دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولید مثلی در مرغان بومی با استفاده از روش بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس

امین یوسفی زنوز[۱]، صادق علیجانی[۲] و حسین محمدی[۳]

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز، (نویسنده مسوول: a_yousefi_z@yahoo.com)
۲ و ۳- استادیار و دانشجوی دکتری، دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۹۱/۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۳/۱

چکیده

مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن بدن در ۸ هفتگی، سن بلوغ جنسی، میانگین وزن و تعداد تخم مرغ مرغان بومی سه استان مازندران (سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹)، اصفهان (سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰) و یزد (سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹) بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده توسط مراکز اصلاح نژاد مرغان بومی استان‌های مربوطه برآورد شد. برآورد پارامترهای ژنتیکی با شش مدل حیوانی مختلف و با روش آماری بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس با نرم افزار GIBBS3F90 انجام گرفت. مدل‌های مختلف برازش شده و معنی‌داری مدل‌ها با شاخص DIC آزمون شدند. برازش اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بدون منظور کردن سایر آثار تصادفی، موجب شد وراثت پذیری مستقیم بیش از حد برآورد شود. نتایج نشان داد که بخش قابل ملاحظه‌ای از واریانس فنوتیپی مشاهده شده ناشی از اثر ژنتیکی افزایشی مادری است. وراثت پذیری متوسط وزن تخم مرغ، وزن بدن در هشت هفتگی، تعداد تخم مرغ و سن بلوغ جنسی برای مرکز مازندران به ترتیب ۰/۵۴، ۰/۲۳، ۰/۱۵ و ۰/۴۱، برای مرکز اصفهان به ترتیب ۰/۳۱، ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۲۸ و برای مرغان بومی یزد به ترتیب ۰/۳۳، ۰/۱۳، ۰/۱۶ و ۰/۱۹ برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: مؤلفه‌های واریانس ، وراثت پذیری، شاخص DIC، اثرمادری

مقدمه

عموماً نژادهای بومی حیوانات هر کشور به عنوان سرمایه ملی و ذخایر استراتژیک هر کشوری محسوب می‌شوند. حفظ و تکثیر آنها از ارزش و اهمیت بسیاری برخوردار است. این موجودات پس از هزاران سال انتخاب طبیعی و مصنوعی و با غلبه بر تمامی شرایط نامساعد محیطی همچنان به حیات خویش ادامه داده و به تکثیر و ازدیاد نسل پرداخته و نسبت به بسیاری از محدودیت‌های محیطی سازگاری پیدا کرده‌اند. مرغهای بومی مواد ژنتیکی پایه برای برنامه‌های اصلاح نژاد در زیستگاه‌های خویش محسوب می‌شوند، بنابراین شناخت

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

دقیق این ذخایر ژنتیکی می‌تواند مبنای دقیق‌تری برای برنامه‌های اصلاح نژادی در آینده و نتیجه‌دهی آنها در زمان کوتاه‌تر و استفاده بهینه از منابع موجود در جهت افزایش با تولید مناسب و سازگار با شرایط روستایی فراهم کند (۶).

توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه گذشته در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده است و در این ارتباط روش بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس به عنوان روشی نوین و بسیار قدرتمند امروزه در سراسر دنیا و در اکثر رشته‌های علوم مورد توجه قرار گرفته است (۱، ۴، ۱۴، ۱۷).

مطالعات متعددی برای برآورد مولفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی با استفاده از روش REML روی مرغان بومی مختلف کشور صورت گرفته است (۵، ۸) اما، تاکنون هیچ‌گونه مطالعه‌ای بر اساس روش آماری بیزی روی صفات تولیدی و تولید مثلی در مرغان بومی گزارش نشده است. لذا هدف از تحقیق حاضر برآورد پارامترهای ژنتیکی و بررسی اثرات مادری بر صفات تولیدی و تولید مثلی و با استفاده از مدل‌های مختلف آماری با استفاده از روش آماری بیزی و نمونه‌گیری گیبس در مراکز پرورش مرغان بومی استانهای مازندران، اصفهان و یزد و مقایسه نتایج در بین مراکز مختلف بود.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق از داده‌های مربوط به ۱۹ نسل مرغان بومی استان مازندران که بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹و ۱۵ نسل از مرغان بومی استان اصفهان که در خلال سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ و ۱۳ نسل از مرغان بومی استان یزد که بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ توسط مرکز اصلاح نژاد و تکثیر و ترویج مرغان بومی استانهای مربوطه جمع آوری شده بود، استفاده گردید. داده‌ها مربوط به صفات وزن بدن در هشت هفتگی (BW8)، میانگین وزن تخم مرغ در هفته‌های ۲۸، ۳۰ و ۳۲ هفتگی (AEW)، تعداد تخم مرغ (EN) و سن بلوغ جنسی (ASM) بود که از ۵۹۰۰۰ قطعه مرغ و خروس بومی استان‌ها جمع‌آوری شده بود.

