان استعمال العمر كعامل تعديل للمدة بين الولادتين عند تقدير المكافىء الوراثي لها ادى الى الحصول على تباين للخطأ ادنى ولطريقتي REML و ML (13092.01 و 13049.53) مقارنة بتباين الخطأ الناتج عن تعديل الصفة نفسها لتسلسل الولادة ولطريقتي REML و ML (1312.88 و 13079.94) ، وحصل العكس لتباين الخطأ عند التعديل للعمر وبأستعمال طريقتي MIVQUE و TYPE1 اذ بلغت 13200.32 و 13065.08 مقارنة بتابن الخطأ المقدر بعد التعديل لتسلسل الولادة (13143.73 و 13065.08) بالتعاقب. الا ان تباين الأب ولجميع الطرائق كان أعلى عند التعديل لتأثير تسلسل الولادة مقارنة بالعمر ، والكلام نفسه ينطبق على المدة من الولادة الى التلقيح المثمر، لذا فأن تقديرات المكافىء ولصفتي الخصوبة ولجميع الطرائق كانت أعلى عند التعديل لتسلسل الولادة مقارنة بالتعديل للعمر، اذ بلغت تقديرات المكافىء الوراثي للمدة بين الولادتين بعد التعديل لتأثير العمر وعند استعمال طريقة REML ، ML ، MIVQUE ، TYPE1 0.064 ، 0.058 ، 0.029 ، 0.057 بالتعاقب ، وعند التعديل لتسلسل الولادة بلغت 0.078 ، 0.071 ، 0.033 ، 0.075 ، اما تقديرات المكافىء الوراثي للمدة من الولادة الى التلقيح المثمر بعد التعديل لتأثير العمر فقد بلغت 0.085 ، 0.078 ، 0.032 ، 0.067 وعند التعديل لتسلسل الولادة بلغت 0.102 ، 0.095 ، 0.037 , 0.083 ، وبصورة عامة فأن التقديرات كانت منخفضة ، اذ ان صفات الموائمة (الخصوبة والقدرة على العيش) (Fitness traits) تكون عادة ذات مكافىء وراثي منخفض لأنها تتأثر بدرجة اعلى بالقيمة التوليفية للجين (Gene combination value) (التأثيرالتفوقي والسيادي) وبدرجة أقل بالتأثيرالتجمعي (Additive) ، وعلى الرغم من ان ذلك يعد مؤشرا على اهمية العوامل البيئية في تباين مظهرتلك الصفات ، الا ان ذلك لاينفى وجود تباين وراثي بين الآباء يمكن استغلاله من خلال الانتخاب لغرض تحسين اداء القطيع (Bourdon 1997) .

جدول 1 تحليل التباين لتأثير العمر وتسلسل الولادة في المدة بين الولادتين لدى ابقار الهولشتاين

مصادر التباين	درجات الحرية	متوسط المربعات	مصادر التباين	متوسط المربعات
العمر	5	** 176935.68	تسلسل الولادة	* 43210.28
فصل الولادة	3	** 1164474.90	فصل الولادة	** 1116689.84
سنة الولادة	13	** 842031.20	سنة الولادة	** 827070.55
جنس المولود	1	* 65719.86	جنس المولود	* 66178.23
الخطأ التجريبي	13794	14627.42	الخطأ التجريبي	14675.89

(P < 0.01) ** (P < 0.05)

جدول 2 تحليل التباين لتأثير العمر وتسلسل الولادة في المدة من الولادة الى التلقيح المثمر لدى ابقار الهولشتاين .

مصادر التباين	درجات الحرية	متوسط المربعات	مصادر التباين	متوسط المربعات
العمر	5	** 156176.04	تسلسل الولادة	* 31133.93
فصل الولادة	3	** 1106484.40	فصل الولادة	** 1065463.58
سنة الولادة	13	** 742010.82	سنة الولادة	** 725881.56
جنس المولود	1	* 53837.22	جنس المولود	* 53883.21
الخطأ التجريبي	13675	12792.76	الخطأ التجريبي	12838.48

(P < 0.01) ** (P < 0.05)*

جدول 3 تقديرات المكافيء الوراثي للمدة بين الولادتين والمدة من الولادة الى التلقيح المثمر بأعتماد اربعة طرائق (TYPE1 , MIVQUE , ML , REML)

