



## ارزیابی ژنتیکی فراسنجه‌های منحنی تولید تخم و ارتباط آنها با برخی صفات اقتصادی در بلدرچین

جواد میری<sup>۱</sup>، محمد رکوعی<sup>۲</sup>، علی مقصودی<sup>۳</sup> و هادی فرجی آروق<sup>۴</sup>

۱ و ۳- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد و استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل  
۲- دانشیار، گروه علوم دامی و بیوانفورماتیک، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، (نویسنده مسوول: rokouei@uoz.ac.ir)  
۴- استادیار، پژوهشکده دام‌های خاص، دانشگاه زابل  
تاریخ دریافت: ۹۷/۱۰/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۲۹  
صفحه: ۱۱۲ تا ۱۱۹

### چکیده

هدف از این تحقیق، پیش‌بینی مؤلفه‌های واریانس- کواریانس فراسنجه‌های منحنی تولید تخم و همبستگی ژنتیکی آنها با برخی صفات اقتصادی با استفاده از مناسب‌ترین تابع توصیف‌کننده منحنی تولید تخم در سویه وحشی بلدرچین بود. بدین منظور رکوردهای روزانه تولید تخم در طول بیست هفته اول برای برازش منحنی مورد استفاده قرار گرفت. پنج تابع لجستیک غیرخطی، گامای ناقص (وود)، جزءبه‌جزء، گامای تصحیح‌شده و لجستیک نلدر توسط برنامه کامپیوتری R برازش شده و تابع مناسب با استفاده از معیارهای برازش نکویی تعیین شد. بعد از انتخاب مناسب‌ترین تابع، پارامتر منحنی تولید تخم برای هر یک از بلدرچین‌ها محاسبه شده و همبستگی ژنتیکی آنها با سن و وزن بلوغ، تعداد تخم، مجموع و میانگین تخم تولیدی در طول ۲۰ هفته اول برآورد شد. همبستگی ژنتیکی بین صفات با استفاده از مدل حیوانی دو صفتی و روش نمونه‌گیری گیبس توسط نرم‌افزار Gibbs3f90 محاسبه شد. براساس معیارهای برازش نکویی، تابع گامای تصحیح‌شده مناسب‌ترین تابع توصیف‌کننده تولید تخم در بلدرچین بود. برآورد وراثت‌پذیری برای نرخ کاهشی تولید نسبت به نرخ افزایشی تولید بالاتر بوده (۰/۲۳۱) در مقایسه با (۰/۱۴۸) و وراثت‌پذیری وزن بلوغ بالاتر از سن بلوغ بدست آمد. همچنین در بین صفات تولیدی مورد بررسی، وراثت‌پذیری تعداد تخم بالاتر از مجموع و میانگین وزن تخم برآورد شد. بالاترین و پایین‌ترین همبستگی ژنتیکی به ترتیب بین نرخ کاهشی و افزایشی تولید (۰/۷۶۴-) و نرخ افزایشی تولید با وزن بلوغ (۰/۳۱-) بدست آمد. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که مجموع و میانگین وزن تخم و سن بلوغ می‌تواند جهت بهبود پارامترهای منحنی تولید تخم در هدف انتخابی سویه وحشی مورد توجه قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: تولید تخم، سن بلوغ جنسی، لجستیک غیرخطی، پارامتر منحنی تخم

### مقدمه

امروزه صنعت طیور نقش قابل توجهی را در زنجیره غذایی بر عهده داشته و محصولات آن در تامین نیاز پروتئینی انسان سهم به‌سزایی دارند (۱۱). بلدرچین از جمله پرندگان دو منظوره است که تولید تخم و گوشت قابل توجهی دارد. یکی از منابع مهم تامین پروتئین حیوانی برای مردم جهان، تخم مرغ است که نسبت به سایر محصولات دامی دارای مزایایی مانند پایین بودن هزینه تولید، نگهداری آسان، قابلیت هضم بالا، داشتن متعادل‌ترین پروتئین‌ها و انواع اسیدآمین‌ها است (۲۵). پروتئین حیوانی به سبب تامین اسیدآمین‌های ضروری از کیفیت بالایی برخوردارند. در صورتیکه پروتئین‌های گیاهی حداقل از یک یا چند اسیدآمین ضروری فقیر می‌باشند. البته شاید بتوان این نقص را با ترکیب دو یا چند منبع پروتئین گیاهی تامین کرد (۳۰).

بلدرچین ژاپنی با وجود داشتن اندازه کوچک نقش مهمی در تولید پروتئین حیوانی دارد که به خاطر ظرفیت بالای آن برای تولید گوشت و تخم است (۱۷). تولید تخم در پرندگان در طول دوره تخم‌گذاری از یک منحنی مشخص پیروی می‌کند و این منحنی در بیشتر مواقع دارای ۳ بخش مجزا می‌باشد که شامل افزایش تولید بعد شروع تخم‌گذاری تا رسیدن به اوج تولید، اوج تولید و کاهش تدریجی تولید تا پایان تخم‌گذاری است. توصیف نموداری رابطه بین تعداد تخم در واحد زمان توسط منحنی‌های تولید تخم انجام می‌شود. این منحنی نشان‌دهنده کارایی بیولوژیکی یک مرغ است و

می‌تواند وسیله‌ای برای انتخاب و مدیریت تغذیه در ماکبان تخم‌گذار باشد (۶).

استفاده دقیق از توابع ریاضی جهت توصیف منحنی تولید تخم، متناسب با منحنی تولید تخم برای طرح‌های اقتصادی پرندگان ضروری می‌باشد و اهمیت زیادی در پیش‌بینی میزان تولید سالانه تخم، پیش‌بینی میزان و ترکیبات جیره و یا هر برنامه دیگر به‌منظور تسهیل انتخاب پرندگان مولد دارد (۲). پیش‌بینی تولیدات آینده پرندگان با استفاده از رکوردهای ناقص با استفاده از منحنی انفرادی تولید تخم امکان‌پذیر بوده و همچنین، با مقایسه منحنی‌های پیش‌بینی‌کننده با تولید واقعی می‌توان انحراف عملکرد گله را از استانداردهای تولید مشخص کرد. توصیف ژنتیکی منحنی تولید تخم می‌تواند در تعیین راهبردهای انتخاب به منظور تغییر شکل منحنی مورد استفاده قرار گیرد (۹).

