تقدير المكافىء الوراثي لبعض الصفات الانتاجية لدجاج اللكهورن بأستعمال TYPE1 ، MIVQUE ، ML ، REML

Estimation of heritability for some productive traits in Leghorn hens by using REML , ML , MIVQUE and TYPE1

احمد محمود النداوي فراس رشاد السامرائي ثامر كريم الجنابي
كلية الزراعة – جامعة بغداد كلية الطب البيطري – جامعة بغداد كلية العلوم – جامعة كربلاء

المستخلص:

شمل البحث 336 دجاجة لكهورن بنات الى 24 ديك ، تم تربيتها في حقل الطيور الداجنة التابع لقسم الثروة الحيوانية في كلية الزراعة – جامعة بغداد / ابو غريب للمدة من 1/ 1/ 2005 ولغاية 30/ 9 / 2005 ، بهدف اجراء مقارنة بين العمر والوزن عند النضج الجنسي كعاملي تعديل لعدد من الصفات (وزن البيضة ، عدد البيض وكتلة البيض) وتأثير كل منهما على تقديرات المكافىء الوراثي للصفات المدروسة بأستعمال اربعة طرائق .استعملت طريقة الانموذج الخطي العام (General Linear Model) ضمن البرنامج الاحصائي الجاهز SAS 2001 للمقارنة بين تأثير العمر والوزن عند النضج الجنسي عند التعديل لكل منهما . نفذت اربعة طرائق REML ، MIVQUE ، ML ، TYPE1 لتقديرمكونات التباين العشوائية (Random effects) بافتراض الانموذج الرياضي المختلط (Mixed model) عند تقدير المكافىء الوراثي للصفات المذكورة انفا . تبين بأن تقدير المكافىء الوراثي عند التعديل على اساس العمر عند النضج بأعتماد طريقة REML، MIVQUE ، ML ، TYPE1 لوزن البيضة بلغ 0.34 ، 0.32 ، 0.26 ،0.32 ولعدد البيض المنتج 0.69 ، 0.66 ، 0.51 ، 0.63 ولكتلة البيض 0.44 ، 0.42 ، 0.34 ، 0.42 ، فيما بلغت التقديرات المناظرة لها عند التعديل على اساس الوزن عند النضج الجنسي بالنسبة لوزن البيضة 0.31 ، 0.29 ، 0.25 ، 0.30 ، ولعدد البيض 0.68 ، 0.65 ، 0.50 ، 0.62 ، ولكتلة البيض 0.47 ، 0.45 ، 0.37 ، 0.45 بالتعاقب .

Abstract:

The study was conducted at the poultry farm of Animal Resources Department, College of Agriculture, Baghdad University, Abu-Gharib over period from Janu.2005 to Sep.2005 on White Leghorn (24 sire , 131 dam ,336 progeny). The aim of the research is to make a comparison between age and weight at sexual maturity as adjustment factors on some traits (egg weight, egg number and egg mass) and the effect of each of them on estimation of heritability by using fourth methods .General Linear Model (GLM) within the SAS program 2001 was used. Component of variance for the random effects in the employed mixed model were estimated by fourth methods REML , ML , MIVQUE , TYPE1 . Heritability estimated for egg weight after adjusting for age at sexual maturity using REML,ML.MIVQUE and TYPE1 were 0.34 , 0.32 . 0.26 .0.32 and for egg number 0.69 , 0.66 , 0.51 , 0.63 and for egg mass 0.44 , 0.42 , 0.34 , 0.42 . , whereas the corresponding estimates of heritability of the same traits after adjusting for weight at sexual maturity were 0.31 , 0.29 , 0.25 , 0.30 and 0.68 , 0.65 , 0.65 , 0.50 , 0.62 and 0.47 , 0.45 , 0.37 , 0.45 respectively .

المقدمة :

