



## بررسی اثر سن بلوغ جنسی بر برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفت تولید تخم جمعی

ندا فرزین\*، ابوالقاسم سراج

استادیار گروه علوم دامی، واحد آزادشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، آزادشهر، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۵/۵/۲۳ - تاریخ پذیرش: ۹۵/۹/۶)

### چکیده

هدف تحقیق حاضر بررسی اثر سن بلوغ جنسی بر برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفت تولید تخم جمعی در یک لاین تجاری گوشتی بود. تولید تخم از سن ۲۴ تا ۵۵ هفتگی ثبت و از جمع تعداد تخم هفته‌های مختلف هر مرغ، تولید تخم جمعی محاسبه شد. مولفه‌های واریانس ژنتیکی و فنوتیپی در سه حالت قرار دادن یا ندادن سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمکی در مدل و سن بلوغ جنسی به عنوان یک صفت در تجزیه چندصفتی، با استفاده از مدل حیوان و نرم‌افزار WOMBAT برآورد شد. بدون در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی، وراثت‌پذیری تولید تخم جمعی دامنه‌ای از ۰/۱۷ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۳۲) تا ۰/۴۳ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۴) داشت. با در نظر گرفتن اثر سن بلوغ جنسی، ضریب تغییرات وراثت‌پذیری برای تولید تخم جمعی هفته‌های مختلف تخم‌گذاری کاهش یافت. این برآوردها دامنه‌ای از ۰/۱۲ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۲۰) تا ۰/۱۹ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۴) داشت. برآوردهای حاصل از تجزیه و تحلیل دو صفتی تولید تخم جمعی و سن بلوغ جنسی مشابه نتایج حاصل از در نظر نگرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمکی بود. این نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان یک صفت در تجزیه چندصفتی، اثر آن بر تولید تخم و به ویژه تولید هفته‌های آغازین تخم‌گذاری تصحیح نشده و حتماً باید این اثر به عنوان یک متغیر در مدل آماری لحاظ شود.

واژه‌های کلیدی: تولید تخم جمعی، تخم، سن بلوغ جنسی، مولفه‌های واریانس، وراثت‌پذیری

## مقدمه

تولید تخم‌مرغ شامل تعداد تخم‌های گذاشته شده به وسیله هر مرغ است که در دوره‌های مختلف تولید ثبت می‌شود. منحنی تولید تخم پرندگان یک گله، افزایش سریعی را طی ۸ تا ۹ هفته آغازین تولید نشان می‌دهد و پس از آن با یک نرخ ثابت تا پایان دوره تولید کاهش می‌یابد. این کاهش تولید تخم در نتیجه افزایش سن مرغ به افزایش فاصله بین دوره‌های تخمگذاری به بیش از یک روز و تعداد تخم‌های از-دست‌رفته در هر دوره تخم‌گذاری نسبت داده می‌شود (Lillpers and Wilhelmson, 1993). تداوم تولید تخم در هفته‌های مختلف، تولید کل دوره تخمگذاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. با این حال مرغ‌هایی با تولید کل یکسان، ممکن است منحنی‌های تولید مختلفی را به دلیل تفاوت در تداوم تولید داشته باشند (Grossman et al., 2000).

تولید تخم‌مرغ به دلیل همبستگی ژنتیکی با صفات کیفیت تخم و جوجه یک صفت اقتصادی مهم در گله‌های اجداد و مادر گوشتی است. تولید تخم در گله‌های اجداد و مادر از هفته ۲۴ تا ۶۴ (حدود ۴۰ هفته) ادامه دارد. در گله‌های مولد (لاین)، انتخاب به منظور بهبود این صفت معمولاً بر اساس عملکرد دوره‌های آغازین تولید انجام می‌شود. دامنه همبستگی ژنتیکی بین تولید تخم جمعی در هفته‌های مختلف تخمگذاری در یک مطالعه در یک لاین مادری گوشتی متغیر بوده و از ۰/۰۹ تا ۰/۹۹ برآورد شده است (Luo et al., 2007). برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید تخم‌مرغ در مطالعات مختلف بیشتر در طیور تخمگذار بوده و گزارش‌های ارائه شده در طیور گوشتی محدود است. وراثت-پذیری تولید تخم ماهانه در یک لاین طیور گوشتی از ۰/۰۷ تا ۰/۴۳ گزارش شده است (Luo et al., 2007).

در مطالعات مختلف برآوردهای متفاوتی از وراثت‌پذیری صفت تولید تخم ارائه شده است که می‌تواند تحت تاثیر

استفاده از مدل‌های مختلف، جمعیت مورد مطالعه و زمان جمع‌آوری داده‌ها باشد. در اکثر مطالعات سن بلوغ جنسی به عنوان یک صفت در تجزیه و تحلیل چندصفتی با تعداد تخم در نظر گرفته شده است (فتیحی و همکاران، ۱۳۸۴؛ یوسفی زنوز و همکاران، ۱۳۹۲؛ قره داغی و همکاران، ۱۳۹۳؛ Akbas and Takma, 2005; Francesch et al., 1997; Noda et al., 2002; Nwagu et al., 2007; Lwelamira et al., 2009; Ghorbani et al., 2012; Salehinasab et al., 2013) و در بعضی دیگر، به عنوان یک اثر به مدل آماری اضافه شده است (Luo et al., 2007; Farzin et al., 2010, 2011, 2013). وقتی سن بلوغ جنسی به عنوان یک صفت در تجزیه و تحلیل چند متغیره با صفت تولید تخم در نظر گرفته می‌شود، همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی آن با تولید تخم بررسی شده و اثر آن به عنوان یک عامل موثر بر تعداد تخم در هفته‌های مختلف تولید در نظر گرفته نمی‌شود. با توجه به عدم بررسی اثر سن بلوغ جنسی در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید تخم جمعی در منابع مختلف، هدف تحقیق حاضر بررسی اثر در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی در برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفت تولید تخم جمعی و همچنین انتخاب مناسب‌ترین مدل برای برآورد پارامترهای ژنتیکی تولید تخم جمعی بود.

## مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر، از داده‌های صفت تعداد تخم یک لاین مادری گوشتی تجاری استفاده شد. تولید تخم ۱۶۴۸۳ مرغ حاصل از ۱۱۹۶ پدر و ۴۵۲۸ مادر از ۲۴ تا ۵۵ هفته (به مدت ۳۲ هفته) ثبت شد. از مجموع تعداد تخم هفته‌های مختلف، تولید جمعی هر مرغ محاسبه شد. تغییرات میانگین تعداد تخم در هفته‌های مختلف تولید، در شکل ۱ و آمار توصیفی تولید تخم جمعی هفته‌های مختلف تولید، در جدول ۱ نشان داده شده است.

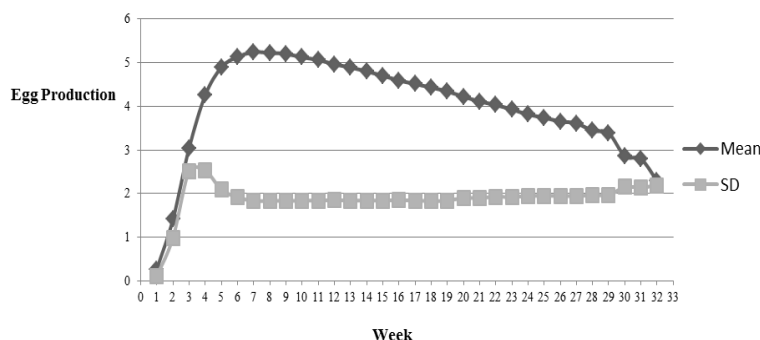


Fig. 1. Changes of egg number means and their standard deviations over weeks of production

شکل ۱- تغییرات میانگین تولید تخم مرغ و انحراف معیار آن در هفته‌های مختلف تولید

جدول ۱- آمار توصیفی صفات تولید تخم مرغ تجمعی

Table 1. Descriptive statistics of cumulative egg production traits

Cumulative egg production	Number	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum	Coefficient of variance
W1-4	16483	8.81	6.33	0	27	71.91
W1-8	16483	28.90	11.37	0	54	39.34
W1-12	16483	48.80	16.36	0	81	33.52
W1-16	16483	67.37	21.77	0	106	32.31
W1-20	16483	84.51	27.29	0	133	32.29
W1-24	16483	100.07	32.87	0	157	32.85
W1-28	16483	114.24	38.51	0	181	33.71
W1-32	16483	125.33	43.59	0	205	34.78

W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

در این مدل‌ها،  $y$  بردار مشاهدات،  $a$  بردار اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم،  $c$  بردار اثر محیطی دایمی مادری،  $m$  بردار اثر ژنتیکی افزایشی مادری و  $e$  بردار اثر باقیمانده،  $X$ ،  $Z_1$ ،  $Z_2$  و  $W$  ماتریس‌های طرح که مشاهدات را به ترتیب به اثر عوامل ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مادری و اثر تصادفی محیطی دایمی مادری ربط می‌دهند. همچنین  $Cov_{am}$ ، کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است که در این مدل مساوی صفر در نظر گرفته شده است.

برای بررسی تأثیر عوامل تصادفی بر صفات مورد مطالعه از آزمون نسبت درست‌نمایی به صورت زیر استفاده شد (Dobson, 1991):

$$\chi^2 = -2(\text{Log}L_{M_i} - \text{Log}L_{M_j})$$

در فایل داده‌ها اطلاعات ثبت شده برای هر پرند در هر نسل شامل شماره پرند، شماره پدر، شماره مادر، نسل-نوبت جوجه‌کشی، سن مادر مرغ، سن بلوغ جنسی و تعداد تخم مرغ تجمعی در هفته‌های مختلف بود. مولفه‌های واریانس و کوواریانس ژنتیکی افزایشی، باقیمانده و فنوتیپی و پارامترهای حاصل از آنها با استفاده از مدل حیوان و نرم-افزار WOMBAT (Meyer, 2007) برآورد شد. برای بررسی اثر عوامل محیطی و ژنتیکی مادری بر صفات مورد مطالعه، در ابتدا سه مدل حیوان مختلف برازش شد تا در صورت معنی‌دار بودن اثر عوامل مادری از مدل‌های کامل‌تر نیز استفاده شود. شکل ماتریسی این مدل‌ها به شرح زیر بود:

$$y = Xb + Z_1a + e \quad (\text{مدل ۱})$$

$$y = Xb + Z_1a + Wc + e \quad (\text{مدل ۲})$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad (Cov_{am}) = 0 \quad (\text{مدل ۳})$$

۳، تغییر معنی‌داری در لگاریتم درست‌نمایی این صفات ایجاد نشد ( $P > 0.05$ ). در مطالعه فتحی و همکاران (۱۳۸۴) که به منظور بررسی اثر عوامل مادری بر صفات تولیدی و تولیدمثلی یک لاین تجاری گوشتی انجام شد، مدل حاوی اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت تولید تخم هفته‌های ۲۵ تا ۵۰ به عنوان مدل مناسب معرفی شد. هرچند در این تحقیق اثر عوامل مادری ناچیز و وراثت‌پذیری مادری این صفت، ۰/۰۵ برآورد شد. در پژوهشی که به وسیله سراج و همکاران (۱۳۸۶) در طیور بومی مازندران صورت گرفت، مدل حاوی اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و اثر محیطی دایمی مادری به همراه کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری به عنوان مدل مناسب برای صفت تعداد تخم مرغ ارائه شد. گرچه سهم اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی مادری در واریانس فنوتیپی این صفت، کم بود (به ترتیب ۰/۰۱ و ۰/۰۳). همچنین در مطالعات مختلف از مدل ساده حیوان که تنها شامل اثر ژنتیکی افزایشی پرنده است، برای برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت تولید تخم استفاده شده است (امام‌قلی بگلی و همکاران، ۱۳۸۸؛ حسین زاده و همکاران، ۱۳۸۹؛ رییس الساداتی و همکاران، ۱۳۸۹؛ قره داغی و همکاران، ۱۳۹۳).