در مطالعات مختلف، توابع زیادی از جمله تابع وود، تابع جزءبه‌جزء، آدامز بل، لجستیک، جزءبه‌جزء، مک‌نالی و گلور جهت توصیف تولید تخم در گونه‌های مختلف پرندگان مورد مطالعه قرار گرفته است (۸، ۱۲، ۲۶، ۳۳). از آنجایی که الگوهای متفاوتی از منحنی تولید تخم وجود دارد. بنابراین، تصمیم‌گیری درباره این مدل‌ها کار آسانی نیست. مدل‌سازی دقیق گونه‌های تجاری در مراحل مختلف تولید ممکن است منجر به فهم بهتری از رفتارهای تولید تخم در تغییر شرایط و یا شرایط جدید شود. این مدل‌ها به‌نوبه خود باعث کارآمدی بهتر خوراک، بالانس مواد مغذی دریافتی، بهبود شرایط

$$\begin{aligned} Y_t &= a(t^b)(e^{-ct}) & \text{تابع گامای ناقص (۳۲)} \\ Y_t &= a(1 - e^{-b(t-d)})e^{-ct} & \text{تابع جزء به جزء (۱۳)} \\ Y_t &= at^b e^{(-ct+dt^{1/2})} & \text{تابع گامای تصحیح شده (۱۴)} \\ Y_t &= a(e^{-ct})/(1 + e^{-h(t-d)}) & \text{تابع لجستیک غیر خطی (۳۳)} \\ Y_t &= a[1 + e^{(-dt)}]^{-b} e^{-ct} & \text{تابع لجستیک نلدر (۱۸)} \end{aligned}$$

در توابع بالا،  $Y_t$ : تولید تخم در زمان  $t$ ،  $b$  و  $c$  به ترتیب پارامترهای مرتبط با نرخ افزایشی و کاهش تولید می‌باشند. در توابع گامای ناقص و تصحیح شده،  $a$  نشان‌دهنده تولید اولیه و در توابع دیگر حداکثر توان تولید تخم را نشان می‌دهد. پارامتر  $h$  مقیاس متقابل تنوع در هفته تولید اولین تخم (بلوغ جنسی) و  $d$  در توابع جزء به جزء، گامای تصحیح شده لجستیک غیرخطی و لجستیک نلدر به ترتیب بیانگر میانگین تولید هفته نخست، ریشه مربعات زمان، میانگین تولید هفته‌گی بلوغ جنسی و ضریب ثابت می‌باشد.

بعد از برازش توابع مورد نظر، توابع با استفاده از شاخص‌های معیار اطلاعات بیزی (BIC)، ضریب آکائیک (AIC) و میانگین مربعات خطا (MSE) مورد مقایسه قرار گرفت و تابع با کمترین مقدار معیارهای برازش نکویی به عنوان تابع مناسب انتخاب شده و پارامترهای تابع مناسب برای تک تک پرندگان محاسبه شد. از بسته آماری nlme (۲۱) جهت برازش توابع مختلف و برآورد پارامترهای و معیارهای نکویی برازش هر تابع و محاسبه پارامترهای تابع برای تک تک پرندگان استفاده شد.

#### برآورد مولفه‌های (کو) واریانس پارامترهای منحنی و همبستگی آنها با صفات اقتصادی:

مولفه‌های واریانس پارامترهای مناسب‌ترین تابع برای ۶۰۳ پرندۀ با استفاده از مدل حیوانی تک صفت بدست آمده و همبستگی ژنتیکی پارامترهای تابع با صفات اقتصادی (سن و وزن بلوغ جنسی، شامل تعداد تخم، مجموع و میانگین وزن تخم تولیدی) با استفاده از تجزیه و تحلیل دو صفت برآورد شد. مدل حیوانی دو صفت مورد استفاده به فرم ماتریسی به صورت زیر بود:

$$y_i = X_i b_i + Z_i a_i + e_i$$

در معادله بالا،  $y_i$  بردار مشاهدات برای آئین صفت،  $b_i$  بردار اثرات ثابت برای آئین صفت (اثر نسل در پنج سطح و اثر هج در سه سطح)،  $a_i$  بردار اثرات افزایشی آئین صفت،  $e_i$  بردار اثرات باقیمانده برای آئین صفت،  $X_i$  و  $Z_i$  ماتریس‌های طرح هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثرات ثابت و افزایشی حیوان نسبت می‌دهند. تعداد ۳۰۰۰۰۰ نمونه با دوره قلق‌گیری ۳۰۰۰ و فاصله نمونه‌گیری ۱۰۰ تولید گردید و بعد از به همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل‌ها، از نمونه‌های تولید شده مولفه (کو) واریانس بدست آمده و همبستگی ژنتیکی صفات برآورد گردید. تجزیه و تحلیل چند صفتی توسط روش نمونه‌گیری گیبس با استفاده از نرم‌افزار Gibbs3f90 (۱۵) و کنترل همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل‌ها توسط Postgibbsf90 (۱۵) با استفاده از الگوریتم جی‌ویک (۷) و اندازه نمونه موثر انجام گرفت.

محیطی و افزایش سود مزرعه می‌شوند (۱).