يمثل تقدير القيمة التربوية (Breeding value) حجر الزاوية في ستراتيجيات التحسين الوراثي ، وتتحد دقة (Accuracy) تقديرات القيمة التربوية بعاملين اساسيين هما المكافىء الوراثي وعدد البيانات (1) ، واذا كان زيادة عدد السجلات امرا ميسورا في دراسات الدواجن ، فأن ذلك لايقلل من اهمية البحث والتحري عن افضل الطرائق لتقديرمكونات التباين بغية زيادة تقدير المكافىء الوراثي بما ينعكس ايجابا على زيادة دقة القيمة التربوية ، اذ ان المكافىء الوراثي يمثل مقياسا لقوة العلاقة بين القيمة التربوية والقيمة المظهرية ، وارتفاع تقديره يزيد من دقة كون مظهر الصفة يعد مؤشرا مناسبا عن وراثتها ، وذلك سيلقي بظلاله على زيادة دقة القيمة التربوية المقدرة (2) ، وفي هذا الصدد اوضح Bourdon (1) بأننا نحتاج الى 10 سجلات عن النسل للحصول على دقة قدرها 0.82 للقيمة التربوية للأب لصفة ما ذات مكافىء وراثي يبلغ 0.70 ، فيما نحتاج الى 26 سجل عن النسل للحصول على نفس دقة القيمة التربوية للأب عندما يكون تقدير المكافىء الوراثي 0.30 ، لذا سنحاول في هذا البحث اعتماد اربعة طرائق لتقدير مكونات التباين REML (Ristricted Maximum Likelihood) (3) ML ، (Maximum Likelihood) (4) MIVQUE ، (Minimum Variance Quadratic Unbiase Estimation) (5) و TYPE1

(Henderson´s Method 1) (6) بعد اجراء مقارنة بين الطرائق وبين أفضلية التعديل للعمر ام للوزن عند النضج الجنسي على تقديرات المكافىء الوراثي .

المواد وطرائق العمل :

اجريت هذه الدراسة في حقل الطيور الداجنة التابع لقسم الثروة الحيوانية في كلية الزراعة – جامعة بغداد /ابو غريب ، للمدة من 2005/1/15 ولغاية 2005/9/30 ، واستعمل فيها 24 ديك و144 دجاجة لكهورن ابيض وبعمر 20 اسبوعا ، وقد تم تقسيم القطيع عشوائيا الى 24 عائلة وبواقع ديك واحد لكل ستة دجاجات ، ووضعت افراد هذا القطيع في اقفاص فردية بأبعاد 40 × 40 × 50 سم وغذيت على عليقة انتاجية بصورة حرة 17% بروتين و2750 كيلوسعره / كغم علف ، استعمل التلقيح الاصطناعي في تلقيح الاناث وجرى جمع البيض الملقح والمنسب حسب العوائل ووضع في مخزن بدرجة حرارة 11 °م ولمدة 14 يوما لغرض انتاج النسل (336 دجاجة) ، اذ اجريت ثلاث فقسات (1/ 1 ، 8 /1 ، 15 / 1 / 2005) وتم تسجيل البيانات الخاصة بالنسل والتي تضمنت العمر والوزن عند التضج الجنسي فضلا عن وزن وكتلة وعدد البيض المنتج خلال 100 يوما الاولى من الانتاج.

اجري التحليل الاحصائي بأستعمال طريقة GLM ضمن البرنامج الجاهز SAS 2001 (7) لدراسة تأثير العوامل الثابتة (Fixed effects) (العمر اوالوزن عند النضج الجنسي) في وزن البيضة ، عدد البيض المنتج خلال مدة 100 يوما وكتلة البيض ، وفق الانموذج الرياضي الآتي :

$$Yijk = \mu + Ai + Hj + eijk$$

اذ ان :

Yijk= قيمة المشاهدة j وتمثل وزن البيضة او عدد البيض المنتج او كتلة التي تعود الى العمر اوالوزن عند النضج الجنسي i والفقسة j .

μ = المتوسط العام.

Ai = تأثير العمر عند النضج الجنسي i(i = 1 – 3) ، اذ ان 1= 150 يوما فأقل ، 2 = 151 – 155 ، 3 = 156 يوما فأكثر .

او تأثير الوزن عند النضج الجنسي i (i = 1 – 3) ، اذ ان 1= 1150 غم فأقل ، 2 = 1151 – 1250 ، 3 = 1251 غم فأكثر .Hi = تأثير الفقسة j (j = 1 – 3)

eijk = الخطأ العشوائي ويفترض ان يكون موزعا توزيعا طبيعيا ومستقلا بمتوسط يساوي صفرا وتباين قدره $\delta^2 e$.