در این رابطه،  $\chi^2$ ، مربع کای محاسبه شده و  $\text{LogL}_{M_i}$  و  $\text{LogL}_{M_j}$  به ترتیب لگاریتم درست‌نمایی مدل ساده و مدل کامل‌تر می‌باشند. مقدار به دست آمده با  $\chi^2$  جدول با درجه آزادی بدست آمده از تفاضل تعداد اثرات تصادفی مدل  $i$  از مدل  $j$  مقایسه می‌شود. در صورتی که تفاوت مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نباشد ( $P > 0.05$ )، مدل ساده‌تر به عنوان مدل مناسب پیشنهاد می‌شود.

همچنین به منظور بررسی اثر سن بلوغ جنسی (ASM)<sup>۱</sup> بر مولفه‌های واریانس و کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت تعداد تخم جمعی، مدل مناسب تعیین شده در مرحله قبل (برای هر یک از صفات تولید تخم جمعی)، بار دیگر با اضافه شدن این اثر به عنوان متغیر کمکی<sup>۲</sup> تجزیه و تحلیل شد و مولفه‌ها و پارامترهای حاصل از آنها در دو حالت بدون و با متغیر کمکی سن بلوغ جنسی مقایسه شدند.

سپس به منظور مقایسه دو حالت در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان یک متغیر کمکی یا یک صفت مستقل در تجزیه و تحلیل چند متغیره، یک تجزیه دو صفتی نیز انجام شد. در تجزیه و تحلیل دوصفتی، از تولید تخم جمعی ماه‌های مختلف و سن بلوغ جنسی استفاده شد. مدل آماری مورد استفاده بر اساس ساده‌ترین مدل (مدل ۱)، به صورت زیر است:

$$y_{ijk} = \mu + GH_i + DA_j + a_k + e_{ijk}$$

در این رابطه؛  $y_{ijk}$  مشاهدات موردنظر،  $\mu$  میانگین جمعیت،  $GH_i$  اثر ثابت نسل-نوبت جوجه‌کشی؛  $DA_j$  اثر ثابت سن مادر مرغ؛  $a_k$  اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم پرنده  $k$  و  $e_{ijk}$  اثر باقیمانده است.

## نتایج و بحث

در جدول ۲، لگاریتم درست‌نمایی حاصل از مدل‌های حیوانی با اثر عوامل تصادفی مختلف برای صفات تولیدی جمعی تخم ارائه شده است. برای کلیه صفات تولید تخم، مدل یک با اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم به عنوان مدل مناسب انتخاب شد و با اضافه کردن اثر عوامل محیطی دایمی مادری (مدل ۲) و اثر ژنتیکی افزایشی مادری (مدل

1. Age at Sexual Maturity  
2. Covariate

جدول ۲- مقایسه لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های حیوانی با اثر عوامل تصادفی مختلف برای صفات تولید تجمعی تخم‌مرغ

Table 2. Comparison of likelihood logarithms of different animal models for cumulative egg traits

Cumulative egg production	Model 1	Model 2	Model 3
W1-4	-29536.25	-29535.13	-29535.75
W1-8	-39958.80	-39958.06	-39957.35
W1-12	-48455.44	-48454.48	-48454.12
W1-16	-54414.13	-54412.96	-54413.05
W1-20	-58861.19	-58859.70	-58859.94
W1-24	-62373.93	-62372.29	-62373.01
W1-28	-65287.78	-65285.99	-65286.21
W1-32	-67441.09	-67439.89	-67439.64

W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

ژنتیکی افزایشی مستقیم پرنده بود، برای تجزیه و تحلیل یک و چند صفتی مورد استفاده قرار گرفت. برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری تولید تجمعی تخم در هفته‌های مختلف، بدون و با متغیر کمکی سن بلوغ جنسی در جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. بدون در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمکی، وراثت‌پذیری تولید تخم تجمعی دامنه‌ای از ۰/۱۷ (تولید تجمعی هفته‌های ۱ تا ۴) تا ۰/۴۳ (۳۲ تا ۳۳) وراثت‌پذیری تولید تجمعی تخم با افزایش هفته‌های تخم‌گذاری کاهش یافت.

اثرات مادری در دوره آغازین زندگی پرنده بسیار تاثیرگذار است (Ghorbani *et al.*, 2012). سهم اثرات ژنتیکی افزایشی مادری در تنوع فنوتیپی وزن جوجه یک روزه، حدود ۵۰ درصد گزارش شده است، در صورتی که سهم ژن‌های افزایشی مستقیم جوجه نزدیک به صفر می باشد (سراج و همکاران، ۱۳۸۹؛ Hartmann *et al.*, 2003). اثر عوامل مادری با افزایش سن پرنده کاهش یافته و در سن آغاز تخم‌گذاری که حدود ۲۴ هفتگی است، به کمترین مقدار خود می رسد. به همین دلیل اثر عوامل مادری بر تعداد تخم در مطالعات مختلف، جزئی یا غیر معنی‌دار گزارش شده است. در تحقیق حاضر نیز، مدل ساده حیوان که شامل اثر

جدول ۳- برآورد مولفه‌های واریانس ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی و وراثت‌پذیری تولید تجمعی تخم‌مرغ بدون متغیر کمکی سن بلوغ جنسی

Table 3. Estimates of genetic ( $\sigma_a^2$ ), residual ( $\sigma_e^2$ ) and phenotypic ( $\sigma_p^2$ ) variances and heritability ( $h^2$ ) for cumulative egg production without ASM<sup>1</sup>

Cumulative egg production	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$
W1-4	15.95	21.33	37.28	0.431 ± 0.019
W1-8	39.88	72.47	112.35	0.355 ± 0.021
W1-12	60.82	160.38	221.20	0.275 ± 0.020
W1-16	89.21	296.84	386.04	0.231 ± 0.020
W1-20	123.81	484.53	608.34	0.204 ± 0.019
W1-24	168.79	720.21	889.01	0.190 ± 0.018
W1-28	219.57	1008.68	1228.24	0.179 ± 0.018
W1-32	267.86	1296.73	1564.59	0.171 ± 0.018

ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

جدول ۴- برآورد مولفه‌های واریانس ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی و وراثت‌پذیری تولید تخم جمعی تخم‌مرغ با متغیر کمی سن بلوغ جنسی

Table 4. Estimates of genetic ( $\sigma_a^2$ ), residual ( $\sigma_e^2$ ) and phenotypic ( $\sigma_p^2$ ) variances and heritability ( $h^2$ ) for cumulative egg production with ASM<sup>1</sup>

Cumulative egg production	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$
W1-4	2.65	11.19	13.84	0.192 ± 0.017
W1-8	5.70	42.36	48.05	0.119 ± 0.014
W1-12	16.10	119.20	135.29	0.119 ± 0.015
W1-16	33.27	246.31	279.58	0.119 ± 0.016
W1-20	56.20	424.08	480.28	0.117 ± 0.016
W1-24	88.35	649.04	737.39	0.120 ± 0.016
W1-28	125.57	925.89	1051.46	0.119 ± 0.016
W1-32	161.17	1205.02	1366.18	0.118 ± 0.015

ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

Khalil *et al.*, 2004; Lwelamira *et al.*, 2009; Noda *et al.*, 2002; Sabri *et al.*, 1999). در یک تحقیق در یک لاین مادری گوشتی، وراثت‌پذیری تولید تخم جمعی تخم هفته چهارم با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی ۰/۴۳ گزارش شد (Luo *et al.*, 2007).

با در نظر گرفتن اثر سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمی در مدل، ضریب تغییرات وراثت‌پذیری برای تولید تخم جمعی هفته‌های مختلف تخم‌گذاری کاهش یافت (جدول ۴). با افزودن داده‌های هفته‌های متوالی تخم‌گذاری به داده‌های تولید تخم جمعی تخم، تغییر چندانی در برآورد وراثت‌پذیری ایجاد نشد. این برآوردها دامنه‌ای از ۰/۱۲ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۴) تا ۰/۱۹ (تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ تا ۴) داشت (شکل ۲). این نتایج نشان داد که برآورد بیشتر برای وراثت‌پذیری تولید تخم جمعی تخم در دو ماه اول تولید، به دلیل در نظر نگرفتن اثر سن بلوغ جنسی بر تولید تخم در ماه‌های آغازین تخم‌گذاری بوده و در صورت در نظر گرفتن این عامل، تفاوت چندانی در برآورد تولید تخم جمعی تخم هفته‌های مختلف تولید وجود نخواهد داشت.

در مطالعات مختلف برآوردهای متفاوتی برای صفت تولید تخم گزارش شده است. این برآوردها تحت تاثیر جمعیت مورد مطالعه (گوشتی یا تخمگذار، آزمایشی یا تجاری)، چگونگی محاسبه تولید تخم جمعی تخم و مدل مورد استفاده برای برآورد پارامترها در تحقیقات مورد نظر بوده است. در لاین‌های آزمایشی مرغان تخمگذار که در آنها برای صفت تولید تخم انتخاب صورت نمی‌گیرد، این برآوردها بیشتر (حدود ۰/۵۰) بوده (Anang *et al.*, 2000, 2001)، ولی در لاین‌های تجاری تخمگذار معمولاً کمتر از ۰/۲ گزارش شده است (Sabri *et al.*, 1999; Zieba, 1990; Wolc *et al.*, 2007). در یک تحقیق برآورد کم وراثت-پذیری در لاین‌های مورد انتخاب برای این صفت، به کاهش واریانس ژنتیکی در اثر انتخاب یا برآورد بیش از اندازه واریانس خطا به دلیل چولگی زیاد صفت نسبت داده شد (Wolc *et al.*, 2007). در منابع معمولاً از مدل چندصفتی برای برآورد پارامترهای ژنتیکی تولید تخم جمعی تخم استفاده شده است (Adedeji *et al.*, 2007; Biscarini *et al.*, 2008; Cheng *et al.*, 1995; Francesch *et al.*, 1997; Ghazikhani Shad *et al.*, 2007; Kamali *et al.*, 2007).

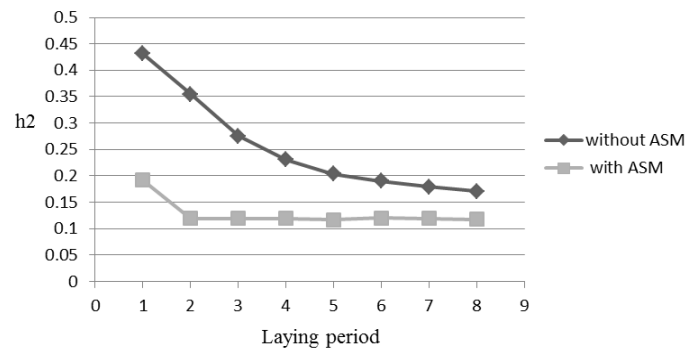


Fig. 2. Changes of heritability for cumulative egg production with and without ASM (1 to 9 on horizontal axis are cumulative egg productions for W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32)

شکل ۲- تغییرات وراثت‌پذیری تولید تجمعی هفته‌های تخم‌گذاری با و بدون سن بلوغ جنسی (۱ تا ۹ در محور افقی تولید تخم تجمعی در هفته‌های ۱ تا ۴، ۱ تا ۸، ۱ تا ۱۲، ۱ تا ۱۶، ۱ تا ۲۰، ۱ تا ۲۴، ۱ تا ۲۸ و ۱ تا ۳۲ هستند)

مولفه‌های واریانس و در نتیجه پارامترهای ژنتیکی آنها خواهد شد. به عبارت دیگر، در ارزیابی‌های ژنتیکی پرندگان بر اساس تولید تخم مرغ ماهانه یا تجمعی در صورت برازش نکردن اثر سن بلوغ جنسی در مدل، لازم است رکورد‌های ماه‌های اول و دوم حذف شوند.

برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفت سن بلوغ جنسی و تولید تجمعی تخم حاصل از تجزیه و تحلیل دو-صفتی (صفت ۱: سن بلوغ جنسی و صفت ۲: تولید تجمعی تخم در هفته‌های مختلف) در جدول ۵ نشان داده شده است. وراثت‌پذیری سن بلوغ جنسی، ۰/۴۰ برآورد شد. وراثت‌پذیری سن بلوغ جنسی در مرغان بومی مازندران، اصفهان و یزد در دامنه‌ای از ۰/۱۹ تا ۰/۴۱ (یوسفی زنوز و همکاران، ۱۳۹۲)، در مرغان بومی آذربایجان، ۰/۳۵ (قره داغی و همکاران، ۱۳۹۳) و در یک لاین تجاری گوشتی، ۰/۱۵ (فتحی و همکاران، ۱۳۸۴) گزارش شده است.

در یک تحقیق روی یک لاین مادری طیور گوشتی اثر در نظر نگرفتن سن بلوغ جنسی بر برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت تولید تخم ماهانه بررسی شد. دامنه سن بلوغ جنسی از ۱۶۲ تا ۲۲۶ روز بود. با در نظر گرفتن اثر سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمکی در مدل، وراثت‌پذیری تعداد تخم ماه‌های ۱ و ۲ تخم‌گذاری به ترتیب به میزان ۵۵/۱۴ درصد (از ۰/۴۳ به ۰/۱۹) و ۳۱/۳۳ درصد (از ۰/۱۵ به ۰/۱۰) در مدل یک صفتی و به میزان ۵۴/۹۵ درصد (از ۰/۴۲ به ۰/۱۹) و ۲۲/۶۳ درصد (از ۰/۱۴ به ۰/۱۱) در مدل چندصفتی کاهش یافت. این در حالی است که برای ماه‌های ۳ تا ۸، تغییر چندانی در این برآوردها ایجاد نشد (Farzin et al., 2011). این نتایج نشان می‌دهد که بخش قابل ملاحظه‌ای از تغییرات مشاهده شده در مولفه‌های واریانس تعداد تخم تجمعی در ماه‌های اول شروع تولید ناشی از تفاوت پرنده‌ها در سن بلوغ جنسی آنها بوده و بنابراین منظور نکردن آن در مدل آماری موجب بیش از حد برآورد شدن

جدول ۵- برآورد مولفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفت سن بلوغ جنسی و تولید جمعی تخم‌مرغ حاصل از تجزیه و تحلیل دو-صفتی

Table 5. Variance components and heritabilities for age at sexual maturity and cumulative egg records with two-traits analysis\*

Trait	$\sigma_a^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$
ASM	42.76	63.92	106.69	0.40 ± 0.02
W1-4	16.09	20.67	36.76	0.44 ± 0.02
W1-8	40.54	72.28	112.83	0.36 ± 0.02
W1-12	69.48	152.33	221.80	0.31 ± 0.02
W1-16	83.50	302.24	385.74	0.22 ± 0.03
W1-20	118.11	489.65	607.76	0.19 ± 0.02
W1-24	167.08	721.07	888.15	0.19 ± 0.02
W1-28	212.86	1015.50	1228.4	0.17 ± 0.03
W1-32	251.91	1308.90	1560.70	0.16 ± 0.02

\* Two-traits analysis included ASM (trait 1) and cumulative egg records (trait 2)

\*\* ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

تخمگذاری در استان‌های مورد مطالعه متغیر بوده، دامنه‌ای از ۰/۳۸- (طیور بومی مازندران) تا ۰/۹۹- (طیور بومی فارس) داشت (Ghazikhani Shad *et al.*, 2007). در بررسی روی یک لاین مرغان پلیموت راک<sup>۱</sup> همبستگی ژنتیکی بین سن بلوغ جنسی و تعداد تخم و در صد تخمگذاری به ترتیب ۰/۷۸- و ۰/۶۴- گزارش شد. این مقادیر برای همبستگی محیطی به ترتیب ۰/۶۰- و ۰/۴۲- بود (Pelmus *et al.*, 2008). همبستگی ژنتیکی منفی بین سن بلوغ جنسی و تعداد تخم‌مرغ نشان می‌دهد که با انتخاب در جهت کاهش سن بلوغ جنسی، می‌توان تولید تخم‌مرغ را بهبود بخشید. گرچه همبستگی ژنتیکی منفی بین تعداد تخم‌مرغ و وزن تخم‌مرغ باید در طراحی برنامه اصلاح نژاد مورد توجه قرار گیرد.

وراثت‌پذیری تولید جمعی تخم در هفته‌های مختلف تولید، دامنه‌ای از ۰/۱۶ (تولید جمعی کل دوره تولید) تا ۰/۴۴ (تولید جمعی هفته چهارم) داشت (جدول ۵). برآوردهای وراثت‌پذیری حاصل از تجزیه و تحلیل دوصفتی تولید جمعی تخم و سن بلوغ جنسی، مشابه نتایج حاصل از در نظر نگرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان متغیر کمکی بود. این نتایج نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن سن بلوغ جنسی به عنوان یک صفت در تجزیه و تحلیل چندصفتی، اثر آن بر تولید تخم هفته‌های مختلف و به ویژه هفته‌های آغازین تخمگذاری تصحیح نشده و حتماً باید این اثر به عنوان یک متغیر کمکی در مدل آماری لحاظ شود.

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی تولید تخم جمعی هفته‌های مختلف و سن بلوغ جنسی در جدول ۶ ارائه شده است. بیشترین و کمترین همبستگی ژنتیکی بین تولید تخم‌مرغ هفته‌های ۱ تا ۴ و ۱ تا ۳۲ با سن بلوغ جنسی بود (به ترتیب ۰/۹۷- و ۰/۶۱-). با افزایش هفته‌های تولید از همبستگی ژنتیکی بین تعداد تخم مرغ و سن بلوغ جنسی کاسته شد. روند مشابهی برای همبستگی‌های فنوتیپی نیز مشاهده گردید. در تحقیقی روی مرغان بومی استان یزد، همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفت تعداد تخم‌مرغ و سن بلوغ جنسی به ترتیب ۰/۹۵- و ۰/۸۰- گزارش شد. در مطالعه دیگری روی طیور بومی ایران، همبستگی ژنتیکی بین سن اولین تخمگذاری و تعداد تخم ۱۲ هفته آغازین



