Archive of SID

نشریه علوم دامی
(پژوهش و سازندگی)

شماره ۱۲۸، پاییـز ۱۳۹۹
ص‌ص: ۹۷~۱۰۸

اثر مدل در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در دو جمعیت بلدرچین ژاپنی

- **ابوالقاسم سراج** (نویسنده مسئول)
استادیار گروه علوم دامی، واحدآزادشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، آزادشهر، ایران.
- **ندا فرزین**
استادیار گروه علوم دامی، واحدآزادشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، آزادشهر، ایران.
- **فرناز جعفری**
دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اصلاح نژاد دام، گروه علوم دامی، واحدآزادشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، آزادشهر، ایران.

تاریخ دریافت : آذر ۱۳۹۷ تاریخ پذیرش : شهریور ۱۳۹۸
شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۱۱۱۴۲۰۲۵
Email: iau.az.seraj@gmail.com

شناسه دیجیتال (DOI): 10.22092/asj.2019.124887.1858

چکیده

در تحقیق حاضر پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در هنگام تولد، ۷، ۱٤، ۲۱، ۲۸ و ۳۵ روزگی در دو جمعیت بلدرچین ژاپنی سفید و وحشی و نیز در جمعیت‌های حاصل از تلاقی بین این نژادها مورد ارزیابی قرار گرفت. بدین منظور ٦ مدل حیوانی مختلف برازش شد و داده‌ها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و نرم‌افزار ASREML تجزیه و تحلیل شدند. تفاوت مدل‌های برازش شده با یکدیگر در گنجاندن آثار ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی دائمی مادری، کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و ترکیبات مختلف این آثار بود. بر اساس نتایج این پژوهش وزن‌های بدن از تولد تا ۳۵ روزگی در ماده‌ها بیشتر از نرها بود و اثر نوع تلاقی نیز بر صفات وزن بدن معنی داری شد. بیشترین وزن در نتاج حاصل از تلاقی بلدرچین‌های نر و ماده وحشی و کمترین وزن در نتاج بلدرچین‌های سفید مشاهده شد. همچنین وزن بدن در بلدرچین های حاصل از نوبت های جوجه کشی مختلف، متفاوت بود. بر اساس نتایج آزمون کای مربع، مدل شامل آثار ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری به عنوان مدل مناسب برای ارزیابی ژنتیکی وزن تولد در نظر گرفته شد. بر پایه این مدل، وراثت‌پذیری مستقیم (h^2_a)، وراثت‌پذیری مادری (h^2_m) و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (c^2) این صفت، به ترتیب ۰/۰۱±۰/۱۳، ۰/۰۱±۰/٤۸ و ۰/۰۱±۰/۰٦ برآورد گردید. برای سایر صفات مرتبط با وزن بدن، مدل ساده که تنها شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم پرنده بود، به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شد. وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات وزن بدن از ۷ تا ۳۵ روزگی در دامنه ای از ۰/۲۹ تا ۰/۳۹ بود. نتایج تحقیق حاضر نشان داد که اثرات مادری تنها بر وزن تولد بلدرچین ها معنی‌داری بوده و در سنین بالاتر ژن های خود پرنده سهم اصلی را در بروز صفات مرتبط با وزن ایفا می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: پارامتر ژنتیکی، مدل حیوان، وزن بدن و بلدرچین ژاپنی.

www.SID.ir

Archive of SID

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 128 pp: 97-108

The effect of models on body weight traits in two Japanese quail populations.

By: Abolghasem Seraj*[1], Neda Farzin[1] and Farnaz Jafari[2]
[1]Assistant Professor, Department of Animal Science, Azadshahr Branch, Islamic Azad University, Azadshahr, Iran
[2]M.Sc. Former student of animal breeding, Department of Animal Science, Azadshahr Branch, Islamic Azad University, Azadshahr, Iran
(Corresponding author's email: (iau.az.seraj@gmail.com**)**

Received: December 2018 **Accepted: September 2019**

In this study, the genetic parameters of body weight traits including body weights at birth, 7, 14, 21, 28 and 35 days were investigated in Japanese quail. For this aim, two Japanese white and wild quail populations and two types of pure and cross mating methods were used. The data were analysed with different animal models and restricted maximum likelihood (REML) procedures, using ASREML software. Six different animal models were implemented and were compared by likelihood ratio test. All models consisted of the direct additive genetic effect, but differed in combinations of maternal additive genetic, maternal environmental and covariance between direct and maternal additive genetic effects. Body weights of female quails were higher than male quail from birth to 35 days of age. The effect of mating method on body weight traits was significant and the highest and lowest weights of all ages was observed in offspring of wild male and female quails and offspring of male and female white quails, respectively. Also, the hatch had a significant effect on body weights. The model including direct additive genetic, maternal additive genetic and environmental maternal effects was considered as the most appropriate model for genetic evaluation of birth weight. Based on this model, the direct heritability (h^2a), maternal heritability (h^2m), and the ratio of maternal environmental variance to phenotypic variance (c^2) of birth weight were estimated 0.13±0.01, 0.48±0.01 and 0.06±0.01, respectively. For other body weight traits, a simple model that included the direct additive genetic effect was selected as the appropriate model. Direct heritability for body weight traits from 7 to 35 days was ranged from 0.29 to 0.39. The results of this study showed that maternal effects were significant only on birth weight of Japanese quails, and at older ages, the bird's genes play a major role to determine the weight traits.

Key words: Genetic Parameters, Animal model, Body weight, Japanese quail

مقدمه

بلدرچین پرنده ای کوچک و مقاوم است که به دلیل رشد سریع و چرخه تولید مثلی کوتاه مورد توجه بسیاری از محققین و پرورش‌دهندگان صنعت طیور قرار گرفته است. هدف اصلی پرورش بلدرچین تولید گوشت و تخم می‌باشد. وزن بدن در بلدرچین به دلیل تأثیر آن بر تولید گوشت و همبستگی ژنتیکی بالا با صفات کیفیت لاشه از اهمیت زیادی برخوردار است (هاشمی‌راد و همکاران، ۱۳۹۶؛ Pourtorabi و همکاران، ۲۰۱۷). عوامل مختلفی مثل سویه (هاشمی راد و همکاران، ۱۳۹۶؛ Punya Kumari و همکاران، ۲۰۰۸؛ Raji و همکاران، ۲۰۱۵؛ Pourtorabi و همکاران، ۲۰۱۷)، جنس (Aggrey و همکاران، ۲۰۰۳؛ Shokoohmand و همکاران، ۲۰۰۷؛ Lotfi و همکاران، ۲۰۱۲؛ Daikwo و همکاران، ۲۰۱۳ و Raji و همکاران، ۲۰۱۵)، سن (Raji و همکاران، ۲۰۱۵) و نوبت جوجه کشی (Lotfi و همکاران، ۲۰۱۲) بر وزن بدن موثر می‌باشند. مطالعات مختلفی جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در بلدرچین صورت گرفته و وراثت پذیری وزن بدن از متوسط تا زیاد گزارش شده است (Vali و همکاران، ۲۰۰۵؛ Shokoohmand و همکاران، ۲۰۰۷؛ Khaldari و همکاران، ۲۰۱۰؛ Magda و همکاران، ۲۰۱۰؛ Silva و همکاران، ۲۰۱۳). از آنجایی که برآورد پارامترهای ژنتیکی تحت تاثیر فراوانی ژنی