استعملت طريقة REML (Ristricted Maximum Likelihood) (3) ، ML (Maximum Likelihood) (4) ، MIVQUE (Minimum Variance Quadratic Unbiase Estimation) (5) و TYPE1 (6) لتقدير مكونات التباين للتأثيرات العشوائية (Random effects) بين الاخوة انصاف الأشقة (Half sibs) بعد ازالة تأثير العوامل الثابتة (Fixed effect)وبافتراض الانموذج المختلط (Mixed model) لتقدير المكافىء الوراثي للصفات المدروسة ، اذ تم التقدير بعد التعديل للعمرعند النضج الجنسي ، ثم اعيد التقدير بعد استبدال العمر بالوزن عند النضج الجنسي ، وفق الأنموذج الرياضي الآتي:

$$Yijk = \mu + Ai + Hj + Sk + eijkl$$

اذ ان الرموز نفسها في الانموذج الاول باستثناء Sk والذي يمثل تأثير الاب (عدد الآباء 24).

لغرض المقارنة بين افضلية الطرائق ، فقد تم تقدير دقة القيمة التربوية لكتلة البيض المعدلة على اساس الوزن عند النضج الجنسي بعد تثبيت عدد البنات وتغيير تقدير المكافىء الوراثي حسب طريقة التقدير(REML ، MIVQUE ، ML ، TYPE1) بأعتماد المعادلة الآتية (1) :

$$Acc=\sqrt{n h^2 / 4+ (n – 1) h^2}$$

اذ ان :

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

النتائج والمناقشة :

يتبين من جدول 1 تقديرات المكافىء الوراثي لوزن البيضة بعد التعديل لتأثير العمرعند النضج الجنسي ، عند استعمال طريقة REML ، ML ، MIVQUE ، TYPE1 اذ بلغت 0.34 ، 0.32 ، 0.26 ، 0.32 بالتعاقب ، وعند التعديل للوزن عند النضج الجنسي بلغت 0.31

جدول 1 تقديرات المكافىء الوراثي لوزن البيضة وعدد البيض المنتج وكتلة البيض بأعتماد اربعة طرائق (TYPE1 , MIVQUE , ML , REML)

الصفة	طريقة التقدير	$\sigma^2 s$	$\sigma^2 e$	h^2
وزن البيضة معدل للعمر عند النضج الجنسي	REML	0.98	10.66	0.34
	ML	0.91	10.59	0.32
	MIVQUE	0.74	10.82	0.26
	TYPE1	0.92	10.64	0.32
وزن البيضة معدل للوزن عند النضج الجنسي	REML	0.83	10.05	0.31
	ML	0.77	9.99	0.29
	MIVQUE	0.67	10.16	0.25
	TYPE1	0.80	10.04	0.30
عدد البيض المنتج بعد التعديل للعمر عند النضج الجنسي	REML	25.94	123.71	0.69
	ML	24.49	122.90	0.66
	MIVQUE	18.58	127.93	0.51
	TYPE1	23.24	123.48	0.63
عدد البيض المنتج بعد التعديل للوزن عند النضج الجنسي	REML	25.28	124.06	0.68
	ML	23.84	123.25	0.65
	MIVQUE	18.22	128.15	0.50
	TYPE1	22.71	123.83	0.62
كتلة البيض بعد التعديل للعمر عند النضج الجنسي	REML	58125.84	468150.93	0.44
	ML	54378.49	465102.41	0.42
	MIVQUE	43867.36	477109.95	0.34
	TYPE1	54373.57	521436.59	0.42
كتلة البيض بعد التعديل للوزن عند النضج الجنسي	REML	61267.50	457381.20	0.47
	ML	57411.23	454398.19	0.45
	MIVQUE	47818.05	465933.07	0.37
	TYPE1	57571.75	456627.51	0.45

، 0.29 ، 0.25 ، 0.30 ، اما تقديرات المكافىء الوراثي لعدد البيض بعد التعديل لتأثير العمرعند النضج الجنسي فقد بلغت 0.69 ، 0.66 ، 0.51 ، 0.63 وعند التعديل للوزن عند النضج الجنسي بلغت 0.68 ، 0.65 ، 0.50 ، 0.62 ، فيما بلغت تقديرات المكافىء لكتلة البيض بعد التعديل للعمر عند النضج الجنسي 0.44 ، 0.42 ، 0.34 ، 0.42 ،وعند التعديل للوزن عند النضج الجنسي بلغت 0.47 ، 0.45 ، 0.37 ، 0.45 . وبصورة عامة فأن تقديرات طريقة REML كانت اعلى من بقية الطرائق ،ثم تلتها طريقتا ML و TYPE1 اذ كانت تقديراتها متقاربة ،فيما كانت ادنى التقديرات بأستعمال طريقة MIVQUE ، وتأتي هذه النتائج

موافقة لما توصل اليه Unver (8) ، اذ وجد ان المكافىء الوراثي لعدد البيض المنتج بلغ 0.49 ، 0.48 ، 0.47 بأستعمال REML ، ML ، MIVQUE بالتعاقب وكذلك نتائج Akbas وزملاؤه(9) اذ بلغت تقديراته لعدد البيض والمناظرة للطرائق الثلاثة 0.31 ، 0.30 ، 0.29 .