الصفة	طريقة التقدير	$\sigma^2 s$	$\sigma^2 e$	h^2
المدة بين الولادتين معدلة للعمر	REML	212.03	13092.01	0.064
	ML	192.80	13049.53	0.058
	MIVQUE	95.11	13200.32	0.029
	TYPE1	190.26	13073.91	0.057
المدة بين الولادتين معدلة لتسلسل الولادة	REML	261.98	13121.88	0.078
	ML	237.89	13079.94	0.071
	MIVQUE	109.91	13143.73	0.033
	TYPE1	249.57	13065.08	0.075
المدة من الولادة الى التلقيح المثمرمعدلة للعمر	REML	155.22	7166.03	0.085
	ML	143.00	7142.83	0.078
	MIVQUE	59.15	7231.13	0.032
	TYPE1	122.73	7159.28	0.067
المدة من الولادة الى التلقيح المثمرمعدلة لتسلسل الولادة	REML	187.92	7174.43	0.102
	ML	173.31	7151.42	0.095
	MIVQUE	67.63	7207.17	0.037
	TYPE1	151.07	7150.63	0.083

ان نتائج هذه الدراسة تشير الى ان طريقة REML قد اعطت اعلى تقدير للمكافيء الوراثي ،اذ ان تباين الأب ($\sigma^2 s$) بلغ اقصاه بهذه الطريقة مقارنة مع بقية الطرائق الأخرى ، فيما كان ادنى تقدير لتباين الآب واعلى تباين للخطأ ($\sigma^2 e$)عند اعتماد طريقة MIVQUE ، لذا فقد اعطت ادنى تقديرات للمكافيء الوراثي، وبلغ ادنى تقدير لتباين الخطأ عند تعديل الخصوبة على اساس العمر بأستعمال طريقة ML ، فيما بلغ ادنى تقدير لتباين الخطأ عند تعديل الخصوبة على اساس تسلسل الولادة بأستعمال طريقة TYPE1 ، وتأتي هذه النتائج موافقة لما توصل اليه Unver *et al.*,(2002) الذي وجد بأن تقدير مكونات التباين يأستعمال طريقة REML قد اعطت اعلى تقدير للمكافيء الوراثي ، ثم تلتها طريقة ML فيما كانت ادنى التقديرات بأستعمال طريقة MIVQUE ، ومن الجدير بالذكر ان نتائج بعض الدراسات التي اجريت في العراق (جدول 4) اوضحت بأن اعتماد طريقة REML قد اعطت تقديرات اعلى للمكافيء الوراثي للخصوبة مقارنة بالطرائق الأخرى ، مما يدعم من اهمية اعتمادها ، اذ تراوحت تقديرات المكافيء للمدة بين الولادتين بين 0.08 الى 0.18 بطريقة REML ، فيما تراوحت التقديرات بين 0.03 و 0.06 بأستعمال طريقة ML ، وجاءت طريقة MIVQUE بأدنى التقديرات .

تبين ان تقديرات المكافيء الوراثي للخصوبة قد ازدادت عند التعديل على اساس تسلسل الولادة ولجميع الطرائق وذلك بسبب زيادة تباين الأب مقارنة بالتقديرات عند التعديل على اساس العمروالذي رافقها حصول انخفاض في تباين الأب ، وذلك يعد مؤشرا على افضلية تعديل الخصوبة على اساس تسلسل الولادة .

ان الطريقة المستعملة في تقدير مكونات التباين والتي تعطي تقديرا اعلى للمكافيء الوراثي يعني انها ستعطي دقة اكبر للقيمة التربوية المقدرة ، فلو اردنا تقدير دقة القيمة التربوية بالنسبة لصفة المدة من الولادة الى التلقيح المثمر المعدلة على اساس تسلسل الولادة لأحد الآباء الذين لديهم 10، 50 ، 100 ، 500 ، 1000 بنت اعتمادا على تقديرات المكافيء الوراثي المتحصل عليها من هذه الدراسة وذلك بتطبيق المعادلة الآتية (Bourdon 1997) :

$$Acc=\sqrt{n h^2/ 4+ (n – 1) h^2}$$

اذ ان :

Acc = الدقة ، n = عدد البنات للأب ، h^2 = المكافيء الوراثي

وكما موضح في جدول 5 سنجد ان الدقة تبلغ 0.46 ، 0.44 ، 0.29 ، 0.42 وفقا لتقديرات المكافيء الوراثي 0.102 ، 0.095 ، 0.037 ، 0.083 المقدرة بطريقة REML ، ML ، MIVQUE ، TYPE1 بالتعاقب (عدد البنات 10) ، كما يلاحظ بأن الدقة تزداد بزيادة عدد بنات الأب الواحد ولجميع تقديرات المكافيء الوراثي حتى تتقارب عند وصول عدد البنات الى 1000 بنت ،وهذا يعني امكانية رفع مصداقية تقديرات القيم التربوية للصفات منخفضة المكافيء الوراثي مثل صفات الخصوبة والقدرة على العيش ، اي امكانية اجراء تحسين وراثي لها على الرغم من انخفاض مكافئها الوراثي وذلك عن طريق زيادة عدد البنات للأب .