www.SID.ir

Archive of SID

است، مقدار آن در جمعیت های مختلف می تواند متفاوت باشد. از این رو درصورت امکان باید مقدار آن را برای جامعه مورد مطالعه برآورد نمود (Falconer and MacKay، ۱۹۹۶). وراثت پذیری برآورد شده زیاد برای صفت وزن بدن در منابع مختلف نشان می‌دهد که این صفت می‌تواند در نتیجه انتخاب، پیشرفت ژنتیکی مناسبی را نشان دهد. به طور مثال در مطالعه‌ای که به منظور بررسی پاسخ به انتخاب برای صفت وزن بدن در ۴ هفتگی در بلدرچین ژاپنی انجام شد، بهبود ژنتیکی مناسبی برای صفت وزن چهار هفتگی در نسل های ۲، ۳ و ۴ در لاین انتخاب شده گزارش گردید. گرچه در این مطالعه پیشنهاد شد که انتخاب شدید به دلیل افزایش میزان هم خونی، می تواند باعث کاهش در پاسخ انتخاب شود (Khaldari و همکاران، ۲۰۱۰). انتخاب برای بهبود وزن بدن، منجر به افزایش نرخ رشد در بلدرچین نیز می شود، گرچه میزان افزایش رشد در نرها و ماده‌ها متفاوت است (Aggrey و همکاران، ۲۰۰۳). انتخاب برای وزن بدن در سنین مختلف می‌تواند صورت گیرد. انتخاب در سنین پایین‌تر به دلیل کاهش فاصله نسلی منجر به پیشرفت ژنتیکی بیشتر خواهد شد (Falconer and MacKay، ۱۹۹۶).

طراحی یک برنامه اصلاح نژاد به منظور بهبود صفات تولیدی و تولیدمثلی در یک جمعیت نیازمند برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مورد نظر می‌باشد. مدل مورد استفاده در برآورد این پارامترها از اهمیت زیادی برخوردار است. در اکثر مطالعات صورت گرفته جهت برآورد مولفه‌های واریانس و و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در بلدرچین، از مدل ساده ژنتیکی که تنها شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم پرنده می‌باشد، استفاده شده است (Vali و همکاران، ۲۰۰۵؛ Shokoohmand و همکاران، ۲۰۰۷؛ Khaldari و همکاران، ۲۰۱۰؛ Magda و همکاران، ۲۰۱۰ و Magda و همکاران، ۲۰۱۳). در حالیکه صفت وزن بدن علاوه بر اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، می تواند تحت تأثیر آثار مادری نیز قرار گیرد و در نظر نگرفتن اثر عوامل مادری در مدل تجزیه و تحلیل آماری ممکن است منجر به برآورد بیشتر واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و درنتیجه وراثت‌پذیری حاصل از آن شود (سراج و همکاران، ۱۳۸۶، سراج و همکاران، ۱۳۸۹). لذا هدف تحقیق حاضر مقایسه مدل های مختلف با و بدون اثرات مادری در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت وزن بدن در دو سویه سفید و وحشی از بلدرچین ژاپنی بود.

مواد و روش‌ها

در پژوهش حاضر از نتاج ۱۵۰ بلدرچین ژاپنی وحشی (۵۰ نر و ۱۰۰ ماده) و ۱۵۰ بلدرچین ژاپنی سفید (۵۰ نر و ۱۰۰ ماده) در واحد مرکز پرورش بلدرچین واقع در شهرستان آق قلا در استان گلستان استفاده شد. در جمعیت مذکور از دو نوع تلاقی خالص و آمیخته استفاده گردید. تلاقی خالص شامل تلاقی بلدرچین‌های نر و ماده وحشی و همچنین بلدرچین‌های نر و ماده سفید و تلاقی آمیخته شامل آمیزش جنس های نر و ماده بلدرچین های وحشی و سفید با یکدیگر بود. بدین منظور هر پرنده نر با دو پرنده ماده با شماره های مشخص، در قفس‌هایی به ابعاد ۲۵×۲۵×۳۰ سانتیمتر قرار داده شدند. جیره غذایی با استفاده از جداول احتیاجات مواد غذایی طیور (NRC) برای دوره تخمگذاری تنظیم شد. تخم‌های تولیدی بصورت روزانه جمع آوری شدند و پس از ضدعفونی با گاز فرمالدئید، در داخل دستگاه جوجه‌کشی (ستر) قرار گرفتند. تخم‌ها به مدت ۱۴ روز درون ستر با دمای ۳۷/۵ درجه سانتیگراد و رطوبت ۷۰ درصد با چرخش تناوبی ۴۵ درجه به طرفین در هر ۳۰ دقیقه بودند. سپس برای مدت ۳ روز به دستگاه هچری که دارای سینی‌های تقسیم بندی شده بود، منتقل شدند. در مقایسه با ستری، دما در هچری ۰/۵ تا ۱ درجه سانتیگراد کمتر و رطوبت ۵ درصد بیشتر بود.

جوجه‌های بلدرچین پس از خروج از تخم و اطمینان از خشک شدن کامل، به سالن پرورش که از قبل آماده شده بود، انتقال یافتند. با توجه به جثه کوچک بلدرچین در روزهای اول دوره پرورش و برای جلوگیری از تلفاتی که در اثر افتادن در آب بروز می‌کند، از آبخوری‌هایی متناسب با اندازه بدن جوجه‌ها استفاده شد. بدین منظور در هفته اول پرورش از آبخوری‌های پرندگان زینتی استفاده گردید و همراه با رشد بلدرچین‌ها، آبخوری‌های

www.SID.ir

Archive of SID

مخصوص جوجه‌های گوشتی مورد استفاده قرار گرفت. در چند روز اول پرورش برای دسترسی و تسهیل در مصرف خوراک جوجه ها از سینی‌های پلا ستیکی با لبه کوچک استفاده شد و در مراحل بعدی پرورش از دان‌خوری‌های آویز استفاده گردید. در هفته های مختلف دوره پرورش ارتفاع آب‌خوری‌ها و دان‌خوری‌ها با توجه به رشد بلدرچین‌ها تنظیم شد. به منظور دسترسی آزاد بلدرچین‌ها به خوراک در طی شبانه روز چند مرتبه دان به دانخوری‌ها اضافه می‌شد. آبخوری ها نیز روزانه شستشو و آب تازه در اختیار بلدرچین ها قرار می گرفت. در طی ۵ هفته دوره پرورش، آب و خوراک بصورت آزاد در اختیار بلدرچین‌ها قرار گرفت. برای تنظیم خوراک از جداول انجمن ملی تحقیقات NRC و نرم افزار UFFDA استفاده شد. برنامه نوری به صورت پیوسته (۲۴ ساعت روشنایی) و با شدت نوری ۲۰ لوکس بود. درجه حرارت مورد نیاز بلدرچین ها در هفته اول ۳۷ درجه سانتیگراد بود و پس از هفته اول، هر هفته ۳ درجه از آن کاسته می شد، تا اینکه در هفته پنجم به ۲۴ درجه سانتیگراد رسید. در طول دوره پرورش از هیچ واکسن و آنتی‌بیوتیکی استفاده نشد. صفات مورد بررسی شامل وزن بدن در هنگام تولد، ۷، ۱۴، ۲۱، ۲۸ و ۳۵ روزگی بود. وزن کشی در پایان هر هفته پس از حدود ۶ ساعت محدودیت غذایی، با ترازوی دیجیتالی دقت ۰/۰۱ گرم انجام گرفت.

تجزیه و تحلیل آماری صفات مورد مطالعه

با استفاده از نرم‌افزار مینی‌تب- نسخه ۱۴ [1] و آزمون چند دامنه ای دانکن اثر عوامل جنس، نوبت جوجه‌کشی و گروه تلاقی بر صفات وزن بدن در سنین مختلف معنی دار شد. این عوامل به عنوان اثر ثابت در مدل آماری به صورت ذیل استفاده گردید:

$$y_{ijkl} = \mu + S_i + H_j + G_k + e_{ijkl}$$

در این رابطه y_{ijkl} مشاهدات موردنظر، μ میانگین کل، S_i اثر ثابت مربوط به جنس (۱، جنس نر و ۲، جنس ماده)، H_j اثر ثابت نوبت جوجه کشی (۱، ۲ و ۳)، G_k اثر گروه آمیخته (۱، ۲، ۳ و ۴) و e_{ijkl} اثرات باقیمانده بود.