جدول ۶- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی صفت سن بلوغ جنسی و تولید تجمعی تخم مرغ حاصل از تجزیه و تحلیل دوصفتی

Table 6. Estimates of genetic ( $r_{a_{12}}$ ), residual ( $r_{e_{12}}$ ) and phenotypic ( $r_{p_{12}}$ ) correlations between age at sexual maturity and cumulative egg records with two-traits analysis \*

Trait 1	Trait 2	$r_{a_{12}}$	$r_{e_{12}}$	$r_{p_{12}}$
ASM	W1-4	-0.97	-0.68	-0.79
	W1-8	-0.93	-0.65	-0.76
	W1-12	-0.90	-0.50	-0.64
	W1-16	-0.78	-0.43	-0.52
	W1-20	-0.73	-0.36	-0.46
	W1-24	-0.70	-0.31	-0.41
	W1-28	-0.66	-0.29	-0.38
	W1-32	-0.61	-0.28	-0.35

\* Two-traits analysis included ASM (trait 1) and cumulative egg records (trait 2)

\*\* ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

وجود داشت (جدول ۷). با در نظر گرفتن اثر سن بلوغ جنسی در مدل، همبستگی‌های ژنتیکی بین تولید تجمعی جزئی و تولید کل کاهش یافت. دامنه تغییرات همبستگی-های فنوتیپی با و بدون سن بلوغ جنسی، به ترتیب از ۰/۴۱ تا ۰/۹۹ و از ۰/۲۰ تا ۰/۹۹ بود. با افزایش هفته‌های تخمگذاری این همبستگی‌ها افزایش یافت.

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی تولید تخم تجمعی هفته‌های مختلف و تولید تجمعی کل دوره با استفاده از تجزیه و تحلیل دومتغیره، بدون و با متغیر کمکی سن بلوغ جنسی در جدول‌های ۷ و ۸ نشان داده شده است. بجز تولید تجمعی هفته‌های آغازین (۱ تا ۴ و ۱ تا ۸)، همبستگی ژنتیکی زیادی (از ۰/۹۵ تا ۰/۹۹) بین تولید تجمعی هفته‌های دیگر با تولید تخم کل دوره تخمگذاری

جدول ۷- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی تولید تخم تجمعی هفته‌های مختلف و تولید تجمعی کل دوره بدون متغیر کمکی سن بلوغ جنسی

Table 7. Estimates of genetic ( $r_{a_{12}}$ ), residual ( $r_{e_{12}}$ ) and phenotypic ( $r_{p_{12}}$ ) correlations between different cumulative egg records and total cumulative egg records without ASM

Trait 1	Trait 2	$r_{a_{12}}$	$r_{e_{12}}$	$r_{p_{12}}$
W1-32	W1-4	0.651 ± 0.039	0.372 ± 0.012	0.413
	W1-8	0.781 ± 0.026	0.625 ± 0.008	0.647
	W1-12	0.982 ± 0.006	0.769 ± 0.005	0.809
	W1-16	0.953 ± 0.008	0.878 ± 0.003	0.891
	W1-20	0.978 ± 0.004	0.931 ± 0.002	0.939
	W1-24	0.992 ± 0.002	0.970 ± 0.001	0.974
	W1-28	0.993 ± 0.005	0.992 ± 0.001	0.993

ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

جدول ۸- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، باقیمانده و فنوتیپی تولید تخم جمعی هفته‌های مختلف و تولید تخم جمعی کل دوره با متغیر کمکی سن بلوغ جنسی

Table 8. Estimates of genetic ( $r_{a_{12}}$ ), residual ( $r_{e_{12}}$ ) and phenotypic ( $r_{p_{12}}$ ) correlations between different cumulative egg records and total cumulative egg records with ASM

Trait 1	Trait 2	$r_{a_{12}}$	$r_{e_{12}}$	$r_{p_{12}}$
W1-32	W1-4	0.234 ± 0.071	0.201 ± 0.011	0.204
	W1-8	0.726 ± 0.044	0.606 ± 0.007	0.620
	W1-12	0.885 ± 0.022	0.788 ± 0.004	0.800
	W1-16	0.951 ± 0.011	0.875 ± 0.002	0.884
	W1-20	0.922 ± 0.019	0.935 ± 0.001	0.934
	W1-24	0.978 ± 0.011	0.968 ± 0.001	0.972
	W1-28	0.988 ± 0.009	0.992 ± 0.001	0.993

ASM= age at sexual maturity; W1-4, W1-8, W1-12, W1-16, W1-20, W1-24, W1-28 and W1-32= cumulative egg production for weeks 1 to 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28 and 32, respectively.

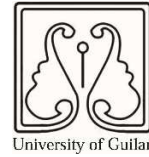
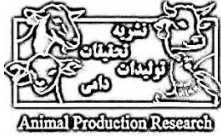
تخم جمعی کل دوره تخم‌گذاری زیاد (از ۰/۹ تا ۱) گزارش شد. این همبستگی‌ها بین ماه‌های ۱ و ۲ و تولید کل به ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۷۴ بود (Farzin *et al.*, 2011). بطور کلی در گله‌های مولد به منظور بهبود صفت تولید تخم، انتخاب براساس عملکرد قسمتی از دوره تولید انجام می‌شود. با توجه به همبستگی ژنتیکی زیاد محاسبه شده در تحقیق حاضر، بین تولید تخم جمعی ماه‌های آغازین با تولید تخم کل دوره تخم‌گذاری، می‌توان نتیجه گرفت که با انتخاب براساس تولید تخم هفته‌های ابتدایی (هفته‌های ۱ تا ۱۶)، در صفت تولید تخم کل دوره تخم‌گذاری نیز بهبود ایجاد شود.