در برخی مطالعات منحنی تولید تخم در بلدرچین مورد بررسی قرار گرفته و توابع آدامز و بل (۱۷) و تابع ناروشین تاكما ۲ (۲۲) به عنوان توابع مناسب جهت توصیف منحنی تولید تخم گزارش شده است. مطالعات در مورد برآورد پارامترهای ژنتیکی پارامترهای منحنی تولید تخم بسیار کم بوده و در برخی گزارشات، دامنه وراثت‌پذیری برای نرخ کاهش و افزایش تولید در مرغ بین ۰/۰۷ تا ۰/۲۲ گزارش شده است (۲۰). از آنجایی که آگاهی از مؤلفه‌های (کو) واریانس صفات از مراحل نخست در طراحی هر برنامه اصلاح‌نژادی است. محاسبه وراثت‌پذیری، تکرارپذیری، واریانس خطای پیش‌بینی (اعتمادپذیری) و همبستگی‌های ژنتیکی و محیطی نیاز به استفاده از (کو) واریانس‌ها دارد. با آگاهی از پارامترهای صفات می‌توان برنامه‌های اصلاح‌نژاد را ارزیابی کرده و پیشرفت‌های ژنتیکی را پیش‌بینی نمود (۲۷).

از آنجایی که بیشتر تحقیقات انجام شده روی منحنی تولید تخم در پرندگان بر انتخاب بهترین تابع توصیف‌کننده تولید تخم در پرندگان متمرکز شده است، اما روی پارامترهای منحنی توصیف‌کننده تولید تخم مانند نرخ کاهش و افزایش تولید تحقیقی صورت نگرفته است و این پارامترها نقش مهمی در تولید کل تخم در یک دوره می‌توانند داشته باشند. در نظر گرفتن این پارامترها در برنامه‌های اصلاحی نیازمند ارزیابی ژنتیکی این پارامترها و تعیین ارتباط این پارامترها با سایر صفات اقتصادی می‌باشد. بنابراین، این تحقیق با هدف انتخاب مناسب‌ترین تابع توصیف‌کننده منحنی تولید تخم در سوبه وحشی و برآورد وراثت‌پذیری پارامترهای منحنی مناسب و همبستگی ژنتیکی بین پارامترهای منحنی تولید تخم با برخی صفات اقتصادی انجام شد.

#### مواد و روش‌ها

**جمعیت مورد مطالعه:** اطلاعات مورد استفاده در پژوهش حاضر مربوط به رکوردهای روزانه تولید تخم ۴ نسل سوبه وحشی بلدرچین بود که در پژوهشکده دام‌های خاص دانشگاه زابل جمع‌آوری شده بود. در هر نسل، جوجه‌ها پس از خارج شدن از دستگاه جوجه‌کشی توسط سنجاق قفلی شماره بالی زده شده و به صورت گروهی تحت شرایط یکسان پرورش داده شدند. بلدرچین‌ها در ۳۵ روز اول از جیره رشد استفاده کرده و بعد از ۳۵ روزگی و انتقال به قفس‌های انفرادی، از جیره تخم‌گذاری استفاده شد. جیره‌ها براساس نیازمندی‌های غذایی NRC (۱۹) تهیه شده و همراه با آب آزادانه در اختیار بلدرچین‌ها قرار گرفت. بعد از شروع تخم‌گذاری و با گذاشتن اولین تخم، سن و وزن پرندۀ ثبت گردیده و هر روز در ساعت مشخص تا هفته بیستم تخم‌گذاری تخم‌ها جمع‌آوری شده و وزن‌کشی شدند.

**توابع ریاضی استفاده شده در توصیف منحنی تولید تخم:** برای برازش منحنی تولید تخم، پنج تابع لجستیک غیرخطی، گامای ناقص (وود)، جزء به جزء، گامای تصحیح شده و لجستیک نلدر بر روی رکوردهای تخم برازش شدند. معادله کلی توابع مورد استفاده به شرح زیر بودند:

## نتایج و بحث

جدول ۱ پارامترهای برآورد شده و معیارهای برازش نکویی برای توابع مختلف را نشان می‌دهد. براساس معیار ضریب آکائیک، تابع گامای تصحیح‌شده مدل مناسب و تابع جزء به جزء مدل نامناسب برای توصیف منحنی تولید تخم داده‌های مورد بررسی بودند. براساس این معیار، تابع‌های لجستیک غیرخطی، لجستیک نلدر و گامای ناقص (وود) به ترتیب در رتبه‌های دوم تا چهارم قرار داشتند. نتایج حاصل از معیار اطلاعات بیزی و میانگین مربعات خطا مشابه ضریب آکائیک بود، به گونه‌ای که توابع گامای تصحیح‌شده و جزء به جزء به ترتیب کمترین و بیشترین مقدار معیار اطلاعات بیزی و میانگین مربعات خطا را داشتند.

زمان اوج تولید پیش‌بینی‌شده برای توابع گامای تصحیح‌شده، لجستیک نلدر و لجستیک غیرخطی مشابه مقدار واقعی (هفته چهارم)، اما برای بقیه توابع زمان اوج تولید بالاتر از زمان واقعی بود. مقدار واقعی تولید در زمان اوج تولید برای داده‌های مطالعه حاضر ۶/۳۷۶ تخم بود که نزدیک به مقدار

آن در توابع لجستیک نلدر و گامای تصحیح‌شده می‌باشد. اگرچه لجستیک نلدر از لحاظ میزان و زمان پیک نسبت به مقدار واقعی نزدیک است اما تابع گامای تصحیح‌شده از لحاظ مقادیر معیارهایی برازش نکویی نسبت به مقادیر برازش نکویی لجستیک نلدر کمتر بوده و می‌تواند برای توصیف تولید تخم در این سویه استفاده گردد.

در برخی تحقیقات، تابع جزء به جزء به عنوان تابع مناسب برای توصیف منحنی تولید تخم در مرغ معرفی شده است (۲۵،۳۱) در صورتی که در تحقیق حاضر، این تابع به عنوان نامناسب‌ترین تابع در بین توابع مورد مطالعه بود. معیارهای برازش نکویی توابع مورد بررسی توسط ناقوس و همکاران (۱۶) نشان داد که مدل لجستیک غیرخطی در برازش منحنی تولید تخم مرغ نسبت به مدل‌های دیگر مناسب‌تر بود. با این حال، بررسی توابع مختلف با آماره‌های گوناگون گزارش کردند که بیشتر توابع در برازش منحنی متوسط تولید تخم مرغ دارای صحت کافی می‌باشند.