برای بررسی اثر مدل و به منظور دست یافتن به مدل مناسب برای هر یک از صفات وزن بدن، ۶ مدل حیوان مختلف برازش شد (Meyer، ۲۰۰۰). شکل ماتریسی این مدل‌ها به شرح زیر می باشد:

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

$$y = Xb + Z_a a + Z_c c + e \quad \text{(مدل۲)}$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_m m + e \qquad Cov_{am} = 0 \quad \text{(مدل ۳)}$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_m m + e \qquad Cov_{am} \neq 0 \quad \text{(مدل ۴)}$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_c c + Z_m m + e \qquad Cov_{am} = 0 \quad \text{(مدل ۵)}$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_c c + Z_m m + e \qquad Cov_{am} \neq 0 \quad \text{(مدل ۶)}$$

در این روابط، y بردار مشاهدات برای صفت وزن بدن، b بردار اثرات ثابت، a بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثرات محیطی دائمی مادری، X، Z_a، Z_m و Z_c ماتریس های ضرایب که مشاهدات را به ترتیب به اثرات ثابت، اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات تصادفی ژنتیکی افزایشی مادری و اثرات تصادفی محیطی دائمی مادری مربوط می‌کند، e بردار اثرات باقیمانده و Cov_{am} کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری می باشد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و نرم‌افزار ASREML انجام گرفت. معیار همگرایی برای توقف تکرارها 10^{-8} در نظر گرفته شد. برای انتخاب مدل مناسب از آزمون نسبت درستنمایی به صورت ذیل استفاده گردید (Dobson، ۱۹۹۱):

$$\chi^2 = -2(LogL_{M_i} - LogL_{M_j})$$

با استفاده از این رابطه، مقدار حاصل از تفاوت لگاریتم درستنمایی دو مدل ساده و کامل‌تر $(LogL_{M_i} - LogL_{M_j})$، در عدد ۲- ضرب شده و عددی به نام کای مربع (χ^2)محاسبه می‌شود. مقدار عددی به دست آمده در این رابطه با مقدار کای مربع حاصل از جدول مربوطه (برحسب درجه آزادی بدست آمده از تفاضل تعداد اثرات تصادفی دو مدل) مقایسه می‌گردد. در صورتی که عدد حاصل از مقدار جدول کوچک‌تر باشد، تفاوت مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نبوده (P>۰/۰۵) و مدل ساده‌تر به عنوان مدل

[1] MINITAB Release 14, Statistical Software

www.SID.ir

Archive of SID

مناسب‌تر پیشنهاد می‌شود. اگر مقدار کای مربع حاصل از این رابطه، بزرگتر از کای مربع مربوطه در جدول باشد، تفاوت مدل‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار بوده ($P<0/05$) و مدل کامل‌تر به عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود.

نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات وزن بدن در سنین مختلف در جدول ۱ نشان داده شده است. متوسط وزن بدن در هنگام تولد و هفته های اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم (۱، ۷، ۱۴، ۲۱، ۲۸ و ۳۵ روزگی) به ترتیب ۸/۹۵، ۳۰/۷۱، ۶۹/۷۱، ۱۲۲/۸۸، ۱۷۴/۱۲ و ۲۱۰/۴۲ گرم بدست آمد که بالاتر از میانگین‌های گزارش شده در تحقیقات انجام شده توسط ساتسی وهمکاران (۲۰۰۶) و ولی و همکاران (۲۰۰۵) و در دامنه گزارشات نارینس و همکاران (۲۰۱۰)، ورکوهی و همکاران (۲۰۱۰) و لطفی و همکاران (۱۳۹۲) بود. تفاوت‌های موجود در میانگین صفات در مطالعات مختلف به عواملی نظیر شرایط پرورش، تغذیه، نژاد، سن گله و ساختار ژنتیکی پرندگان مربوط می‌شود. کمترین و بیشترین ضریب تغییرات به ترتیب مربوط به وزن ۳۵ روزگی و ۷ روزگی بود.

جدول ۱: آمار توصیفی وزن بدن در سنین مختلف

صفت	تعداد	میانگین (گرم)	خطای معیار (گرم)	ضریب تغییرات (درصد)
وزن تولد	۱۱۶۱	۸/۹۵	۱/۱۱	۱۲/۴۰
وزن ۷ روزگی	۱۱۲۵	۳۰/۸۱	۷/۸۲	۲۵/۳۸
وزن ۱۴ روزگی	۹۴۹	۶۹/۷۱	۱۴/۶۷	۲۱/۰۴
وزن ۲۱ روزگی	۱۰۱۲	۱۲۲/۸۸	۲۱/۱۲	۱۷/۱۸
وزن ۲۸ روزگی	۱۰۶۴	۱۷۴/۱۲	۲۴/۸۴	۱۴/۲۷
وزن ۳۵ روزگی	۹۶۰	۲۱۰/۴۲	۲۵/۷۱	۱۲/۲۱

میانگی ن حداقل مربعات وزن بدن در سنین مختلف در دو جنس، گروه های تلاقی و نوبت های جوجه کشی در جدول ۲ ارائه شده است. وزن بدن در تمام سنین اندازه‌گیری شده، بین دو جنس نر و ماده تفاوت معنی‌داری را نشان دادند (جدول ۲). وزن بدن در ماده‌ها به طور معنی‌داری ($P<0/05$) بیشتر از نرها بود. در مطالعه ای مشابه به منظور مقایسه صفات وزن لاشه و ترکیبات آن در دو سویه از بلدرچین ژاپنی، وزن لاشه و وزن سینه در بلدرچین های ماده بیشتر از نر بود. تفاوت معنی داری در وزن اندام های داخلی و همچنین وزن کل دستگاه گوارش بین دو جنس نر و ماده مختلف دیده نشد (هاشمی‌راد و همکاران، ۱۳۹۶). سلیم و همکاران (۲۰۰۶) نیز کیفیت لاشه بیشتر و ضریب تبدیل غذایی کمتر را در بلدرچین های ماده نسبت به نرها گزارش کردند ($P<0/01$). در مطالعه ای که توسط پورترابی و همکاران (۲۰۱۷) به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی اجزای لاشه در دو سویه از بلدرچین ژاپنی انجام شد، اثر جنسیت پرنده بر کلیه صفات (به استثنای درصد ران) از لحاظ آماری معنی دار و میانگین وزن بدن و صفات لاشه در پرنده های ماده در مقایسه با پرنده های نر بیشتر بود ($P<0/01$).