در مطالعه‌ای در یک لاین مادری گوشتی، پارامترهای ژنتیکی تعداد تخم جمعی هفته‌های مختلف با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی برآورد شد. با افزایش هفته‌های تولید تخم جمعی، همبستگی ژنتیکی با تولید کل دوره افزایش یافت. این برآوردها برای داده‌های تخم جمعی از ۰/۰۹ (بین تولید تخم جمعی هفته‌های ۱ و ۴۰) تا ۰/۹۹ (بین تولید تخم جمعی هفته‌های ۳۷ و ۴۰) و برای داده‌های ماهانه از ۰/۴۳ (بین ماه ۱ و تولید تخم جمعی هفته ۴۰) تا ۰/۹۷ (بین ماه ۶ و تولید تخم جمعی هفته ۴۰) متغیر بود (Luo *et al.*, 2007). در تحقیقی دیگر در مرغان لگهورن سفید، همبستگی پیرسون بین تولید دوره‌های مختلف تخم‌گذاری محاسبه شد. این همبستگی‌ها دامنه‌ای از ۰/۶۸ (بین تولید ماه‌های اول و چهارم با تولید تخم جمعی کل دوره تخم‌گذاری) تا ۰/۷۲ (بین تولید ماه دوم و تولید تخم جمعی کل دوره تخم‌گذاری) داشت. این برآوردها بین تولید تخم جمعی ماه‌های آغازین و کل دوره تخم‌گذاری دامنه‌ای از ۰/۷۹ (بین تولید تخم جمعی دو ماه اول و کل دوره تخم‌گذاری) تا ۰/۸۳ (بین تولید تخم جمعی چهار ماه اول و کل دوره تخم‌گذاری) داشت (Al-Samarai *et al.*, 2008). در مطالعه‌ای روی مرغان یک لاین تجاری گوشتی نیز همبستگی ژنتیکی تولید تخم ماه‌های ۳ تا ۸ با تولید

## فهرست منابع

- امامقلی بگلی ح.، زره داران س.، حسنی س. و عباسی م. ع. ۱۳۸۸. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مهم اقتصادی در مرغان بومی استان یزد. ۱۳۸۸. مجله علوم دامی ایران، ۴ (۴): ۶۳-۷۰.
- حسین زاده ن.، فیاضی ج.، روشنفکر ه.، بیگی نصیری م. ت. و اسماعیل خانیان س. ۱۳۸۹. تعیین فراسنجه‌های ژنتیکی و محیطی صفات رشد و تولید تخم‌مرغ در مرغان بومی اصفهان. چهارمین کنگره علوم دامی ایران. کرج.
- رییس الساداتی س. م.، حسین پور مشهدی م. و بهاری کاشانی ر. ۱۳۸۹. بررسی پارامترهای ژنتیکی صفات اقتصادی در مرغان بومی خراسان. چهارمین کنگره علوم دامی ایران. کرج.
- سراج ا.، واعظ ترشیزی ر. و نجاتی جوارمی ا. ۱۳۸۶. بررسی اثر عوامل مادری بر صفات تولید و تولید مثل مرغان بومی استان مازندران. مجله علوم کشاورزی ایران، ۳۸ (۴): ۵۳۵-۵۴۲.
- سراج ا.، واعظ ترشیزی ر. و پاکدل ع. ۱۳۸۹. تاثیر برآزش مدل‌های مختلف حیوانی بر برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن جوجه یک روزه. مجله علوم دامی ایران (مجله علوم کشاورزی ایران)، ۴۱ (۴): ۳۶۳-۳۷۱.
- فتیحی ع.، واعظ ترشیزی ر. و امام جمعه کاشان ن. ۱۳۸۴. بررسی اثر عوامل مادری بر صفات تولیدی و تولیدمثل یک لاین تجاری گوشتی. پژوهش و سازندگی (در امور دام و آبزیان)، ۶۷: ۲۱-۱۶.
- قره داغی ع.، کمالی م. ع.، عباسی م. ع. و قربانی ش. ۱۳۹۳. برآورد پارامترها و روند ژنتیکی صفات اقتصادی در مرغان بومی استان آذربایجان. نشریه علوم دامی (پژوهش و سازندگی)، ۱۰۴: ۲۴۳-۲۵۴.
- یوسفی زنوز ا.، علیجانی ص. و محمدی ح. ۱۳۹۲. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولیدمثلی در مرغان بومی با استفاده از روش بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس. پژوهش‌های تولیدات دامی، ۸۸: ۹۹-۹۱.
- Adedeji T. A., Adebamo A. O., Ozejo M. O., Ojedapo L. O. and Ige A. O. 2006. Preliminary results of short-term egg laying performance of pure and crossbred chicken progeny in a humid environment. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 5 (7): 570-573.
- Akbas Y. and Takma C. 2005. Canonical correlation analysis for studying the relationship between egg production traits and body weight, egg weight and age at sexual maturity in layers. *Czech Journal of Animal Science*, 50 (4): 163-168.
- Al-Samarai F. R., Al-Kassie G. A., Al-Nedawi A. M. and Al-Soudi K. A. 2008. Prediction of total egg production from partial or cumulative egg production in a stock of white Leghorn hens in Iraq. *International Journal of Poultry Science*, 7 (9): 890-893.
- Anang A., Mielenz N. and Schuler L. 2000. Genetic and phenotypic parameters for monthly egg production in White Leghorn hens. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 117: 407-415.
- Anang A., Mielenz N. and Schuler L. 2001. Monthly model for genetic evaluation of laying hens. I. Fixed regression. *British Poultry Science*, 2: 191-196.
- Biscarini F., Bovenhuis H. and van Arendonk J. A. M. 2008. Estimation of variance components and prediction of breeding values using pooled data. *Journal of Animal Science*, 86: 2845-2852.
- Cheng Y. S., Rouvier R., Poivey J. P. and Tai C. 1995. Genetic parameters of body weight, egg production and shell quality traits in the brown Tsaiya laying duck. *Genetic Selection Evolution*, 27: 459-472.
- Dobson A. J. 1991. *An introduction to generalized linear models*. Chapman and Hall. London, UK. 147 pages.
- Farzin N., Vaez Torshizi R., Gerami A. and Seraj A. 2013. Estimates of genetic parameters for monthly egg production in a commercial female broiler line using random regression models. *Livestock Science Journal*, 153 (1): 33-38.
- Farzin N., Vaez Torshizi R., Kashan N. E. J. and Gerami A. 2010. Estimates of genetic and phenotypic correlations between monthly and cumulative egg productions in a commercial broiler female line. *Global Veterinaria*, 5 (3): 164-167.
- Farzin N., Vaez Torshizi R., Kashan N. E. J. and Gerami A. 2011. Estimates of genetic parameters for monthly egg production traits in a commercial broiler female line. *Italian Journal of Animal Science*, 10 (e12): 54-57.
- Francesch A., Estany J., Alfonso L. and Iglesias M. 1997. Genetic parameters for egg number, egg weight, and eggshell color in three Catalan poultry breeds. *Poultry Science*, 76: 1627-1631.