جدول ۱- پارامترهای برآوردشده توابع مختلف و معیار برازش نکویی توابع

| پارامترها <sup>a</sup> | گامای ناقص | گامای تصحیح شده | جزء به جزء | لجستیک غیر خطی | لجستیک نلدر |
|------------------------|------------|-----------------|------------|----------------|-------------|
| a                      | ۴/۴۱۵      | ۴/۱۱۲           | ۵/۵۴۷      | ۲/۵۱۹          | ۸/۲۲۸       |
| b                      | ۰/۶۰۳      | ۲/۱۶۰           | ۲/۱۱۸      | -              | ۲/۳۰۹       |
| c                      | ۰/۱۲۵      | -۰/۲۲۱          | ۰/۳۷۵      | -۰/۹۸۵         | ۰/۰۴۹       |
| d                      | -          | -۳/۰۵۳          | ۰/۶۸۱      | ۱/۱۳۸          | ۰/۹۱۵       |
| h                      | -          | -               | -          | -۱/۰۳۳         | -           |
| اوج تولید (تعداد)      | ۶/۲۴۷      | ۶/۳۶۱           | ۵/۵۴۷      | ۶/۳۹۳          | ۶/۳۷۴       |
| زمان اوج (هفته)        | ۵          | ۴               | ۵          | ۴              | ۴           |
| AIC                    | ۲۶۱۰۰/۵۴   | ۲۵۹۳۳/۶۰        | ۲۶۹۶۴/۸۲   | ۲۵۹۴۶/۳۹       | ۲۵۹۴۸/۲۳    |
| BIC                    | ۲۶۱۲۷/۹۲   | ۲۵۹۶۷/۸۲        | ۲۶۹۹۹/۰۴   | ۲۵۹۸۰/۶۱       | ۲۵۹۸۲/۴۵    |
| MSE                    | ۲/۵۱۵      | ۲/۴۵۵           | ۲/۸۴۸      | ۲/۴۵۹          | ۲/۴۶۰       |

\* a و b به ترتیب پارامترهای مرتبط با نرخ افزایش و کاهش تولید؛ a نشان‌دهنده تولید اولیه در توابع گامای ناقص و تصحیح شده و در توابع دیگر حداکثر توان تولید تخم؛ h مقیاس متقابل تنوع در هفته تولید اولین تخم (بلوغ جنسی) و d در توابع جزء به جزء، گامای تصحیح شده لجستیک غیر خطی و لجستیک نلدر به ترتیب بیانگر میانگین تولید هفته نخست، ریشه مربعات زمان، میانگین تولید هفتگی بلوغ جنسی و ضریب ثابت می‌باشد. BIC معیار اطلاعات بیزی، AIC ضریب آکائیک و MSE میانگین مربعات خطا

به ترتیب ۶/۳۶۱ تخم و هفته ۴ بدست آمد که متفاوت از مقدار ۶/۱۷۹ تخم و هفته ششم توسط همین تابع در تحقیق رحیم‌زاده و همکاران (۲۲) می‌باشد.

آمار توصیفی پارامترهای منحنی و صفات اقتصادی مورد مطالعه در تحقیق حاضر در جدول ۲ آورده شده است. متوسط سن بلوغ جنسی سویه وحشی بلدرچین در سن ۵۸/۴ روز بود و در این سن بلدرچین‌ها متوسط وزن بلوغ جنسی ۲۸۵/۸۴ گرمی داشتند. میانگین تعداد تخم کل دوره مورد مطالعه، مجموع وزن تخم و میانگین وزن تخم تولیدی به ترتیب ۷۵/۱، ۱۰۰۲/۵۵ گرم و ۱۳/۲۲ گرم بودند. میانگین نرخ افزایشی تولید (b) ۱/۷۶ و میانگین نرخ کاهشی تولید (c) ۱/۰۸ بود. در نتایج این جدول انحراف معیار برای نرخ افزایشی تولید (b) و نرخ کاهشی تولید (c) بالاتر از میانگین بود که نشان‌دهنده پراکندگی زیاد بین بلدرچین‌های از لحاظ این دو پارامتر می‌باشد.

مشابه تحقیق حاضر، تابع گامای تصحیح‌شده به عنوان تابع مناسب برای برازش منحنی تولید تخم در مرغ‌های دورگ هند طیور کردند (۲۸). در مطالعات انجام‌شده بر روی منحنی تولید تخم در بلدرچین، توابع آدامز و بل (۱۷) و تابع ناروشین تا کما ۲ (۲۲) به عنوان توابع مناسب جهت توصیف منحنی تولید تخم بلدرچین گزارش شدند. در بیشتر تحقیقات انجام شده بر روی منحنی تولید تخم، معیارهای مورد استفاده برای برازش نکویی توابع رتبه‌بندی متفاوتی از توابع را نشان دادند، اما برای تحقیق حاضر سه معیار مورد استفاده رتبه‌بندی مشابهی را برای پنج تابع داشتند. دلیل متفاوت بودن توابع معرفی‌شده برای توصیف منحنی تولید تخم در تحقیقات مختلف می‌تواند ناشی از متفاوت بودن گونه، رکوردهای جمع شده و استفاده از تعداد توابع مختلف برای برازش رکوردهای مورد نظر باشد. مقدار تولید در اوج تولید و زمان اوج توسط تابع مناسب (تابع گامای تصحیح‌شده) در تحقیق حاضر

تعداد تخم در سه ماه اول تولید مشابه نتایج دایکو و همکاران (۴)، اما برای مجموع وزن تخم در ۳ ماه بالاتر از نتایج دایکو و همکاران (۴) بود که می‌تواند به دلیل بالاتر بودن میانگین وزن تخم ۱۳/۲۲ گرم در این تحقیق نسبت به تحقیق دایکو و همکاران (۴) باشد. با توجه به اینکه تحقیقات انجام شده در سویه‌های مختلف و شرایط مختلف محیطی انجام می‌شود میانگین صفات مورد مطالعه در تحقیقات مختلف در برخی مواقع دارای تفاوت‌هایی می‌باشد. همچنین، تعداد رکورد جمع‌آوری شده برای تحقیقات مختلف نیز می‌تواند دلیلی بر متفاوت بودن میانگین‌های گزارش شده باشد.