جهت ویرایش داده‌ها، در ابتدا برای بالا بردن صحت محاسباتی، با توجه به خصوصیات توزیع نرمال، رکوردهایی که کمتر یا بیشتر از سه انحراف معیار از میانگین صفت مربوطه فاصله داشتند به عنوان داده‌های پرت، با نرم افزار SAS (۱۵) بررسی و حذف گردیدند. برای هر صفت به طور جداگانه تجزیه واریانس انجام و معنی دار بودن اثر عوامل ثابت بررسی شد. مولفه‌های واریانس-کوواریانس و وراثت پذیری صفات با مدل‌های مختلف حیوانی با استفاده نرم افزار GIBBS3F90 برآورد گردید (۱۲).

برای آنالیز داده‌ها از مدل‌های زیر استفاده شد:

مدل ۱) $y = Xb + Z_1a + e$

مدل ۲) $y = Xb + Z_1a + Wc + e$

مدل ۳) $y = Xb + Z_1a + Wc + e$

$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$

$COV(a, m) = 0$

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

مدل ۴) $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$
$COV(a, m) \neq 0$

مدل ۵) $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Wc + e$
$COV(a, m) = 0$

مدل ۶) $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Wc + e$
$COV(a, m) \neq 0$

مدل یک، مدل ساده حیوانی و فقط شامل اثر افزایشی حیوان به عنوان اثر تصادفی و مدل دوم شامل اثر افزایشی حیوان و اثر محیطی دائمی بود. مدل سوم شامل اثر ژنتیک افزایشی مادر بود که کواریانس بین اثرات مادری و اثر افزایشی مستقیم حیوان صفر در نظر گرفته شد. در مدل چهارم کواریانس بین این اثرات غیر صفر در نظر گرفته شد. مدل پنجم شامل اثرات محیط دائمی و ژنتیک افزایشی مادری می بود که کواریانس بین این اثرات صفر در نظر گرفته شده است. در مدل ششم کواریانس بین اثرات تصادفی برازش شده در مدل پنجم غیر صفر در نظر گرفته شد در این مدل‌ها، y بردار مشاهدات، b بردار اثرات ثابت، a بردار اثر ژنتیک افزایشی مستقیم، c بردار اثر محیط دائم مادری، m بردار اثر ژنتیک افزایشی مادری و e بردار اثر باقیمانده و X، Z_1، Z_2 و W ماتریس‌های طرح هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثر عوامل ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان، اثر ژنتیکی افزایشی مادری و اثر محیطی مادری ربط می‌دهند.

بردار b_1 حاوی اثر ثابت نسل- نوبت جوجه کشی و اثر جنس، بردار b_2 شامل اثر ثابت نسل- نوبت جوجه کشی و متغیر کمکی تعداد روزهای رکوردگیری مؤثر بر تعداد تخم مرغ و بردارهای b_3 و b_4 شامل اثر ثابت نسل- نوبت جوجه کشی مؤثر بر میانگین وزن تخم مرغ (در هفته های ۲۸، ۳۰ و ۳۲) و سن بلوغ جنسی است.

آنالیز با روش بیزی با استفاده از تکنیک نمونه‌گیری گیبس صورت گرفت که تعداد دورهای نمونه‌گیری گیبس ۲۰۰۰۰۰ دور انتخاب شد و در هر آنالیز ۲۰۰۰۰ دور اول بعنوان دورهای قلق‌گیری[1] در نظر گرفته شد. هم‌چنین فواصل نمونه گیری ۱۰۰ انتخاب گردید (۱۲).