ان الاختلافات بين الطرائق في تقديرات مكونات التباين بأعتماد النماذج الخطية تعود الى ان لكل طريقة خصائص عامة يستلزم توفرها عند اجراء التحليل الاحصائي ، ومن هذه الخصائص ان تكون الصفة المراد تحليلها ذات توزيع طبيعي ،

وهذا لاينطبق على صفات الخصوبة والقدرة على العيش اذ ان توزيعها يكون عادة غير طبيعي (منحرف) (*et* Boettcher *al.*,2000) . وكذلك كان رأي (1994) ,Jairath *et al.* ، اذ اكد بأن معظم صفات الخصوبة والقدرة على العيش تكون منحرفة الى اليمين الا انه استدرك قائلا بأنه لم يجد اختلافا

جدول 4 بعض تقديرات المكافيء الوراثي للمدة بين الولادتين لدى ابقار الفريزيان والهولشتاين في العراق

المصدر	السلالة	طريقة التقدير	المكافيء الوراثي (h^2)
السامرائي (1988)	فريزيان	ML	0.06
Juma & Tikriti (1990)	فريزيان	ML	0.03
التميمي (2003)	هولشتاين	REML	0.18
الخزاعي (2005)	هولشتاين	REML	0.08
Hermiz *et al.*,(2005)	هولشتاين	REML	0.17
العيثاوي (2006)	هولشتاين	REML	0.09
السامرائي وزملاؤه (2006) المدة من الولادة الى التلقيح المثمر	هولشتاين	MIVQUE	0.05
السامرائي (1988)	فريزيان	ML	0.08
Hermiz *et al.*,(2005)	هولشتاين	REML	0.24
العيثاوي (2006)	هولشتاين	REML	0.07
السامرائي (2006)	هولشتاين	MIVQUE	0.04

Maximum Likelihood = ML
Ristricted Maximum Likelihood= REML
Minimum Variance Quadratic Unbiase Estimatio = MIVQUE

جدول 5 تقديرات دقة القيم التربوية المقدرة للآباء للمدة من الولادة الى التلقيح المثمراعتمادا على تقديرات المكافيء الوراثي بأستعمال اربعة طرائق

عـدد البنـات / طريقة التقدير	10	50	100	500	1000
REML	0.46	0.57	0.72	0.93	0.96
ML	0.44	0.55	0.67	0.92	0.96
MIVQUE	0.29	0.32	0.48	0.82	0.90
TYPE1	0.42	0.51	0.68	0.91	0.95

بين تقديرات المكافيء الوراثي عند تحويل البيانات الى المقياس اللوغارتمي (اي تحويل توزيعها الغير طبيعي الى توزيع طبيعي) وبين تقديرات المكافيء الوراثي للبيانات غير المحولة عند استعماله لطريقة REML ، لذا فهو يرى بأن اعتماد الانموذج الخطي وطريقة REML يمكن ان يكون اختيارا مناسبا حتى لو كانت البيانات ذات توزيع غير طبيعي ، كما اكد Graser *et al.*,(1987) بأن طريقة REML تتفوق على الطرائق الأخرى ، اذ يمكنها ان تعطي تقديرات للمكافيء الوراثي دون ان تتأثر بالتحييز الناجم عن صغر حجم العينة مع وجود العوامل الثابتة وكذلك التحييز بسبب الانتخاب ، وهذا ما قد يجعل طريقة ML متحيزة ، لكونها لاتأخذ بالأعتبار درجات الحرية للعوامل الثابتة عند التقدير.

المصادر:

التميمي ، علي نصر عباس .(2003) . التقويم الوراثي لثيران الهولشتاين فريزيان في مركز التلقيح الاصطناعي/ ابي غريب . رسالة ماجستير ، كلية الزراعة ، جامعة بغداد.