میانگین سن بلوغ جنسی ۵۸/۴ روز در این تحقیق نسبت به تحقیق رحیم‌زاده و همکاران (۲۲) (۵۱/۳۴ روز)، نارینک و همکاران (۱۷) (۳۸/۹ روز)، کارابگ و همکاران (۱۰) (۳۹/۷ روز)، دامنه گزارش شده توسط ردیش و همکاران (۲۳) (۴۲/۶-۴۱/۷ روز) برای هشت گروه ژنتیکی، توماس و آهوچا (۲۹) (۴۹/۶-۴۸/۹ روز) و دایکو و همکاران (۴) بالاتر بود. اگرچه گزارشات بالاتر (۶۱/۲۲-۶۵/۶۰ روز) برای سن بلوغ جنسی بلدرچین ژاپنی وجود دارد (۵،۲۴). سن و وزن بلوغ می‌تواند خیلی متغیر باشد، زیرا تحت تاثیر مدیریت و تغذیه بوده و نقش ژنتیک حیوان نیز باید مدنظر باشد. نتایج برای

جدول ۲- آمار توصیفی پارامترهای منحنی تولید تخم و صفات اقتصادی برای سویه وحشی بلدرچین  
Table 2. Descriptive statistics of egg production curve parameters and economic traits for wild quail strain

| صفات                  | تعداد | میانگین | انحراف معیار |
|-----------------------|-------|---------|--------------|
| سن بلوغ (روز)         | ۴۴۷   | ۵۸/۴    | ۹/۰۶         |
| وزن بلوغ (گرم)        | ۴۲۷   | ۲۸۵/۸۴  | ۴۱/۸۹        |
| تعداد تخم             | ۶۰۳   | ۷۵/۱    | ۲۰           |
| مجموع وزن تخم (گرم)   | ۶۰۳   | ۱۰۰۲/۵۵ | ۱۹۱/۸۱       |
| میانگین وزن تخم (گرم) | ۶۰۳   | ۱۳/۲۲   | ۳/۰۶         |
| نرخ افزایشی تولید (b) | ۶۰۳   | ۱/۷۶    | ۳/۰۷         |
| نرخ کاهشی تولید (c)   | ۶۰۳   | -۰/۰۴   | ۱/۰۸         |

کاهشی تولید، وزن بلوغ و تعداد تخم پیشرفت ژنتیکی ناشی از انتخاب ژنتیکی می‌تواند نسبت به سایر صفات بیشتر باشد. وراثت‌پذیری برای سن بلوغ در این تحقیق نسبت به یافته‌های تحقیقات دیگر (۵،۴) پایین‌تر بود، اما برای تعداد تخم، نتایج در دامنه یافته‌های دایکو و همکاران (۴) قرار داشت. وراثت‌پذیری برآورد شده وزن بلوغ نسبت به تحقیق دایکو و همکاران (۴) بالاتر بوده، اما وراثت‌پذیری برای میانگین وزن تخم و مجموع وزن تخم بالاتر از نتیجه تحقیق حاضر می‌باشد. دامنه وراثت‌پذیری برای نرخ کاهشی و افزایشی تولید در مرغ بین ۰/۰۷ تا ۰/۲۲ گزارش شده است (۲۰) که با نتایج این تحقیق مطابقت داشت.

مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری حاصل از تجزیه و تحلیل صفات در جدول ۳ آورده شده است. مقدار وراثت‌پذیری برای نرخ افزایشی تولید ۰/۱۴۸ برآورد گردید که وراثت‌پذیری متوسطی است. وراثت‌پذیری نرخ کاهشی تولید نسبت به نرخ افزایشی تولید بالاتر بود (۰/۲۳۱) و وزن بلوغ وراثت‌پذیری بالاتری نسبت به سن بلوغ داشت. در بین صفات تولیدی، وراثت‌پذیری تعداد تخم بالاتر از میانگین و مجموع وزن تخم تولیدی بود.

با توجه به وراثت‌پذیری‌های برآورد شده برای صفات نرخ افزایشی تولید، سن بلوغ جنسی، مجموع وزن تخم تولیدی و میانگین وزن تخم، می‌توان گفت که انتخاب ژنتیکی برای این صفات پیشرفت اندکی را نشان خواهد داد، اما برای نرخ

جدول ۳- مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری (خطای معیار) صفات  
Table 3. Variance components and heritability of traits