به منظور مقایسه و انتخاب بهترین مدل در روش بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس از شاخص اطلاعات انحراف (DIC)[2] استفاده گردید. برای محاسبه DIC از معادله زیر استفاده شد:

$$DIC = 2 \times \bar{D} - D(\bar{\theta})$$

که در این رابطه $\bar{D}$ برابر با امید ریاضی تابع انحراف یعنی:

$$D(\theta) = -2\,\mathrm{Log}\left(p(y|\theta)\right) + C$$

است که از طریق میزان درست نمایی محاسبه می شود. $D(\bar{\theta})$ نیز میزان انحراف با استفاده از میانگین $\bar{\theta}$ (مؤلفه‌های واریانس) می‌باشد. لازم به ذکر است که در رابطه بالا C مقدار ثابتی است که در مقایسات مدلها نقشی ندارد. شاخص DIC هر اندازه کوچکتر باشد، مطلوب می‌باشد. بنابراین مدلهایی با کمترین مقدار این شاخص به عنوان مدل‌های مطلوب در نظر گرفته شدند (۱۲).

1- Burn in period
2- Deviance information criterion

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

نتایج و بحث

آماره‌های توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. میانگین وزن بدن در سن هشت هفتگی در مرغان بومی یزد کمتر از مرغان بومی مازندران و اصفهان بود. میانگین سن بلوغ جنسی مرغان بومی یزد بالاتر از مرغان بومی مازندران و اصفهان بود. میانگین تعداد تخم مرغ مرغان بومی یزد تقریباً مشابه مرغان بومی مازندران بود، اما میانگین وزن تخم مرغ مرغان بومی یزد پایین‌تر از مرغان دو استان دیگر بود. مقایسه صفات مورد بررسی در مرغان بومی یزد با دو استان دیگر نشان می‌دهد که علی رغم تشابه نسبی صفات تولید مثلی در دوره تولید، میزان رشد در دوره پرورش در این مرکز پایین‌تر از دو مرکز دیگر بود. این ممکن است به دلیل پتانسیل ژنتیکی پایین‌تر مرغان بومی استان یزد ناشی از عدم بکارگیری برنامه اصلاح نژادی مناسب برای افزایش وزن در دوره پرورش باشد. نتایج تجزیه واریانس داده‌های مورد بررسی نشان داد که اثر نسل- نوبت جوجه کشی از لحاظ آماری تاثیر معنی‌داری ($P< ۰/۰۱$) بر صفات فوق دارد. هم‌چنین اثر جنس بر وزن بدن و اثر متغیر کمکی تعداد روزهای رکوردگیری بر تعداد تخم مرغ معنی‌دار بود ($P< ۰/۰۵$) که مطابق با نتایج سایر محققین بود (۳، ۷، ۱۱، ۱۶).

معیار اطلاع بخشی، انحراف حاصل از مدل‌های مختلف برآورد اجزاء واریانس و کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی در جدول ۲ ارائه شده است. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات متوسط وزن تخم مرغ، وزن هشت هفتگی، تعداد تخم مرغ و سن بلوغ جنسی با استفاده از مدل‌های مختلف در جدول ۳ نشان داده شده است. وراثت پذیری مستقیم برآورد شده برای متوسط وزن تخم مرغ برای استان مازندران بر اساس مدل چهارم که دارای کمترین شاخص معیار اطلاع بخشی انحراف بود، ۰/۵۴ برآورد گردید. اثرات محیطی دائمی در این مدل برای این صفت در نظر گرفته نشده است اما وراثت پذیری مادری این صفت در این مرکز ۰/۰۳ برآورد شد. مدل مناسب برای وزن بدن در هشت هفتگی در همین مرکز نیز چهارم بود. برای تعداد تخم مرغ، وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده بر اساس مدل ششم ۰/۱۵ بود. نسبت واریانس محیط مادری روی واریانس فنوتیپی در این صفت ۰/۰۲ برآورد گردید. برای سن بلوغ جنسی وراثت پذیری متوسط (۰/۴۱) بر اساس مدل چهارم که به عنوان مدل مناسب بود، برآورد شد. هم‌چنین وراثت پذیری مادری برای این صفت نزدیک به صفر بود. همبستگی اثرات ژنتیک افزایشی و مادری برای صفات متوسط وزن تخم مرغ، وزن بدن در هشت هفتگی، تعداد تخم مرغ و سن بلوغ جنسی منفی بود. وراثت پذیری مستقیم، نسبت واریانس محیط دائمی به واریانس فنوتیپی و وراثت پذیری مادری برای صفت متوسط وزن تخم مرغ برای استان اصفهان بر اساس مدل ششم به عنوان مدل مناسب به ترتیب ۰/۳۱، ۰/۰۱۴ و ۰/۰۳۳ برآورد گردید.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