گروه تلاقی بر صفات وزن بدن در تمام سنین اثر معنی داری داشت ($P<0/05$) و نتاج حاصل از تلاقی والدین نر و ماده بلدرچین وحشی وزن بیشتری را در همه سنین نشان دادند. همچنین گروه چهارم که حاصل آمیزش نر سفید و ماده سفید بود، کمترین وزن را در تمام سنین نشان داد. در یک تحقیق به منظور مقایسه صفات لاشه و ترکیبات آن در گروه های تلاقی مختلف بلدرچین ژاپنی سفید و وحشی، بیشترین و کمترین وزن لاشه و سینه به

www.SID.ir

Archive of SID

ترتیب در نتاج حاصل از تلاقی نر و ماده وحشی و نتاج حاصل از تلاقی نر و ماده سفید بود. این نتایج نشان داد که نتاج حاصل از تلاقی بلدرچین های نر و ماده وحشی، وزن لاشه بیشتری نسبت به نتاج حاصل از بلدرچین های نر و ماده سفید دارند (هاشمی راد، ۱۳۹۶). در مطالعه ای دیگر نیز که به منظور مقایسه سه سویه بلدرچین ژاپنی انجام شد، میانگین وزن بدن در سنین ۱۴، ۲۸ و ۴۲ روزگی در بلدرچین وحشی نسبت به بلدرچین سفید بیشتر بود (Shokoohmand و همکاران، ۲۰۰۷). در پژوهش چراتی و اسماعیل زاده (۲۰۱۳)، اثر آمیخته‌گری دو سویه بلدرچین ژاپنی (وحشی و سفید) بر کیفیت لاشه نتاج بررسی شد و نتاج حاصل از آمیخته‌گری، وزن لاشه و وزن قبل از کشتار بیشتری را نسبت به لاین های خالص والدین سفید و وحشی نشان دادند. این نتایج در تضاد با نتایج تحقیق حاضر بود که نتاج خالص حاصل از تلاقی والدین نر و ماده وحشی، وزن بدن بیشتری را در تمام سنین نسبت به سایر تلاقی ها نشان دادند. ولی و همکاران (۲۰۰۵) نیز در مطالعه ای به منظور مقایسه دو سویه بلدرچین، اثر سویه را بر وزن لاشه و وزن سینه معنی‌دار گزارش کردند ($P<0/01$). اثر نوبت جوجه‌کشی بر صفات وزن بدن از ۷ روزگی تا ۳۵ روزگی معنی‌دار بود ($P<0/01$) و بلدرچین‌های حاصل از نوبت جوجه کشی ۳ وزن بیشتری را در این سنین نشان دادند.

جدول ۲: میانگین حداقل مربعات وزن بدن در سنین مختلف در دو جنس، گروه های تلاقی و نوبت‌های جوجه کشی

		وزن بدن				
		تولد	۷روزگی	۱۴روزگی	۲۱روزگی	۲۸روزگی	۳۵روزگی
جنس	نر	۸/۳۵ ^{b} ± ۰/۰۳	۳۲/۲۰ ^{b} ± ۰/۴۰	۷۰/۶۴ ^{b} ± ۰/۸۴	۱۲۱/۰ ^{b} ± ۱/۲۵	۱۷۱/۷ ^{b} ± ۱/۵۴	۲۰۰/۱ ^{b} ± ۱/۶۱
	ماده	۸/۴۳ ^{a} ± ۰/۰۳	۳۲/۹۴ ^{a} ± ۰/۳۳	۷۳/۵۱ ^{a} ± ۰/۷۰	۱۲۵/۷ ^{a} ± ۱/۰۴	۱۷۸/۲ ^{a} ± ۱/۲۸	۲۰۸/۴ ^{a} ± ۱/۳۴
گروه تلاقی*	۱	۹/۸۴ ^{a} ± ۰/۰۳	۳۵/۱۹ ^{a} ± ۰/۳۲	۷۷/۱۶ ^{a} ± ۰/۶۷	۱۳۱/۹ ^{a} ± ۱/۰۰	۱۸۵/۵ ^{a} ± ۱/۲۳	۲۱۶/۳ ^{a} ± ۱/۲۹
	۲	۸/۴۶ ^{b} ± ۰/۰۴	۳۲/۳۲ ^{b} ± ۰/۴۵	۷۰/۹۱ ^{b} ± ۰/۹۵	۱۲۲/۰ ^{b} ± ۱/۴۲	۱۷۳/۷ ^{b} ± ۱/۷۴	۲۰۴/۲ ^{b} ± ۱/۸۲
	۳	۷/۸۳ ^{c} ± ۰/۰۶	۳۲/۴۰ ^{b} ± ۰/۶۶	۷۱/۸۲ ^{c} ± ۱/۴۰	۱۲۱/۶ ^{c} ± ۲/۰۸	۱۷۲/۲ ^{c} ± ۲/۵۵	۲۰۰/۴ ^{c} ± ۲/۶۷
	۴	۷/۴۳ ^{d} ± ۰/۰۵	۳۰/۳۷ ^{c} ± ۰/۵۹	۶۸/۴۰ ^{d} ± ۱/۲۴	۱۱۷/۷ ^{d} ± ۱/۸۵	۱۶۸/۴ ^{d} ± ۲/۲۶	۱۹۶/۰ ^{d} ± ۲/۳۷
نوبت جوجه‌کشی	۱	۸/۲۸ ^{a} ± ۰/۰۴	۲۹/۶۴ ^{b} ± ۰/۴۵	۶۶/۸۹ ^{b} ± ۰/۹۵	۱۲۱/۴ ^{b} ± ۱/۴۲	۱۷۵/۸ ^{b} ± ۱/۷۴	۲۰۳/۹ ^{b} ± ۱/۸۲
	۲	۸/۲۲ ^{a} ± ۰/۰۳	۲۴/۱۱ ^{c} ± ۰/۳۳	۶۰/۵۳ ^{c} ± ۰/۷۱	۱۰۹/۶ ^{c} ± ۱/۰۶	۱۶۵/۰ ^{c} ± ۱/۳۰	۲۰۵/۷ ^{c} ± ۱/۳۶
	۳	۸/۲۷ ^{a} ± ۰/۰۴	۳۱/۳۰ ^{a} ± ۰/۴۹	۷۳/۰۴ ^{a} ± ۱/۰۵	۱۲۸/۲ ^{a} ± ۱/۵۶	۱۸۲/۷ ^{a} ± ۱/۹۱	۲۱۲/۴ ^{a} ± ۲/۰۱

– حروف غیر مشترک در هر ردیف نشانگر تفاوت آماری در سطح ۵٪ می باشد.

* گروه تلاقی ۱ نتاج حاصل از تلاقی نر وحشی × ماده وحشی، گروه تلاقی ۲ نتاج حاصل از تلاقی نر سفید × ماده وحشی، گروه تلاقی ۳ نتاج حاصل از ماده سفید × نر وحشی و گروه تلاقی ۴ نتاج حاصل از تلاقی نر سفید × ماده سفید

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت وزن بدن در سنین مختلف همراه با لگ اریتم درستنمایی هر مدل حیوان در جدول ۳ ارائه شده است. وراثت‌پذیری مستقیم وزن بدن در هنگام تولد بر اساس مدل ۱، ۰/۶۸ برآورد گردید. منظور نمودن اثر تصادفی محیطی دائمی مادر (مدل۲) و اثر ژنتیکی افزایشی مادری (مدل ۳) سبب افزایش لگاریتم درستنمایی ($P<0/01$) و کاهش معنی دار وراثت پذیری مستقیم نسبت به مدل ۱ شد. بر اساس این مدل‌ها نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی (c^2) و وراثت‌پذیری مادری (h^2_m) به ترتیب ۰/۳۹ و ۰/۴۸ برآورد گردید. با در نظر گرفتن کواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (مدل ۴)، تغییر معنی‌داری در لگاریتم درستنمایی ایجاد نشد. همچنین در نظر گرفتن توأم آثار ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری، بدون و با برازش کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (به ترتیب مدل‌های ۵ و ۶) نتوانست تغییر

www.SID.ir

Archive of SID

معنی‌داری در لگاریتم درستنمایی این مدل‌ها نسبت به مدل‌های قبلی ایجاد کند. با این حال چون در مدل‌های ۲ و ۳، آثار ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری عوامل تاثیرگذار روی وزن تولد بودند و حذف هریک از این عوامل باعث برآورد بالاتر واریانس ژنتیکی مستقیم و درنتیجه وراثت پذیری مستقیم گردید، بنابراین مدل ۵ مدل مناسب برای ارزیابی وزن هنگام تولد در نظر گرفته شد. براساس این مدل وراثت‌پذیری‌های مستقیم و مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی به ترتیب ۰/۰۱±۰/۱۳، ۰/۰۱±۰/۴۸ و ۰/۰۱±۰/۰۶ برآورد گردید. هرچند در تحقیقات دیگر نیز وراثت پذیری مادری برای صفت وزن بدن در هنگام تولد بالاتر از وراثت پذیری مستقیم گزارش شده، اما عدم وجود ماتریس خویشاوندی به خصوص اطلاعات پدرها نیز می تواند در برآورد بالای وراثت پذیری مادری موثر باشد (شیری و همکاران، ۱۳۹۷).