| صفات                 | واریانس افزایشی   | واریانس باقیمانده  | واریانس فنوتیپی    | وراثت‌پذیری   |
|----------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------|
| نرخ افزایشی تولید    | ۲/۰۳۷ ± ۰/۰۳۰     | ۱۱/۷۵۶ ± ۰/۰۲۱     | ۱۳/۷۹۳ ± ۰/۰۱۲     | ۰/۱۴۸ ± ۰/۰۰۱ |
| نرخ کاهشی تولید      | ۰/۲۷۹ ± ۰/۰۰۲     | ۰/۹۲۷ ± ۰/۰۰۲      | ۱/۲۰۶ ± ۰/۰۰۱      | ۰/۲۳۱ ± ۰/۰۰۲ |
| سن بلوغ              | ۴/۲۱۹ ± ۰/۰۳۴     | ۲۷/۵۳۶ ± ۰/۰۴۲     | ۳۱/۷۵۵ ± ۰/۰۳۲     | ۰/۱۳۳ ± ۰/۰۰۱ |
| وزن بلوغ             | ۳۰۹/۵۴۵ ± ۲/۳۲۱   | ۱۱۲۴/۸۰۰ ± ۲/۳۶۱   | ۱۴۳۴/۳۴۵ ± ۱/۵۱۱   | ۰/۲۱۶ ± ۰/۰۰۲ |
| تعداد تخم            | ۹۲/۰۰۳ ± ۰/۰۶۰۵   | ۳۰۹/۹۱۰ ± ۰/۰۶۳۳   | ۴۹۲/۹۰۳ ± ۰/۰۴۴۰   | ۰/۱۸۷ ± ۰/۰۰۱ |
| مجموع وزن تخم تولیدی | ۱۵۸۰۶۵ ± ۱۳۰۱/۰۲۹ | ۱۱۳۶۵۰۰ ± ۱۵۲۱/۳۹۶ | ۱۲۹۴۵۶۵ ± ۱۱۳۵/۱۶۵ | ۰/۱۲۲ ± ۰/۰۰۱ |
| میانگین وزن تخم      | ۱۴/۳۴۸ ± ۰/۱۲۰    | ۱۱۱/۰۰۶ ± ۰/۱۴۴    | ۱۲۵/۴۵۴ ± ۰/۱۱۰    | ۰/۱۱۴ ± ۰/۰۰۱ |

افزایشی تولید (۰/۷۶۴-) و کمترین همبستگی ژنتیکی بین نرخ افزایشی تولید با وزن بلوغ بدست آمد (۰/۰۳۱-). همبستگی منفی نشان‌دهنده این است که ژن‌های مؤثر برای صفات نرخ افزایشی تولید و صفت دیگر به صورت آنتاگونیست

همبستگی ژنتیکی بین پارامترهای منحنی با صفات دیگر در جدول ۴ آورده شده است. چنانچه مشاهده می‌شود نرخ افزایشی تولید دارای همبستگی ژنتیکی منفی با تمامی صفات بوده و بالاترین همبستگی ژنتیکی بین نرخ کاهشی و

همبستگی منفی با نرخ افزایشی تولید دارد بلدرچین‌هایی که در سن بالا به بلوغ می‌رسند دارای نرخ افزایشی پایینی بوده و دیرتر به پیک می‌رسند که خود این امر می‌تواند میانگین و مجموع وزن تخم تولیدی و حتی تعداد تخم تولیدی را بالا ببرد.

عمل کرده و در صورتی که نرخ افزایشی تولید کاهش پیدا کند انتظار این می‌رود که نرخ کاهشی تولید کمتر شده و تداوم تولید تخم زیادتر باشد. کاهش نرخ کاهشی خود منجر به افزایش تعداد تخم و به تبع آن مجموع وزن تخم تولیدی نیز بیشتر می‌شود. با توجه به اینکه سن بلوغ نیز دارای

جدول ۴- همبستگی ژنتیکی و باقیمانده (خطای معیار) بین پارامترهای تابع گامای تصحیح شده با صفات دیگر  
Table 4. Genetic and residual correlation between the parameters of the corrected of wood function with other traits

| صفت اول               | صفت دوم              | همبستگی ژنتیکی     | همبستگی باقیمانده   |
|-----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| نرخ افزایشی تولید (b) | نرخ کاهشی تولید      | $-0.764 \pm 0.006$ | $-0.0773 \pm 0.001$ |
|                       | سن بلوغ              | $-0.531 \pm 0.008$ | $0.327 \pm 0.001$   |
|                       | وزن بلوغ             | $-0.031 \pm 0.009$ | $-0.051 \pm 0.002$  |
|                       | تعداد تخم            | $-0.091 \pm 0.008$ | $-0.164 \pm 0.001$  |
|                       | مجموع وزن تخم تولیدی | $-0.649 \pm 0.006$ | $0.046 \pm 0.001$   |
|                       | میانگین وزن تخم      | $-0.643 \pm 0.006$ | $0.067 \pm 0.001$   |
| نرخ کاهشی تولید (c)   | سن بلوغ              | $0.370 \pm 0.009$  | $-0.235 \pm 0.002$  |
|                       | وزن بلوغ             | $-0.281 \pm 0.008$ | $0.171 \pm 0.002$   |
|                       | تعداد تخم            | $-0.554 \pm 0.006$ | $0.129 \pm 0.002$   |
|                       | مجموع وزن تخم تولیدی | $0.396 \pm 0.008$  | $-0.060 \pm 0.001$  |
|                       | میانگین وزن تخم      | $0.378 \pm 0.009$  | $-0.063 \pm 0.001$  |

همبستگی باقیمانده بین نرخ افزایشی و کاهشی یا صفات دیگر دارای مقادیر پایین‌تر و در اکثر موارد زیر ۰/۲۵ بودند. بالاترین مقدار همبستگی باقیمانده بین نرخ افزایشی و کاهشی (۰/۷۷۳-) بدست آمد که مشابه همبستگی ژنتیکی بین صفات است. همبستگی باقیمانده پایین نشان‌دهنده این می‌تواند باشد دو تا صفت تحت تاثیر شرایط محیطی یکسانی نیستند، اما برای نرخ کاهشی و افزایشی که دارای مقدار همبستگی بالایی هستند بیانگر این است که شرایط محیطی یکسانی بر دو صفت تاثیر داشته، اما تاثیر آن به صورت معکوس می‌باشد.