- Ghazikhani Shad A., Nejati Javaremi A. and Mehrabani Yeganeh H. 2007. Animal model estimation of genetic parameters for most important economic traits in Iranian native fowls. *Pakistan Journal of Biological Sciences*, 10 (16): 2787-2789.
- Ghorbani Sh., Kamali M. A., Abbasi M. A. and Ghafouri-Kesbi F. 2012. Estimation of maternal effects on some economic traits of north Iranian native fowls using different models. *Journal of Agriculture Science and Technology*, 14: 95-103.
- Grossman M., Gossman T. N. and Koops W. J. 2000. A model for persistency of egg production. *Poultry Science*, 79: 1715-1724.
- Hartmann C., Johansson K., Strandberg E. and Rydhmer L. 2003. Genetic correlations between the maternal genetic effect on chick weight and the direct genetic effects on egg composition traits in a White Leghorn line. *Poultry Science*, 82: 1-8.
- Kamali M. A., Ghorbani Sh., Moradi Shahrabak M. and Zamiri M. J. 2007. Heritabilities and genetic correlations of economic traits in Iranian native fowl and estimated genetic trend and inbreeding coefficients. *British Poultry Science*, 48: 443-448.
- Khalil M. K., Al-Homidan A. H. and Hermes I. H. 2004. Crossbreeding components in age at first egg and egg production for crossing Saudi chickens with White Leghorn. *Livestock Research for Rural Development*, 16 (1): article 5.
- Lillpers K. and Wilhelmson M. 1993. Age-dependent changes in oviposition pattern and egg production traits in the domestic hen. *Poultry Science*, 72 (11): 2005-2011.
- Luo P. T., Yang R. Q. and Yang N. 2007. Estimation of genetic parameters for cumulative egg numbers in a broiler dam line by using a random regression model. *Poultry Science*, 86: 30-36.
- Lwelamira J. G., Kifaro C. and Gwakisa P. S. 2009. Genetic parameters for body weights, egg traits and antibody response against Newcastle Disease Virus (NDV) vaccine among two Tanzania chicken ecotypes. *Tropical Animal Health and Production*, 41: 51-59.
- Meyer K. 2007. WOMBAT- A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User Notes. Animal Genetics and Breeding Unit. Armidale. 55 pages.
- Noda K., Kino K. Miyakawa H. and Banba H. 2002. Persistency of laying strain building by index selection trait in laying hen. *Journal of Poultry Science*, 39: 140-148.
- Nwagu B. I., Olorunju S. A. S., Oni O. O., Eduvie L. O., Adeyinka I. A., Sekoni A. A. and Abeke F. O. 2007. Response of egg number to selection in Rhode Island chickens selected for part period egg Production. *International Journal of Poultry Science*, 6 (1): 18-22.
- Pelmus R., Lazar C. and Ghita E. 2008. Genetic determinism of the reproduction traits in a Plymouth Rock line. *Lucrari stiinNifice Zootehnie si Biotehnologii*, 41 (2): 685-689.
- Sabri H. M., Wilson H. R., Harms R. H. and Wilcox C. J. 1999. Genetic parameter for egg and related characteristics of white leghorn hens in a subtropical environment. *Genetics and Molecular biology*, 22(3): 183-186.
- Salehinasab M., Zerehdaran S., Abbasi M. A., Alijani S. and Hassani S. 2013. Determination of the best model for estimating heritability of economic traits and their genetic and phenotypic trends in Iranian native fowl. *Archiv Tierzucht*, 56 (23): 237-245.
- Wolc A., Lisowski M. and Szwaczkowski T. 2007. Heritability of egg production in laying hens under cumulative, multitrait and repeated measurement animal models. *Czech Journal of Animal Science*, 52 (8): 254-259.
- Zieba G. 1990. Prediction of total egg production based on individual part-records. PhD Thesis. Agricultural University of Lublin, Poland. (in Polish).



## **Effect of age at sexual maturity on the variance components and heritability for cumulative egg production**

**N. Farzin<sup>\*</sup>, A. Seraj**

Department of Animal Science, Azadshahr Branch, Islamic Azad University, Azadshahr, Iran

(Received: 26-11-2016 – Accepted: 9-2-2016)

### **Abstract**

The objective of present study was to estimate effect of age at sexual maturity (ASM) on the variance components and respective parameters for cumulative egg numbers in a commercial broiler line. The period of data collection was from 24 to 55 weeks of age. From the weekly records, cumulative egg productions for different weeks were created. Estimates of variance components and heritability were carried out using Restricted Maximum Likelihood (REML) procedure and WOMBAT software. To investigate the effect of ASM on variance components and genetic parameters, the data were reanalyzed, by fitting this effect as a covariate in the model. Also, we analyzed ASM as a trait in multi-traits analysis. Without considering ASM as a covariate, heritabilities for cumulative egg records varied from 0.17 (weeks 1 to 32) to 0.43 (weeks 1 to 4). With implementing ASM in the model, these estimates ranged from 0.12 (weeks 1 to 20) to 0.19 (weeks 1 to 4). When ASM was considered as a trait in two-traits analysis with cumulative egg records, heritability estimates varied from 0.16 to 0.44. These results indicated that considering ASM as a trait in the multiple models could not correct its effect on initial cumulative egg records and it is necessary to implement it as a covariate in the model. Also, the exclusion of age at sexual maturity from the analysis of cumulative egg records, especially for the initial week's records resulted to overestimation of variance components and their corresponding parameters.

**Keywords:** Cumulative egg production, Age at sexual maturity, Variance components, Heritability

<sup>\*</sup>Corresponding author: Farzin.neda@gmail.com