وراثت پذیری مستقیم برای صفات وزن بدن در سنین ۷، ۱۴، ۲۱، ۲۸ و ۳۵ روزگی و براساس مدل ۱ ، تقریباً مشابه بود و دامنه ای از ۰/۲۹ تا ۰/۳۹ داشت. قرار دادن آثار محیطی مادری (مدل ۲) و ژنتیکی افزایشی مادری (مدل ۳) در مدل ۱ و نیز برازش توأم اثر محیطی و ژنتیکی افزایشی مادری، بدون و با در نظر گرفتن کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (به ترتیب مدل های ۵ و ۶) نتوانست تغییر معنی داری در لگاریتم درستنمایی این مدل ها نسبت به مدل های پیشین ایجاد کند. لذا در پژوهش حاضر مدل ۱ به عنوان مدل مناسب برای کلیه صفات مرتبط با وزن بدن بلدرچین (بجز وزن تولد) پیشنهاد شد. این مطلب می تواند به این معنی باشد که اثرات مادری تنها روی وزن یکروزگی پرندگان مورد مطالعه تأثیر معنی‌داری داشته و با افزایش سن، اثر آنها کاهش یافت و سهم اصلی در بروز صفات مرتبط با وزن بر عهده ژن های خود پرنده بوده است. این موضوع می‌تواند با افزایش تعداد نسل و تشکیل ماتریس خویشاوندی به طور دقیق تری مورد بررسی قرار گیرد.

برآورد بالاتر وراثت‌پذیری مادری وزن تولد جوجه‌ها نسبت به وراثت پذیری مستقیم این صفت به اثر عوامل مادری موثر بر وزن تخم پرندگان ربط داده شده است (Cherry و همکاران، ۱۹۷۸؛ Hartmann و همکاران، ۲۰۰۰ و Hartmann و همکاران، ۲۰۰۳). بطوریکه وزن جوجه یک‌روزه ۶۴ تا ۷۰ درصد وزن تخم حاصل از آن (Moran، ۱۹۹۰)، و وزن تخم نیز به ژنوتیپ پرنده، سن و دوره تخمگذاری، وزن بدن، سن و وزن بلوغ جنسی، رژیم نوری و شیوه پرورش ارتباط دارد. این عوامل با اثراتی که بر ترکیبات تخم‌مرغ از قبیل اندازه و وزن زرده، اندازه و وزن آلبومین، وزن و ضخامت پوسته می‌گذارند، بر وزن تخم مؤثر می‌باشند (Cherry و همکاران، ۱۹۷۸).

منابع مختلف نیز همبستگی فنوتیپی مثبت و بالا بین وزن تخم با وزن جوجه یکروزه (Rodda و همکاران، ۱۹۷۷؛ Hartmann و همکاران، ۲۰۰۰ و Narushin and Romanor، ۲۰۰۲) را به آثار مادری ربط داده‌اند. زیرا اثر عوامل مادری به هر گونه تأثیر والد ماده در بروز فنوتیپ نتاج خود تعریف می‌شود. این اثر شامل مؤلفه های ژنتیکی و محیطی بوده که می توانند از طریق تأثیر مادر قبل و یا بعد از تولد بر نتاج اعمال شوند. در پستانداران، محیط رحمی، تولید شیر و مراقبت‌های والدین از نتاج (Willham، ۱۹۸۰) و در پرندگان خصوصیات تخم مانند وزن زرده، وزن آلبومین، کیفیت پوسته و آنتی‌بادی‌های مادری (Odeh و همکاران، ۲۰۰۳) جزو مؤلفه‌های آثار مادری می‌باشند. در مطالعه هارتمن و همکاران (۲۰۰۳) بیان شد که آن دسته از ژن‌های مرغ که وزن تخم مرغ، وزن زرده، وزن آلبومین، نسبت زرده به آلبومین و درصد ماده خشک آلبومین را تعیین می کنند، اثر زیادی بر وزن تولد جوجه‌ها دارند، در صورتیکه ژن‌های خود جوجه سهم کوچکی را در تعیین وزن آنها در زمان تولد ایفا می کنند. این عوامل در کنار محیطی که مادر از طریق سن و اندازه محیط رحمی، مقدار مواد مغذی جیره و اثر ژن‌های غیرافزایشی اعمال می‌کند (Peebles and Brake، ۱۹۸۷؛ wilson، ۱۹۹۱ و Land and Kirpatrick، ۱۹۹۰)، تاثیر بسزایی در وزن تخم و وزن جوجه حاصل از آن دارند. به طور مثال افزایش اسیدهای چرب، متیونین و لیزین جیره مرغ مادر، وزن زرده و وزن آلبومین را به طور همزمان افزایش داده و سبب افزایش وزن تخم مرغ و

www.SID.ir

Archive of SID

جوجه‌ها می‌شود (Hartmann و همکاران، ۲۰۰۳).

در مطالعاتی بر روی بلدرچین ژاپنی، اثر عوامل مادری بر صفت وزن یکروزگی جوجه‌ها معنی دار گزارش شده است. به طور مثال ساتسی و همکاران (۲۰۰۶) بیشترین سهم اثرات ژنتیکی مستقیم مادری و محیط دائمی مادری را در وزن تولد (به ترتیب ۰/۷۴ و۰/۲۴) مشاهده کردند. در این تحقیق نیز کاهش تاثیر عوامل ژنتیکی مادری با افزایش سن گزارش شد. سیزر و همکاران (۲۰۰۶) در تحقیقی برای ارزیابی صفات مربوط به وزن بدن، مدل شامل اثرات ژنتیکی مادری و محیط دائمی مادری به همراه برازش کواریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (مدل۶) را برای وزن تولد و وزن هفته اول، مدل شامل اثرات ژنتیکی مادری به همراه کواریانس اثرات ژنتیک ی افزایشی مستقیم و مادری (مدل۴) را برای وزن هفته سوم و مدل فاقد آثار مادری (مدل۱) را برای وزن هفته‌های چهارم تا هنگام بلوغ جنسی پیشنهاد دادند. این پژوهشگران سهم اثرات محیطی دائمی مادری را نسبت به اثرات مستقیم ژنتیکی مادری در وزن تولد بیشتر گزارش کردند. همچنین روند افزایشی در برآورد وراثت پذیری مستقیم و روند کاهشی در برآورد وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی همراه با افزایش سن مشاهده شد. نتایجی مشابه نیز توسط نصیری فومنی و همکاران (۲۰۱۴) در یک جمعیت بلدرچین ژاپنی گزارش گردید. در تحقیق حاضر، با افزایش سن پرنده، روند نزولی در تاثیر عوامل مادری و روند افزایشی در برآورد وراثت‌پذیری مستقیم مشاهده شد. دلیل افزایش وراثت‌پذیری مستقیم همراه با افزایش سن، کاهش در میزان اثر مولفه های مادری و تأثیر ژن های مستقیم خود جوجه بر وزن بدن گزارش شده است (Resende و همکاران، ۲۰۰۵). در مطالعه ای که توسط سراج و همکاران (۱۳۸۹) بر روی وزن جوجه یک روزه در یک لاین تجاری گوشتی و مرغان بومی انجام شد، برازش مدل ساده حیوان بدون منظور کردن سایر آثار تصادفی نظیر اثر ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی مادری موجب شد تا وراثت پذیری مستقیم بیش از حد برآورد شود (دامنه ای از ۰/۴۴ تا ۰/۷۵). در نظر گرفتن آثار مادری به خصوص اثر ژنتیکی افزایشی مادری در تحقیق موردنظر منجر به کاهش برآوردهای وراثت پذیری مستقیم شد که نشان می دهد بخش قابل توجهی از واریانس فنوتیپی مشاهده شده برای وزن تولد جوجه‌ها (دامنه ای از ۱۶ تا ۶۳ درصد) ناشی از اثر ژنتیکی افزایشی مادری است. هر چند در تحقیق حاضر اثر عوامل مادری تنها برای وزن جوجه یکروزه معنی‌دار شد، با این حال تلاش برای بهبود توانایی‌های مادری و دست یابی به پرندگانی با ارزش‌های اصلاحی مادری مناسب برای صفات مرتبط با وزن بدن، می‌تواند زمینه را برای بروز بهتر این صفات فراهم کند.

همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات مربوط به وزن بدن در جدول ۴ ارائه شده است. همبستگی ژنتیکی بالایی (۰/۷۷ تا ۰/۹۸) بین وزن های بدن در سنین مختلف (به جز همبستگی بین وزن تولد و وزن بدن در سنین دیگر) مشاهده شد. همبستگی فنوتیپی برآورد شده بین وزن‌های بدن در هفته‌های مختلف نیز مثبت و از کم تا زیاد متغیر بود. دامنه همبستگی فنوتیپی از ۰/۲۲ (بین اوزان تولد و ۱۴ روزگی) تا ۰/۸۱ (بین وزن بدن در سنین ۱۴ و ۲۱ روزگی) بود. با افزایش فاصله بین سنین مختلف، همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی کاهش یافت. در سایر مطالعات نیز کاهش همبستگی ژنتیکی بین وزن تولد و سایر سنین با افزایش سن گزارش شده است (Akbas و همکاران، ۲۰۰۴؛ Magda و همکاران، ۲۰۱۰؛ Ozsoy and Aktan، ۲۰۱۱). این محققین همبستگی ژنتیکی بین بین وزن‌های بدن در سایر سنین را بالا برآورد کردند که مشابه با نتایج تحقیق حاضر بود. بیشترین میزان همبستگی مربوط به وزن بدن در هفته های پایانی و کمترین میزان همبستگی مربوط به وزن بدن در هنگام تولد با سایر هفته ها می‌باشد (جدول ۴) که با نتایج نصیری فومنی و همکاران (۲۰۱۴) هم‌خوانی داشت. میزان همبستگی ژنتیکی وزن بدن در هفته های متوالی زیاد بوده، ولی با افزایش فاصله بین هفته‌ها، از میزان این همبستگی‌ها کاسته می‌شود. این بدین معنی است که وزن بدن در هفته‌های متوالی توسط ژن‌های نسبتا مشابه کنترل می شود. بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری نمود که انتخاب بر اساس وزن بدن در هفته های آغازین می‌تواند شاخص مناسبی برای افزایش وزن در انتهای دوره باشد. گرچه با

www.SID.ir

Archive of SID

توجه به مشکل بودن تعیین جنسیت بلدرچین در این سنین، بهترین زمان انتخاب می تواند سن ۲۸ روزگی باشد. همچنین با توجه به وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی بالای صفات وزن بدن، امکان افزایش رشد در بلدرچین با استفاده از انتخاب و به‌نژادی وجود دارد.

نتیجه‌گیری کلی

در مطالعه حاضر، مدل شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم به همراه برازش آثار ژنتیکی و محیطی مادری به عنوان مدل مناسب برای ارزیابی پارامترهای ژنتیکی صفت وزن تولد پیشنهاد شد. این نتایج نشان داد که سهم اثرات ژنتیکی افزایشی مادری بر تعیین وزن تولد جوجه‌های بلدرچین بیشتر از ژن‌های خود پرنده بوده و در نتیجه در برنامه‌های اصلاح نژاد که به هدف بهبود صفت وزن تولد بلدرچین صورت می‌گیرد، در نظر گرفتن این اثر در مدل‌های برآورد کننده ارزش اصلاحی پرندگان ضروری به نظر می‌رسد.

برای سایر صفات مرتبط با وزن بدن، مدل ساده که تنها شامل اثر ژنتیکی افزایشی خود پرنده‌ها بود، به‌عنوان مدل مناسب‌تر درنظر گرفته شد. این بدان معنی است که با افزایش سن، اثرات مادری موثر بر وزن بدن جوجه‌های بلدرچین کاهش یافته و سهم اصلی در بروز صفات مرتبط با وزن بر عهده ژن های خود پرنده است.

جدول ۳: برآورد مولفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در پرندگان مورد مطالعه

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_p^2	h_a^2	c^2	h_m^2	r_{am}	LogL
وزن تولد										
۱	۰/۸۴	–	–	–	۱/۲۳	۰/۶۸	–	–	–	−۱۶۱/۹۰
۲	۰/۳۴	۰/۵۲	–	–	۱/۳۳	۰/۲۶	۰/۳۹	–	–	−۱۵۶/۸۹
۳	۰/۲۳	–	۰/۶۲	–	۱/۲۹	۰/۱۸	–	۰/۴۸	–	−۱۵۱/۷۸
۴	۰/۲۲	–	۰/۶۳	−۰/۱۱	۱/۳۵	۰/۱۶	–	۰/۴۷	−۰/۲۹	−۱۵۲/۰۷
۵	**۰/۱۷**	**۰/۰۸**	**۰/٦٤**	**–**	**۱/۳۳**	**۰/۱۳**	**۰/۰٦**	**۰/٤٨**	**–**	**−۱۵۲/٤۲**
۶	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۶۶	−۰/۰۸	۱/۴۰	۰/۱۱	۰/۰۴	۰/۴۷	−۰/۲۵	−۱۵۱/۸۳
وزن هفت روزگی										
۱	**۲۰/٤۸**	**–**	**–**	**–**	**٦۰/۲۳**	**۰/۳٤**	**–**	**–**	**–**	**−۲٥٦۱/۰٤**
۲	۶/۵۵	۵/۹۵	–	–	۵۹/۵۳	۰/۱۱	۰/۱	–	–	−۲۵۶۱/۵۴
۳	۵/۸۵	–	۷/۰۲	–	۵۸/۵۴	۰/۱	–	۰/۱۲	–	−۲۵۶۱/۶۴
۴	۱۵/۸۴	–	۵/۷۰	−۰/۱۹	۶۳/۳۵	۰/۲۵	–	۰/۰۹	−۰/۰۲	−۲۵۶۰/۹۴
۵	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۶۴	–	۶۱/۴۳	۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۰۴	–	−۲۵۶۱/۵۴
۶	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۶۶	−۰/۱۴	۶۲/۴۰	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۰۳	−۰/۴۴	−۲۵۶۰/۰۴
وزن ١٤ روزگی										
۱	**۲۷/۹۰**	**–**	**–**	**–**	**۲۱٤/٥۷**	**۰/۱۳**	**–**	**–**	**–**	**−۲۸۳۷/۸۰**
۲	۳۱/۶۵	۱۸/۹۷	–	–	۲۱۰/۸۱	۰/۱۵	۰/۰۹	–	–	−۲۸۳۹/۶۴
۳	۳۴/۱۵	–	۱۹/۲۱	–	۲۱۳/۴۵	۰/۱۶	–	۰/۰۹	–	−۲۸۳۹/۰۰
۴	۲۹/۷۰	–	۱۴/۸۵	−۱۱/۰۳	۲۱۲/۱۶	۰/۱۴	–	۰/۰۷	−۰/۵۵	−۲۸۳۹/۶۴
۵	۳۱/۶۸	۱۴/۷۸	۴/۲۲	–	۲۱۱/۲۱	۰/۱۵	۰/۰۷	۰/۰۲	–	−۲۸۳۸/۱۹
۶	۲۷/۳۵	۳۹/۹۷	۱/۱۴	−۳/۰۴	۲۱۰/۳۹	۰/۱۳	۰/۱۹	۰/۱۱	−۰/۵۲	−۲۸۳۹/۰۳