در تحقیق حاضر پنج تابع غیرخطی جهت انتخاب مناسب ترین تابع برای توصیف منحنی تولید تخم بررسی گردید و براساس معیارهای برازش نکویی، تابع گامای تصحیح شده به عنوان مناسب ترین تابع انتخاب شد. مقادیر بدست آمده برای زمان و مقدار تولید در اوج در تابع گامای تصحیح شده مشابهت زیادی به مقادیر واقعی داشتند. مقدار وراثت پذیری برای نرخ کاهشی تولید بالاتر از نرخ افزایشی بوده و در حد متوسط برآورد شد که نشان‌دهنده این است که بهبود ژنتیکی این صفات با انتخاب ژنتیکی در بلند مدت امکان پذیر است. نتایج همبستگی‌های ژنتیکی نرخ افزایشی و کاهشی تولید با سایر صفات نشان داد که صفات سن بلوغ، مجموع و میانگین وزن تخم می‌تواند جهت بهبود ژنتیکی صفات نرخ افزایشی و کاهشی تولید مبنای انتخاب قرار گیرد.

همبستگی بین نرخ کاهشی تولید و صفات دیگر به استثنای وزن بلوغ (۰/۲۸۱-) و تعداد تخم (۰/۵۵۴-) با بقیه صفات مثبت بود، که نشان‌دهنده این است که هر چقدر نرخ کاهشی کم باشد تداوم تولید تخم بالا رفته و همچنین بلدرچین‌هایی با وزن بلوغ بالا دارای نرخ کاهشی بالاتری خواهند بود و می‌تواند باعث کاهش تخم تولیدی شود. چنانچه گفته شد افزایش سن بلوغ به دلیل همبستگی منفی با نرخ افزایشی تولید باعث کاهش نرخ افزایشی شده و پرندگان دیرتر به پیک تولید می‌رسند، اما از طرفی به دلیل همبستگی مثبت بین سن بلوغ و نرخ کاهشی، افزایش سن بلوغ می‌تواند نرخ کاهشی را افزایش داده و تداوم تولید کمتر شود.

با توجه به همبستگی منفی بین نرخ کاهشی و افزایشی تولید می‌توان گفت که پرندگانی که نرخ افزایشی پایینی داشته باشند دارای نرخ کاهشی بالایی خواهند بود. بنابراین، تداوم تولید تخم کم خواهد بود و ممکن است در کل باعث کاهش مجموع وزن تخم تولیدی یا میانگین وزن تخم تولیدی شود. مطالعات در مورد همبستگی بین منحنی تولید تخم و صفات اقتصادی در بلدرچین وجود ندارد، اما در مرغ همبستگی منفی بین نرخ کاهشی و افزایشی منحنی گامای تصحیح شده در دو سویه مرغ منفی گزارش شده (۲۰) که مشابه یافته‌های این تحقیق است، اما از لحاظ مقدار (۰/۸۱) و (۰/۹۸-) بالاتر از نتایج این تحقیق بود. نتایج همبستگی ژنتیکی منفی بین نرخ افزایشی با تولید تخم و سن بلوغ در این تحقیق مشابه نتایج سایر تحقیقات (۲۰) بود.

## منابع

1. Ahmad, H.A. 2011. Egg production forecasting: determining efficient modeling approaches. *The Journal of Applied Poultry Research*, 20(4): 463-473.
2. Bindya, L., H. Murthy, M. Jayashankar and M. Govindaiah. 2010. Mathematical models for egg production in an Indian colored broiler dam line. *International Journal of Poultry Science*, 9: 916-919.
3. Corrêa, R.J., L.P. Silva, A.C.C. Soares, G.C. Caetano, C.D.S. Leite, C.M. Bonafé, M.F. Sousa and R.A. Torres. 2017. Genetic parameters for egg production in meat quails through partial periods. *Ciência Rural*, 47(4): 1-7.
4. Daikwo, S.I., N.I. Dim and N.I. Momoh. 2014. Genetic parameters of some egg production traits in Japanese quail in a tropical environment. *Journal of Agriculture and Veterinary Science*, 7(9): 9-42.
5. El-Full, E.A. 2001. Genetic analysis of hatched egg weight, body weight at different ages and reproductive performance with their relationships in Japanese quail. *Egyptian Poultry Science Journal*, 21(2): 291-304.
6. Fairfull, R.W. and R.S. Gowe. 1990. Genetics of egg production in chickens. In: Crawford, R.D (eds.) *Poultry Breeding and Genetics*. Elsevier Science Publishers, Amsterdam, The Netherlands, 705-759 pp.
7. Geweke, J. 1992. Evaluating the accuracy of sampling based approaches to calculating posterior moments. In: Bernardo, J.O., J.M. Berger, A.P. Dawid and A.F.M. Smith (eds.). *Bayesian statistics*. Oxford University Press, Oxford, UK, 169-194 pp.
8. Gloor, A. 1997. Mathematical models for the estimation of egg production of moulted and non-moulted layer flocks. *Archiv fur Geflugelkunde*, 61: 186-190.
9. Gowe, R.S. and R.W. Fairfull. 1982. Heterosis in egg-type chickens. *Proceedings of the 2<sup>nd</sup> World on Genetics Applied to Livestock Production*, Madrid. Spain, 228-242 pp.
10. Karabag, K., S. Alkan and M.S. Balcioglu. 2010. The differences in some production and clutch traits in divergently selected Japanese Quails. *The Journal of the Faculty of Veterinary Medicine*, University of Kafkas, 16: 383-387.
11. Langhout, P. 2000. New additives for broiler chickens. *World poultry*, 16(3): 22-27.
12. McMillan, I., R.S. Gowe, J.S. Gavora and R.W. Fairfull. 1986. Prediction of annual production from part record egg production in chickens by three mathematical models. *Poultry Science*, 65: 817-822.
13. McMillan, I., M. Fitz-Earle, L. Butler and D.S. Robson. 1970. Quantitative genetics of fertility I. lifetime egg production of *Drosophila Melanogaster*. *Theoretical Genetics*, 65: 349-353.
14. McNally, D.H. 1971. Mathematical model for poultry egg production. *Biometrics*, 27: 735-738.
15. Misztal, I., S. Tsuruta, T. Strabel, B. Auvray, T. Druet and D. Lee. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). *Proceedings of the 7<sup>th</sup> world congress on genetics applied to livestock production*. Montpellier, France, 1-2 pp.
16. Naghous, M., S.M. Hosseini, H. Naeemipour Younesi, D. Hasanpour and D. Khodaparast. 2014. Study on statistical characteristics of some non-linear functions in fitting egg production curve. *Journal of Livestock Research*, 2(3): 71-77 (In Persian).
17. Narinc, D., E. Karaman, T. Aksoy and Z.F. Mehmet. 2013. Investigation of nonlinear models to describe long- term egg production in Japanese quail. *The Journal of Poultry Science*, 92: 1676-1682.
18. Nelder, J.A. 1961. The fitting of a generalization of the logistic curve. *Biometrics*, 17: 89-110.
19. NRC. 1994. Nutrient requirements of poultry. 9<sup>th</sup> Edn, National Academy Press, Washington.
20. Onil, O.O., B.Y. Abubakar, N.I. DimQ, O.E. Asiribo and I.A. Adeyinka. 2007. Genetic and phenotypic relationships between mcNally model parameters and egg production traits. *International Journal of Poultry Science*, 6(1): 8-12.
21. Pinheiro, J., D. Bates, S. DebRoy, D. Sarkar, S. Heisterkamp and B. Van Willigen. 2016. R Core Team. nlme: linear and nonlinear mixed effects models. R package version, 3: 1-128.
22. Rahimzadeh, R., M. Rokouei, H. Faraji- Arough, A. Maghsoudi and B. Keshtegar. 2017. Short- term egg production curve fitting using nonlinear models in Japanese quail. *Journal of Animal Production*, 19(2): 299-310 (In Persian).
23. Reddish, J.M., K.E. Nestor and M.S. Lilburn. 2003. Effect of selection for growth on onset of sexual maturity in random bred and growth-selected lines of Japanese quail. *Poultry Science*, 82: 187-191.
24. Sachdev, A.K. and S.D. Ahuja. 1986. Studies on the influence of body weight at sexual maturity on production traits in Japanese quail. *Indian Journal of Poultry Science*, 21: 66-68.
25. Safari Alighiralou, A., R. Vaez Torshizi and A. Pakdel. 2013. Mathematical functions to describe the egg production curves in a commercial broiler dam line. *Iranian Journal of Animal Science*, 43(4): 502-512 (In Persian).
26. Savegnago, R.P., B.N. Nunes, S.L. Caetano, A.S. Ferraudo, G.S. Schmidt, M.C. Ledur and D.P. Munari. 2011. Comparison of logistic and neural network models to fit to the egg production curve of White Leghorn hens. *Poultry Science*, 90: 705-711.