جدول ۱- خلاصه آماری و ساختار شجره صفات مورد بررسی برای مراکز پرورش مرغان بومی مازندران، اصفهان و یزد

استان	صفت	AEW (گرم)	BW8 (گرم)	EN (تعداد)	ASM (روز)
مازندران	تعداد حیوانات در شجره	۴۴۲۶۶	۷۳۷۳۹	۴۲۶۶۸	۴۵۲۸۱
	تعداد حیوانات دارای رکورد	۴۴۲۲۰	۷۳۷۲۹	۳۲۰۴۷	۴۵۲۵۴
	میانگین	۴۷/۶۵	۵۷۴/۷۸	۶۴/۳۵	۱۶۰/۹۹
	ضریب تغییرات (٪)	۱۰/۳۲	۱۷/۵۶	۳۸/۶۱	۱۳/۵
	حداقل	۳۲	۲۶۷	۱	۱۲۰
	حداکثر	۶۹/۱	۱۳۰۰	۹۵	۲۳۵
اصفهان	تعداد حیوانات در شجره	۱۴۳۶۲	۵۱۱۶۹	۱۶۲۹۳	۲۱۶۴۸
	تعداد حیوانات دارای رکورد	۱۴۳۵۹	۴۹۰۲۸	۱۴۸۶۵	۱۵۳۷۸
	میانگین	۴۹/۴۴	۸۱۵/۹۱	۴۸	۱۷۹/۲۶
	ضریب تغییرات (٪)	۸/۰۱	۱۷/۵۶	۲۲/۴۱	۹/۲۳
	حداقل	۳۰	۲۷۵	۱	۱۳۲
	حداکثر	۶۷/۶	۱۲۹۰	۹۸	۲۳۵
یزد	تعداد حیوانات در شجره	۹۷۳۰	۳۲۷۲۹	۱۲۵۸۰	۱۳۴۳۵
	تعداد حیوانات دارای رکورد	۹۵۹۷	۳۲۱۸۹	۱۰۹۷۶	۱۱۲۲۸
	میانگین	۴۲/۶۲	۴۰۶/۴۰	۶۵/۳۵	۱۸۰/۲۳
	ضریب تغییرات (٪)	۶/۶۴	۲۲/۴۶	۲۱/۱۹	۸/۱۱
	حداقل	۳۴/۵	۲۰۰	۲	۱۳۵
	حداکثر	۵۴	۱۲۵۷	۱۰۸	۲۴۸

هم‌چنین همبستگی بین اثر ژنتیک افزایشی و مادری متوسط و منفی بود. وراثت پذیری مستقیم وزن بدن در هشت هفتگی بر اساس مدل پنجم کم برآورد گردید. نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی و وراثت پذیری مادری برای این صفت، به ترتیب ۰/۴۷ و ۰/۰۳۱ بدست آمد. وراثت پذیری مستقیم و مادری تعداد تخم مرغ در استان اصفهان بر اساس مدل مناسب (مدل ۴) به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۰۱۵ بود. همبستگی بین واریانس ژنتیکی افزایشی و مادری، منفی و متوسط بدست آمد. وراثت پذیری سن بلوغ جنسی در استان اصفهان بر اساس بهترین مدل، ۰/۲۸ برآورد گردید. وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فوتیپی، به ترتیب ۰/۱۷ و ۰/۰۲۷ برآورد گردید.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

جدول ۲- معیار اطلاع بخشی انحراف حاصل از مدل‌های مختلف برای صفات مختلف مورد بررسی در مراکز مختلف