ان الطريقة المستعملة في تقدير مكونات التباين والتي تعطي تقديرا اعلى للمكافىء الوراثي يعني انها ستعطي دقة اكبر للقيمة التربوية المقدرة ، ويتضح من جدول 2 تقديرات دقة القيمة التربوية بالنسبة لكتلة البيض المعدلة على اساس الوزن عند النضج الجنسي لأحد الآباء الذين لديهم عدد بنات 5 ، 10 ، 20 ، 50 ، 100 اعتمادا على تقديرات المكافىء الوراثي المتحصل عليها من هذه الدراسة وذلك بتطبيق المعادلة المذكورة آنفا .

يتضح ان دقة تقدير القيمة التربوية بلغت اقصاها بأعتماد طريقة REML وادناها بأعتماد طريقة MIVQUE ، فيما كانت تقديرات الدقة متقاربة بأستعمال طريقتي ML و TYPE1 ، ويلاحظ بأن تقديرات الدقة للقيم التربوية تزداد بزيادة عدد البنات للأب الواحد حتى تتساوى تقريبا على الرغم من تباين تقديرات المكافيء الوراثي تبعا لأختلاف طرائق التقدير .

ان الاختلافات بين الطرائق في تقديرات مكونات التباين تعود الى ان لكل طريقة خصائص عامة يستلزم توفرها عند اجراء التحليل الاحصائي ، ومن هذه الخصائص ان تكون الصفة المراد تحليلها ذات توزيع طبيعي ،الا ان Jairath (10) يرى بأن اعتماد طريقة REML يمكن ان يكون اختيارا مناسبا حتى لو كانت البيانات ذات توزيع غير طبيعي. كما اكد Graser (11) بأن طريقة REML تتفوق عن الطرائق الأخرى ، اذ يمكنها ان تعطي تقديرات اكثر دقة للمكافيء الوراثي لكونها لا تتأثر بالتحييز الناجم عن صغر حجم العينة وكذلك التحييز بسبب الانتخاب اعتمادا على نتائج الدراسة يمكن التوصل الى أن طريقة REML اعطت تقديرات اعلى للمكافيء الوراثي لصفتي وزن البيضة وعدد البيض المنتج ، وبلغت اقصاها عند التعديل للعمر عند النضج الجنسي ، فيما بلغت اعلى التقديرات لكتلة البيض عند التعديل على اساس الوزن عند النضج الجنسي , وكذلك وجد ان طريقة MIVQUE اعطت ادنى تباين للآب واعلى تباين للخطأ وهي نفس النتيجة التي آلت اليها دراسة Akbas (9) ونتيجة لذلك جاءت تقديراتها ادنى من تقديرات
الطرائق الأخرى بأستثناء كتلة البيض عند التعديل للعمر عند التضج الجنسي .

طريقة التقدير	h^2	5 بنات	10 بنات	20 بنت	50 بنت	100 بنت
REML	0.47	0.63	0.75	0.85	0.93	0.96
ML	0.45	0.62	0.74	0.84	0.92	0.96
MIVQUE	0.37	0.58	0.71	0.81	0.91	0.95
TYPE1	0.45	0.62	0.74	0.84	0.92	0.96

جدول 2 تقديرات دقة القيمة التربوية المقدرة للأب اعتمادا على اداء عدد مختلف من النسل لنفس الأب

المصادر:

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

2-Cassell, B . G. 2001 . Using heritability for genetic improvement. http://www.Ext.vt.edu /pubs/dairy .

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

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

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

6-Henderson C.R.1953. Estimation of variance and covariance components.Biometrics.,9:226.

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

8-Unver , Y.,Y.Akbas , M.Z.Firat and I.Ogus.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.

9-Akbas,Y.,Y.Unver,I.Oguz and O.Altan.2002.Comparison of different variance component estimation methods for genetic parameters of clutch pattern in laying hens.European Poult.Sci.66:232- 236.

10-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.

11-Graser ,H.U., S.P. Smith and B.Tier.1987.A Derivative-Free approach for estimating variance components in animal models by Restricted Maximum Lilelihood.J .Anim.Sci.,64:1362-1370.