27. Shahri, L., S. Alijani, H. Janmohhamadi and A. Hosseinkhani. 2015. A study on genetic and phenotypic trends for some performance characteristics in Azerbaijan's native chickens. *Journal of Livestock Research*, 4(4): 29-38 (In Persian).
28. Shiv, P. and D.P. Singh. 2009. Nonlinear Models for poultry egg production. *Indian Journal of Animal Research*, 43(2): 84-88.
29. Thomas, P.C. and S.D. Ahuja. 1988. Improvement of broiler quails of CARI through selective breeding. *Poultry Guide*, 25: 45-47.
30. Warriss, P. 2010. *Meat science: an introductory text* (Cabi). Wallingford, UK: Oxfordshire.
31. Wolc, A.T., M. Wardowska and T. Szwaczkowski. 2004. Predicting ability of the Mathematical models describing egg production curves. 22<sup>nd</sup> world's poultry congress. Istanbul, Turkey, 143 pp.
32. Wood, P.D.P. 1967. Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature*, 216: 164-165.
33. Yang, N., C. Wu and I. McMillan. 1989. New mathematical model of poultry egg production. *Poultry Science*, 68: 176-181.

## Genetic Evaluation of Egg Production Curve Parameters and Their Association with Some Economical Traits in Quail

**Javad Miri<sup>1</sup>, Mohammad Rokouei<sup>2</sup>, Ali Maghsoudi<sup>3</sup> and Hadi Faraji-Arough<sup>3</sup>**

1 and 3- Graduate University and Assistant Professor Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran  
2- Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran (Corresponding author: rokoue@uoz.ac.ir)  
4- Assistant Professor, Research Center of Special Domestic Animals, University of Zabol, Zabol, Iran  
Received: January 19, 2019 Accepted: May 19, 2019

## Abstract

The aim of this study was to estimate of (Co)variance components for egg production curve parameters and their genetic correlation with some economic traits using of the best function for describing egg production curve in wild strains of quail. For this purpose, the daily records of quail egg production during the first 20 weeks were used for fitting egg production curve. Five nonlinear functions including nonlinear logistic, incomplete gamma (Wood), modified compartmental, modified gamma, and logistic (Nelder) were fitted by R computer program, and the best function was determined based on the goodness of fit criteria. After selecting the best model, the production curve parameters for each of quails was calculated and their genetic correlation with age and weight of puberty, egg number, total egg production and the average egg during the first 20 weeks were estimated. The genetic correlation between traits was estimated using of a two-trait animal model and Gibbs sampling method by Gibbs3f90 software. Based on the goodness of fit criteria, the Modification of Wood was selected as the best function. Heritability estimates for the rate of production decrease was higher than the rate of production increase (0.231 in comparison with 0.148) and the heritability for weight of puberty was estimated higher than the age of puberty. Also, the heritability of egg number was estimated higher than the sum and average egg weight among the studied production traits. The highest and lowest genetic correlation was observed between the rate of production decrease and the rate of production increase (-0.764) and the rate of production increase with weight of puberty (-0.031), respectively. The results of the study indicate that the sum and average egg weight and age of puberty could be considered in selection objective to improve the egg curve parameters.

**Keywords:** Age of Puberty, Egg Curve Parameter, Egg Production, Nonlinear Logistic