استان	مدل	پارامتر	صفت			
			AEW	BW8	EN	ASM
مازندران	۱	h_d^2	۲۳۳۸۲۰/۱۱	۲۵۷۱۱۹/۷۷	۲۲۰۶۷۵/۳۵	۸۴۸۷۵۴/۱۴
	۲	$h_d^2 + pe^2$	۲۳۳۸۱۴/۱۲	۲۲۸۶۷۱/۴۱	۲۲۴۸۷۵/۴۸	۸۴۸۳۵۷/۷۸
	۳	$h_d^2 + h_m^2$	۲۳۴۵۵۹/۵۸	۲۴۱۵۶۳/۶۳	۲۲۰۰۹۲/۷۷	۸۴۷۵۲۹/۶۹
	۴	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am}$	۲۲۹۶۱۱/۲۵	۲۴۱۰۸۹/۲۱	۲۱۷۹۲۲/۸۵	۸۴۶۳۷۲/۳۸
	۵	$h_d^2 + h_m^2 + pe^2$	۲۳۳۴۹۴/۱۴	۲۴۱۷۱۹/۱۰	۲۲۰۴۴۲/۹۱	۸۴۶۷۸۴/۵۷
	۶	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am} + pe^2$	۲۳۱۳۸۵/۵۰	۲۴۱۲۱۲/۴۳	۲۱۹۱۴۷/۲۵	۸۴۷۴۸۲/۴۲
اصفهان	۱	h_d^2	۷۷۰۴۰/۷۹	۵۹۱۶۲/۱۱	۱۱۱۹۲/۱۴	۱۲۰۸۱۶/۰۱
	۲	$h_d^2 + pe^2$	۷۷۲۲۵/۲۵	۵۹۳۲۱/۲۵	۱۱۲۰۱/۸۵	۱۲۰۸۵۶/۲۵
	۳	$h_d^2 + h_m^2$	۷۶۸۱۰/۸۸	۵۹۲۰۳/۸۵	۱۱۱۹۰/۲۵	۱۲۰۷۳۴/۱۳
	۴	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am}$	۷۶۶۹۷/۰۸	۵۹۳۳۱/۳۶	۱۱۰۰۲/۳۵	۱۲۰۷۱۶/۲۵
	۵	$h_d^2 + h_m^2 + pe^2$	۷۶۹۴۹/۵۳	۵۹۱۰۲/۶۶	۱۱۱۲۰/۶۶	۱۲۰۵۹۲/۱۴
	۶	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am} + pe^2$	۷۶۱۲۰/۷۱	۵۹۲۲۰/۴۱	۱۱۱۵۵/۵۸	۱۲۰۱۸۹/۸۵
یزد	۱	h_d^2	۴۵۳۷۹/۰۶	۳۷۳۳۴۶/۳۰	۸۱۱۲۶/۹۳	۹۰۹۸۲/۳۱
	۲	$h_d^2 + pe^2$	۴۵۶۶۸/۲۵	۳۷۲۰۶۴/۶۱	۸۱۱۰۲/۲۵	۹۱۳۱۹/۳۹
	۳	$h_d^2 + h_m^2$	۴۵۸۶۳/۲۰	۳۷۵۴۸۰/۵۱	۸۱۲۲۴/۳۳	۹۱۶۸۷/۷۱
	۴	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am}$	۴۴۴۶۳/۲۰	۳۷۶۱۵۲/۲۴	۸۱۰۳۰/۵۶	۹۱۵۴۸/۶۲
	۵	$h_d^2 + h_m^2 + pe^2$	۴۵۸۰۵/۱۱	۳۷۳۴۸۸/۵۷	۸۱۳۹۳/۴۸	۹۱۲۴۹/۳۹
	۶	$h_d^2 + h_m^2 + r_{am} + pe^2$	۴۵۶۹۰/۹۶	۳۷۳۶۶۲/۳۹	۸۱۴۲۲/۰۸	۹۱۴۰۰/۳۶

در اکثر پژوهش‌های دیگر، تاثیر عوامل مادری بر این صفات گزارش شده است. به عنوان مثال، چپیوس و همکاران (۲) ۲ تا ۸ درصد از کل واریانس فنوتیپی مشاهده شده برای وزن ۱۶ هفتگی سه سویه بوقلمون تجاری را به اثر عوامل مادری (اثر ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری) نسبت دادند. در مطالعه دیگری، کوئرهویس و مک‌کی (۹) به ترتیب ۲، ۲، ۳ و ۴ درصد از واریانس فنوتیپی مشاهده شده روی صفات وزن تخم مرغ، سن بلوغ جنسی، تعداد تخم مرغ و وزن شش ماهگی جوجه های یک لاین گوشتی را به اثر محیطی مادری نسبت داده‌اند که با نتایج حاضر تطابق زیادی دارد. در مطالعه کوئرهویس و همکاران (۱۰) وراثت پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن شش ماهگی جوجه‌ها به ترتیب ۲ تا ۴ و ۵ تا ۶ درصد برآورد شد. هارتمن و همکاران (۶) با استفاده از مدل حیوانی، نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی را برای سن بلوغ جنسی ۰/۰۹ برآورد کردند. پرادو-گونرالز و همکاران (۱۳) وراثت‌پذیری مستقیم و مادری، نسبت واریانس محیطی به واریانس فنوتیپی و همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری برای وزن یک روزه جوجه‌های بومی مکزیک را به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۱۸، ۰/۴۳ و ۰/۰۱- برآورد کردند.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