www.SID.ir

Archive of SID

وزن ۲۱ روزگی									
۱	**۱۲۵/۵۲**	–	–	–	**۰/۲۹**	**۴۳۲/۸۲**	–	–	–	**-۳۳۶۶/۸۸**
۲	۱۱۶/۱۵	۸/۶۰	–	–	۰/۲۷	۴۳۰/۱۸	۰/۰۲	–	–	-۳۳۶۶/۰۰
۳	۱۱۱/۳۳	–	۱۷/۱۳	–	۰/۲۶	۴۲۸/۱۹	–	۰/۰۴	–	-۳۳۶۵/۹۸
۴	۹۴/۴۱	–	۴/۲۹	-۱۹/۱۵	۰/۲۲	۴۲۹/۱۶	–	۰/۰۱	-۰/۹	-۳۳۶۵/۵۹
۵	۵۹/۵۶	۲۹/۷۸	۴/۲۵	–	۰/۱۴	۴۲۵/۴۵	۰/۰۷	۰/۰۱	–	-۳۳۶۶/۲۱
۶	۱۱۴/۷۲	۳۳/۹۹	۴۲/۴۹	-۷/۰۴	۰/۲۷	۴۲۴/۹۱	۰/۰۸	۰/۱۰	-۰/۱	-۳۳۶۶/۵۹
وزن ۲۸ روزگی									
۱	**۲۱۴/۳۳**	–	–	–	**۰/۳۵**	**۶۱۲/۳۹**	–	–	–	**-۳۵۴۲/۹۷**
۲	۱۵۷/۲۷	۳۲/۷۶	–	–	۰/۲۴	۶۵۵/۳۰	۰/۰۵	–	–	-۳۵۴۱/۷۱
۳	۱۵۶/۰۲	–	۳۲/۵۰	–	۰/۲۴	۶۵۰/۰۸	–	۰/۰۵	–	-۳۵۴۱/۶۱
۴	۹۱/۷۲	–	۱۳/۰۳	-۲۲/۴۷	۰/۱۴	۶۵۵/۱۶	–	۰/۰۲	-۰/۶۵	-۳۵۴۱/۰۷
۵	۱۳۶/۹۴	۴۵/۶۴	۶/۵۲	–	۰/۲۱	۶۵۲/۱۴	۰/۰۷	۰/۰۱	–	-۳۵۴۰/۷۱
۶	۱۱۸/۸۳	۳۹/۶۱	۷۹/۲۲	-۵۳/۳۶	۰/۱۸	۶۶۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۱۲	-۰/۵۵	-۳۵۴۰/۶۹
وزن ۳۵ روزگی									
۱	**۲۵۶/۲۸**	–	–	–	**۰/۳۹**	**۶۵۷/۱۳**	–	–	–	**-۳۳۹۵/۴۴**
۲	۲۵۶/۰۸	۰۰/۰۰	–	–	۰/۳۹	۶۵۶/۶۳	۰/۰۰	–	–	-۳۳۹۴/۹۴
۳	۲۵۵/۹۹	–	۰۰/۰۰	–	۰/۳۹	۶۵۶/۳۹	–	۰/۰۰	–	-۳۳۹۴/۲۰
۴	۲۱۷/۰۰	–	۳۵/۰۰	-۴۷/۴۸	۰/۳۱	۷۰۰/۰۱	–	۰/۰۵	-۰/۵۵	-۳۳۹۴/۰۷
۵	۲۱۶/۱۱	۴۴/۷۱	۷/۴۵	–	۰/۲۹	۷۴۵/۲۰	۰/۰۶	۰/۰۱	–	-۳۳۹۴/۳۹
۶	۲۲۰/۱۸	۲۸/۹۷	۵۷/۹۴	-۶۷/۷۱	۰/۳۸	۵۷۹/۴۹	۰/۰۵	۰/۱۰	-۰/۶۰	-۳۳۹۳/۹۷

* σ_a^2 واریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_c^2 واریانس اثر محیطی مادری، σ_m^2 واریانس اثر ژنتیکی افزایشی مادری، σ_{am} کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، σ_p^2 واریانس فنوتیپی، h_a^2 وراثت پذیری مستقیم، c^2 نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی، h_m^2 وراثت پذیری مادری، r_{am} همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، و LogL لگاریتم درستنمایی

** مدل مناسب بصورت پررنگ (Bold) نشان داده شده است.

*** دامنه انحراف معیار برای وراثت‌پذیری صفات مختلف بین ۰/۰۰۷ تا ۰/۰۱۱ متغیر بود.

جدول ٤: همبستگی ژنتیکی بالای قطر و همبستگی فنوتیپی پایین قطر به همراه خطای استاندارد برای صفات مربوط به وزن بدن در سنین مختلف

صفت	تولد	۷ روزگی	۱۴ روزگی	۲۱ روزگی	۲۸ روزگی	۳۵ روزگی
تولد	–	۰/۵۲±۰/۱۰	۰/۳۶±۰/۱۲	۰/۳۵±۰/۱۲	۰/۴۴±۰/۱۱	۰/۳۰±۰/۱۰
۷ روزگی	۰/۳۲±۰/۰۳	–	۰/۹۱±۰/۰۴	۰/۸۳±۰/۰۳	۰/۷۷±۰/۰۷	۰/۶۳±۰/۰۹
۱۴ روزگی	۰/۲۲±۰/۰۲	۰/۷۴±۰/۰۲	–	۰/۹۴±۰/۰۳	۰/۹±۰/۰۳	۰/۸±۰/۰۷
۲۱ روزگی	۰/۳۲±۰/۰۲	۰/۶۶±۰/۰۲	۰/۸۱±۰/۰۱	–	۰/۹۸±۰/۰۲	۰/۹۲±۰/۰۴
۲۸ روزگی	۰/۳۱±۰/۰۲	۰/۵۸±۰/۰۲	۰/۷۳±۰/۰۲	۰/۷۲±۰/۰۱	–	۰/۹۵±۰/۰۴
۳۵ روزگی	۰/۲۲±۰/۰۴	۰/۵۷±۰/۰۲	۰/۵۹±۰/۰۲	۰/۶۹±۰/۰۲	۰/۷۹±۰/۰۱	–

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

سراج، ا.، واعظ ترشیزی، ر. و پاکدل، ع. (۱۳۸۹). تاثیر برازش مدل های مختلف حیوانی بر برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن جوجه یک روزه. *علوم دامی ایران (علوم کشاورزی ایران)*. ۴۱ (۴): ۳۶۳- ۳۷۱.

سراج، ا.، واعظ ترشیزی، ر. و نجاتی جوارمی، ا. (۱۳۸۶). بررسی اثر عوامل مادری بر صفات تولید و تولید مثل مرغان بومی استان مازندران. *علوم کشاورزی ایران*. ۳۸ (۴): ۵۳۵-۵۴۲.

شیری، س. الف.، عباسی، م.ع. و ساقی، د.ع. (۱۳۹۷). بررسی اثر نواقص شجره‌ای و ساختار ماتریس خویشاوندی در برآورد پارامترهای ژنتیکی و ارزش ارثی صفات اقتصادی گوسفند قره گل. طرح پژوهشی خاتمه یافته. موسسه تحقیقات علوم دامی کشور، کرج، ایران.

هاشمی راد، م.، فرزین، ن. و سراج، ا. (۱۳۹۶). برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن بدن و خصوصیات لاشه در دو سویه از بلدرچین ژاپنی. *پژوهش‌های تولیدات دامی*. ۸ (۱۷): ۱۶۶-۱۷۴.