الخزاعي ، حمزة مزعل .(2005). تأثير الوراثة السايتوبلازمية في بعض الصفات الانتاجية لدى ماشية الهولشتاين . رسالة ماجستير ، الكلية التقنية ، المسيب .

العيثاوي ، رياض حمد صنكال .(2006) . التقويم الوراثي لماشية الهولشتاين للأصابة بأحتباس المشيمة . رسالة ماجستير ، كلية الزراعة ، جامعة بغداد

السامرائي ، فراس رشاد عبداللطيف .(1988). تقويم الأداء الانتاجي والتناسلي لابقار الفريزيان في محطتي ابي غريب و7 نيسان . رسالة ماجستير، كلية الزراعة ، جامعة بغداد.

السامرائي ، فراس رشاد.(2006) . تقدير أفضل تنبوء خطي غير منحاز (BLUP) للآباء اعتمادا على المدة من الولادة الى التلقيح المثمر لبناتها في قطيع من الهولشتاين. مجلة جامعة كربلاء. 4 : 53 – 61.

السامرائي ، فراس رشاد ، الأنباري ، نصر نوري والدوري ، زياد طارق .(2006) . تحليل العلاقة بين المدة بين الولادتين ومدة الحياة والحياة الانتاجية لأبقار الهولشتاين في وسط العراق . مجلة جامعة تكريت للعلوم الزراعية . 7 :

Boettcher P.J., Jairath L.K. and Dekkers J.C.M.(2000) . Genetic evaluation of herd life in Canada:current status and future outlook Interbull Bulletin., 21 : 23-30.

Bourdon R.M. (1997). Understanding Animal Breeding . Prentice Hall , Upper Saddle River , NJ. 07458.

Durr J.W., Monardes H.G. and Cue R.I. (1999) . Genetic analysis of herd life in Quebec Holsteins using weibull models. J. Dairy Sci., 82 : 2503 – 2513 .

Graser H.U., Smith S.P.and Tier B.(1987).J.Anim.Sci.,64:1362-1370. (Cited by Unver *et al* ,2002).

Hartley H.O. and Rao J.N.K.(1967).Biometrika.,54: 93 – 98 .(Cited by Unver et al ,2002).

Henderson C.R.(1953).Estimation of variance and covariance components.Biometrics.9:226.

Henderson C.R.(1973).Sire evalution and genetic trends.Proc.Animal ASAS and ADSA,Champain , Illions.

Hermiz H.N., Juma K.H., Kalaf S.S. and Aldoori T.Sh. (2005) .Genetic parameters of production , reproduction and growth traits of Holstein cows .Dirasat., 32:157-162.

Jairath L.K., Hayes J. F. and Cue R.I. (1994). Multitrait restricted maximum likelihood estimates of genetic traits for Canadian Holsteins. J. Dairy Sci., 77 : 303-312.

Juma K.H. and Al-Tikriti S.T.R .(1990) .Performance of Brown Swiss and Friesian cattle in central Iraq.Proc. 4th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production.Edinburgh.,171-174.

Patterson H.D. and Thompson R.(1971).Recovery of interblock information when block size are unequal.Biometrika.,58.:545 – 554.

Rao C.R. (1971). Minimum variance quadratic unbiased estimation of variance component .J. Multivariate Analysis.,1 :445-456.

SAS. (2001) . SAS / STAT Users Guide for Personal Computer . Release 6.18. SAS Institute , Inc., Cary , N.C., USA.

Unver Y.,Akbas Y., Firat M.Z.and Ogus I.(2002).Estimation of heritability for egg production in laying hens using MIVQUE, ML , REML and Gibbs Sampling methods.7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production.August, 19 – 23 , Montpellier , France.

Van Raden P.M. , Sanders A.H., Tooker M.E. , Miller R.H. , Norman H.D., Kuhn M.T.and Wiggans G.R. (2004). Development of a national genetic evaluation for cow fertility.J.Dairy Sci., 87: 2285 – 2292 ..

Vukasinovic N. , Moll , J. and Casanova , L. (2001). Implentation of routine genetic evaluation for longevity based on survival analysis techniques in dairy cattle populations in Switzerland . J. Dairy Sci., 84 : 2073-2080.

Weigel K.A. , Palmer R.W. and Caraviello D.Z. (2002). Assessment of trends in involuntary culling in expanding herds using survival analysis methodology ., J. Dairy Sci., 85 (Suppl. 1) 34 , (Abstr.).