جدول ۳- برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی برآورد شده برای صفات مختلف مورد بررسی

استان	صفت	مدل	$h_a^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$h_m^2 \pm SE$	r_{am}
مازندران	AEW	۴	۰/۵۴ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۳ ± ۰/۰۰۸	-۰/۳۷
	BW8	۴	۰/۲۳ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۴ ± ۰/۰۰۹	-۰/۱۷
	EN	۶	۰/۱۵ ± ۰/۰۱	۰/۰۲ ±۰/۰۰۷	۰/۰۲ ± ۰/۰۰۳	-۰/۷۷
	ASM	۴	۰/۴۱ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۵ ± ۰/۰۰۷	-۰/۳۸
اصفهان	AEW	۶	۰/۳۱ ± ۰/۰۱	۰/۰۱±۰/۰۰۶	۰/۰۳ ± ۰/۰۰۵	-۰/۴۶
	BW8	۵	۰/۱۲ ± ۰/۰۲	۰/۰۷±۰/۰۰۲	۰/۰۳ ± ۰/۰۰۵	-
	EN	۴	۰/۱۰ ± ۰/۰۱	-	۰/۰۱ ± ۰/۰۰۵	-۰/۲۷
	ASM	۶	۰/۲۸ ± ۰/۰۱	۰/۰۲±۰/۰۰۷	۰/۰۲ ± ۰/۰۰۴	-۰/۶۵
یزد	AEW	۴	۰/۴۳ ± ۰/۰۱	-	۰/۰۶ ± ۰/۰۰۴	-۰/۳۳
	BW8	۲	۰/۱۳ ±۰/۰۲	۰/۰۷± ۰/۰۰۲	-	-
	EN	۴	۰/۱۶ ± ۰/۰۱	-	۰/۰۴ ± ۰/۰۰۴	-۰/۶۹
	ASM	۱	۰/۱۹ ± ۰/۰۱	-	-	-

نتایج حاصل از تحقیق حاضر نشان داد برای صفت وزن بدن در ۸ هفتگی حذف اثر عوامل مادری از مدل موجب برآورد بیش از حد واریانس ژنتیکی و وراثت پذیری مستقیم می‌شود. برای صفات تعداد تخم مرغ، وزن تخم‌مرغ و سن بلوغ جنسی منظور کردن مؤلفه‌های مادری در مدل بدون برازش کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، برآوردهای کمتری از واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت پذیری مستقیم را برای این صفات موجب شد. در کلیه صفات، همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری منفی بود. در نتیجه انتخاب بر اساس ارزش‌های اصلاحی مستقیم بدون توجه به اثر ژنتیکی افزایشی مادری، باعث می‌شود که قابلیت‌های مادری مؤثر بر صفات تولیدی و تولید مثل در این مرغان طی هر نسل انتخاب کاهش یابد. با توجه به وراثت پذیری نسبتا بالا و مناسب صفات تولیدی و تولید مثلی مورد مطالعه، امکان بهبود این صفات و دستیابی به توان تولیدی بالاتر در صورت استفاده از روشهای مناسب گزینش ژنتیکی و ادامه مستمر عمل به نژادی وجود دارد.

تشکر و قدردانی

از موسسه تحقیقات علوم دامی کشور بخاطر فراهم آوردن داده‌های این تحقیق کمال تشکر و قدر دانی را داریم.