Aggrey, S. E., Ankra-Badu, G. A. and Marks, H. L. (2003). Effect of Long-term divergent selection on growth characteristics in Japanese quail. *Poultry Science*. 82: 538–542.

Aggrey, S. E. and Cheng, K. M. (1994). Animal model analysis of genetic (co)variances for growth traits in Japanese quail. *Poultry Science*. 73:1822-1828.

Akbas, Y., Takma, C. and E. Yayla, E. (2004). Genetic parameters for quail body weights using a random regression model. *South African Journal of Animal Science*. 34 (2): 104- 109.

Charati, H. and Esmailizadeh, A. K. (2013). Carcass traits and physical characteristics of eggs in Japanese quail as affected by genotype, sex and hatch. *Journal of Livestock Science and Technologies*. 1 (2): 57-62.

Cherry, J.A., Ghitelman, M.Z. and Siegel, P.B. (1978). The relationship between diet and dwarfism in diverse genetic background on egg parameters. Poultry Science: 57: 171– 179.

Dobson, A. J. (1991). *An Introduction to Generalized Linear Models*. Chapman and Hall. London, UK. 47pp.

Daikwo, S. I., Momoh, O. M. and Dim, N. I. (2013). Heritability Estimates of, Genetic and Phenotypic Correlations among Some Selected Carcass Traits of Japanese Quail (*Coturnix coturnix japonica*) Raised in a Sub-humid Climate. *Journal of Biology, Agriculture and Healthcare*. 3 (5): 60-66.

Falconer, D. S. and Mackay, T. F. C. (1996). *Introduction to quantitative genetics*. 4th. London, Longman. 465 pp.

Hartmann, C., Strandberg, E., Rydhmer, L. and Johansson, K. (2002). Genetic relations between reproduction, chick weight and maternal egg composition in a White Leghorn line. Animal Science, 52: 91– 101.

Hartmann, C., K. 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.

Khaldari, M., Pakdel, A., Mehrabani Yegane, H., Nejati Javaremi, A. and Berg, P. (2010). Response to selection and genetic parameters of body and carcass weights in Japanese quail selected for 4-week body weight. *Poultry Science*. 89 :1834–1841.

Land, R. and Kirpatrick, M., (1990). Selection response in traits with maternal inheritance. Genetic Research, 55: 189– 197.

Lotfi, E., Zerehdaran, S. and Ahani Azari, M. (2012). Direct and maternal genetic effects of body weight traits in Japanese quail (*Coturnix coturnix japonica*). *Archiv für Geflügelkunde*. 76 (3): 150–154.

Lotfi, E., Zerehdaran, S. and Ahani Azari, M. 2012. Study of fixed effects on some productive and reproductive characteristics in Japanese quail. *Animal Science Researches*. 23 (1): 73-84.

Magda, I. A., Samaha., M. M, Sharaf, and Hemeda, Sh. A. (2010). Phenotypic and genetic estimates of some productive and reproductive traits in Japanese quails. Egypt. *Poultry Science*. 30 (III): 875-892.

Meyer, k., (2000). DF REML version 3.0 program to estimate variance components by restricted maximum likelihood using derivative– free algorithm. User s notes. Animal genetics and breeding unit. Univ. New England, Armidable, NSW, Australia. 84 pp.

www.SID.ir

Archive of SID

Moran, E.T. (1990) Effects of weight, glucose administration at hatch, and delayed access to feed and water on the Poultry an 2 weeks of age. Poultry Science, 69: 1718– 1723.

Narinc, D., Aksoy, T. and Kraman, E. (2010). Genetic parameters of growth curve parameters and weekly body weights in Japanese quail (*Coturnix coturnix japonica*). *Journal of Animal and Veterinary Advance*. 3:501-507.

Narushin, V.G. and Romanor, M.N. (2002). Egg physical characteristics and hatchability. Word Poultry Science Association.

Nasiri Foomani, N., Zerehdaran, S., Ahani Azari, M. and Lotfi, E. (2014). Genetic parameters for feed efficiency and body weight traits in Japanese quail. *British Poultry Science*, 55 (3): 298-304.

Odeh, F.M., Cadd. G.G., and Satterlee, D.G. (2003). Genetic characterization of stress responsiveess in Japanese quail. 2. analyses of maternal effects, additive sex linkage effects, heterosis, and heritability by diallel crosses. Poultry Science, 82: 31– 35.

Ozsoy, A. N., and Aktan, S. (2011). Estimation of genetic parameters for body weights and egg weight trats in Japanese quails. *Terend in Animal and Veterinary Science Journal*. 2: 17-20.

Peebles. E.D. and Brake. J. (1987). Egg shell quality and hatchability in broiler breeder eggs. Poultry Science, 66: 595– 604.

Pourtorabi, E., Farzin, N. and Seraj, A. (2017). Effects of genetic and non-genetic factors on body weight and carcass related traits in two strains of Japanese quails. *Poultry Science Journal*. 5 (1): 17-24.

Punya Kumari, B., Ramesh Gupta, B., Rajasekhar Reddy, A. (2008). Genetic and non-genetic factors affecting the carcass characteristics of Japanese quails (*Coturnix Coturnix Japonica*). *Indian Journal of Animal Research*. 42 (4): 248-252.

Raji, A. O., Girgiri, A. Y., Alade, N. K., Jauro, S. A. (2015). Characteristic and proximate composition of Japanese quail (*Coturnix Japonica*) carcass in a semi arid area of Nigeria. *Trakia Journal of Sciences*. 13(2):159-166.

Resende, R. O., Martins, E. N., Georg, P. C., Paiva, E., Conti, A. C. M., Santos, A. l., Sakaguti, E. S. and Murakami, A. E. (2005). Variance components for body weight in Japanese quails *(*Coturnix japonica*)*. *Brazilian Journal of Poultry Science*. 7: 23-25.

Rodda, D.D., Friars, G.W., Garora, J.S. and Merrit E.S. (1977). Genetic parameter estimates and strain comparisons of egg compositional traits. Breeding Poultry Science: 18: 459– 473.

Saatci, M., Omed, H. and Dewi, I. A. (2006). Genetic parameters from univariate and bivariate analyses of egg and weight traits in Japanese quail. *Poultry Science*. 85:185–190.

Selim, K., Ibarhim, S., Ozge, Y. (2006). Effect of separate and mixed rearing according to sex on tattering performance and carcass characteristics in Japanese quails (*Coturnix coturnix Japonica*). *Archiv Tierzucht Dummerstort*. 49, 607-614.

Shokoohmand, M., Kashan, N. E. J., and Emamimaybody, M. A. (2007). Estimation of heritability and genetic correlations of body weight in different ages for three strains of Japanese quail. *International Journal of Agricultural Biology*. 9:945–947.

Silva, L. P., Jeferson, C. R., Crispim, A. C., Silva, F.G., Bonafe, C. M., Silva, F. F., Torres, R. A. (2013). Genetic parameters of body weight and egg traits in meat-type quail. *Livestock Science.* 153: 27–32.

Vali, N., Edriss, M. A., and Rahmani. H. R. (2005). Genetic parameters of body and some carcass traits in two quail strains. *International Journal of Poultry Science*. 4:296–300.

Varkoohi, S., Pakdel, A., Moradi Shahr Babak, M., Nejati Javaremi, A., Kause, A., and Zaghari, M. (2010). Genetic parameters for feed utilization traits in Japanese quail. *Poultry Science*. 90:42–47.

Willham, R.L. (1980). Problems in estimating maternal effects. Livestock Production Science, 7: 405– 418.

Wilson, H.R. (1991). Interrelationship of egg size, chick size, post hatch growth and hatchability. World's Poultry Science Journal. 47: 5– 20.

www.SID.ir