منابع

1. Blasco, A. 2001. The Bayesian controversy in animal breeding animal science. Journal of Animal Science, 79: 2023-2046.
2. Chapuis, H., M. Tixier-Boichard, Y. Delarosa and V. Ducrocq. 1996. Multivariate restricted maximum likelihood estimation of genetic parameters for production traits in three selected Turkey strains. Genetics Selection Evolution, 28: 197-215.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

3. Dana, N., E. Vander Waaij and J. Van Arendonk. 2011. Genetic and phenotypic parameter estimates for body weights and egg production in Horro chicken of Ethiopia. Tropical Animal Health and Production, 43: 21-28.
4. Geman, S. and D. Geman. 2001. Stochastic relaxation, Gibbs sampling distribution, and the Bayesian restoration of image. IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, 6: 721-741.
5. Ghazikhani Shad, A., A. Nejati-Javaremi and H. Mehrabani-Yeganeh. 2007. Animal model estimation of genetic parameters for most important economic traits in Iranian native fowls. Pakistan Journal of Biological Sciences, 10: 2787-2789.
6. Hartmann, C., E. Strandberg, L. Rydhmer and K. Johansson. 2003. Genetic relations of yolk proportion and chick weight with production traits in a white Leghorn line. British Poultry Science, 44: 186-191.
7. Hoffman, I. 2005. Research and investment in poultry genetic resources-challenges and options for sustainable use. World Poultry Science, 61: 57-70.
8. Kamali, M.A., S.H. Ghorbani, M. Moradi Shahrebabak and M.J. Zamiri. 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.
9. Koerhuis, A.N.M. and J.C. McKay. 1996. Restricted maximum likelihood estimation of genetic parameters on egg production traits in relation to juvenile body weight in broiler chicken. Livestock Production Science, 46: 117-127.
10. Koerhuis, A., N.M. Avonlea and R. Thompson. 1997. Models to estimate maternal effects for juvenile body weight in broiler chickens. Genetics Selection Evaluation, 29: 225-249.
11. Lwelamira, J., G. Kifaro and P. Gwakisa. 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.
12. Misztal, I., S.T. Tsuruta, B. Auvray, T. Druet and D.H. Lee. 2002. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: Proceeding of Seventh world Genetics and Applied Livestock Production, Montpellier, France. http://www.nce.ads.uga.edu//ignacy/programs.html
13. Prado-Gonzalez, E.A., I. Ramirez-Avila and J.C. Segura-Correa. 2003. Genetic parameters for body weights of Creole chickens from Southeastern Mexico using an animal model. Livestock Research for Rural Development, 15: 449-456.
14. Rekaya, R., K.A. Weigle and D. Gianola. 2003. Bayesian estimation of parameters of a structural model for genetic covariances between milk yields in five region of the United States. Journal of Dairy Science, 86: 1837-1844.
15. SAS, 2002. SAS User's guide v. 9.1: Statistics. SAS Institute, Inc, Cary, NC.
16. Szydlowski, M. and T. Szwaczkowski. 2001. Bayesian segregation analysis of Production traits in two strains of laying chickens. Journal of Poultry Science, 80: 125-131.
17. Vivian, U.U. 2011. Estimation of genetic parameters and selection for egg production traits in a Nigerian local chicken ecotype. ARPN Journal of Agricultural and Biological Science, 12: 54-57.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]

Estimation of Genetic Parameters for Production and Reproduction Traits of Iranian Native Chickens using Bayesian Method Via Gibbs Sampling

Amin Yousefi Zonuz[1], Sadegh Alijani[2] and Hosein Mohammadi[3]

1- Former MSc Student, University of Tabriz (Corresponding author: a_yousefi_z@yahoo.com)
2 and 3- Assistant Professor and PhD student, University of Tabriz
Received: December 10, 2012 Accepted: May 22, 2013

Abstract

The variance components and genetic parameters of body weight at 8 weeks of age, age at sexual maturity, egg weight and egg number of native fowls for three provinces: Mazandaran (1991 to 2010), Isfahan (1995 to 2011) and Yazd (2001 to 2010) were estimated based on data collected by the provincial native fowls breeding centers. Genetic parameters were estimated by six different animal models with Bayesian method based on Gibbs sampling technique using GIBBS3F90 software. For the test of significance of models, the Deviance information criteria were used. Fitting of additive genetic effect without considering maternal effects resulted in overestimation of direct heritability. Results showed that considerable part of phenotypic variance was attributed to maternal additive genetic effects. Estimated heritability for average egg weight, body weight at 8 weeks old, egg number and age at sexual maturity according to the appropriate model were 0.54, 0.23, 0.15 and 0.41 for Mazandaran center and 0.31, 0.12, 0.10 and 0.28 for Esfahan center and 0.33, 0.13, 0.16 and 0.19 for Yazd center, respectively.

Keywords: Native Chickens, Reproductive and productive traits, Bayesian method, Heritability

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-24]