مجله علوم كشاورزي ايران
دوره ۳۸، شماره ٤، ۱۳۸٦ (٥٤۲-٥۳٥)

بررسي اثر عوامل مادري بر صفات توليد و توليد مثل مرغان بومي استان مازندران

ابوالقاسم سراج[۱]، رسول واعظ ترشيزي*[۲] و اردشير نجاتي جوارمي[۳]
۱، ۲، دانش آموخته كارشناسي ارشد واستاديار دانشكده كشاورزي دانشگاه تربيت مدرس
۳، استاديار پرديس كشاورزي و منابع طبيعي دانشگاه تهران
(تاريخ دريافت: ۸۴/۹/۲۰ - تاريخ تصويب: ۸۵/۱۰/۱۳)

چكيده

در تحقيق حاضر، اثر عوامل مادري بر صفات وزن بدن در سن هشت هفتگي، تعدادتخم مرغ، وزن تخم‌مرغ و سن بلوغ جنسي حاصل از اطلاعات ۱۳ نسل (سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۳) مرغان بومي استان مازندران مورد بررسي قرار گرفت. داده‌ها با استفاده از روش حداكثر درستنمايي محدود شده(**REML**) و مدل حيوان با نرم افزار **DFREML** تجزيه و تحليل شدند. با و بدون در نظر گرفتن اثر عوامل مادري ٦ مدل حيواني مختلف برازش شده و مناسب‌ترين مدل با توجه به مقدار لگاريتم درستنمايي انتخاب شدند. براي همه صفات تحت مطالعه، علاوه بر اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري، اثر محيطي مادري و كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري اهميت داشت. وراثت پذيري مستقيم ($\mathbf{h^2_m}$) دامنه‌اي از ۰/۱۳۰ (براي صفت تعداد تخم مرغ) تا ۰/۵۰٦ (براي صفت وزن تخم‌مرغ) داشت. اين برآوردها براي وراثت پذيري مادري ($\mathbf{h^2_m}$) از ۰/۰۰۸ (براي وزن تخم مرغ) تا ۰/۰۳٤ (براي سن بلوغ جنسي)، و براي نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي ($\mathbf{c^2}$) از ۰/۰۲۰ (براي تعداد تخم‌مرغ) تا ۰/۰٤۷ (براي وزن هشت هفتگي) متغير بود. همچنين براي كليه اين صفات $\mathbf{c^2}$ بزرگتر از$\mathbf{h^2_m}$ برآورد گرديد. همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري($\mathbf{r_{am}}$) براي همه صفات منفي و۰/۷۳۷- ، ۰/٦۹۲- ، ۰/٥۹۰- و ۰/۳۹٦- به ترتيب براي صفات تعداد تخم‌مرغ، وزن تخم‌مرغ، سن بلوغ جنسي و وزن هشت هفتگي بود. نتايج اين مطالعه نشان داد كه منظور نكردن مولفه‌هاي مادري در مدل تجزيه و تحليل صفت وزن بدن در هشت هفتگي موجب بيش از حد برآورد شدن واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت پذيري مستقيم اين صفت شده اما براي صفات وزن تخم مرغ، تعداد تخم مرغ و سن بلوغ جنسي منظور نمودن اثر عوامل مادري بدون برازش كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري، موجب برآوردهاي پائين‌تري از وراثت پذيري مستقيم، مادري و نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي شده است.

واژه هاي كليدي: اثر عوامل مادري، پارامترهاي ژنتيكي، مدل حيوان، **REML**

مقدمه

مرغان بومي از جمله منابع بالقوه كشور مي‌باشند كه پس از ساليان دراز انتخاب طبيعي و تحمل عوامل گوناگون محيطي، امروزه به عنوان يک سرمايه ملي مطرح مي باشند. براي بهبود عملكرد اين مرغان از نظر صفات توليد و توليد مثل با استفاده از روش‌هاي ژنتيكي لازم است تا از طريق مدل‌هاي مناسب پارامترهاي ژنتيكي صفات و ارزش‌هاي اصلاحي حيوانات برآورد شوند.

اثر عوامل مادري به هر نوع تأثير مادر بر فنوتيپ نتاج اطلاق مي‌شود. اين اثر متفاوت از تاثير ژنهاي هسته‌اي مادر,

* نويسنده مسئول: رسول واعظ ترشيزي تلفن:۰۹۱۲-۳۲۱۱٦٥۳ E-mail:rasoult@modares.ac.ir

که مستقيماً به نتاج به ارث مي‌رسند، بوده و شامل اثر ژنتيکي افزايشي مادري، محيطي مادري و سيتوپلاسمي مي‌باشد (۱۷). وجود اثر عوامل مادري با مقايسه برآورد پارامترهاي ژنتيکي از طريق مدل‌هاي مختلف (استفاده از اطلاعات برادران- خواهران تني، ناتني پدري و ناتني مادري) بررسي شده است. در مطالعات انجام شده بر روي مرغان بومي ايران نيز تفاوت بين پارامترهاي ژنتيکي حاصل از اطلاعات ناتني‌هاي پدري و مادري و تني‌ها ناشي از اثر عوامل مادري گزارش شده است (۳). در برخي از اين مطالعات از مدل‌هاي حيوان براي برآورد پارامترهاي ژنتيکي استفاده شده اما در اين مدل‌ها، اثر عوامل مادري در نظر گرفته نشده است. با استفاده از مدل حيوان که تفکيک اثر عوامل مادري از اثر ژنتيکي افزايشي مستقيم ممکن مي‌شود، مي‌توان اثر عوامل مادري را بر روي صفات توليد و توليد مثل بررسي نمود. در اين تحقيق هدف بررسي اثر عوامل مادري بر صفات توليد و توليد مثل مرغان بومي استان مازندران مي‌باشد.

مواد و روش‌ها

صفات وزن بدن در هشت هفتگي (BW8W)، تعداد تخم مرغ (EN)، وزن تخم‌مرغ (EW) و سن بلوغ جنسي (ASM) حاصل از اطلاعات ۱۳ نسل (سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۳) مرغان بومي مازندران بررسي شد. فايل داده‌ها شامل شماره حيوان، شماره پدر، شماره مادر، نسل، نوبت جوجه کشي، جنس (براي صفت وزن بدن در هشت هفتگي)، تعداد روزهاي توليد (براي صفت تعداد تخم مرغ) و داده‌هاي مربوط به صفات مورد مطالعه بود. براي همه نسل‌ها (به استثناي نسل ۱۰) داده برداري براي صفت تعداد تخم‌مرغ به مدت ۸٤ روز پس از رسيدن ۵ درصد پرندگان گله به بلوغ جنسي بود. اين مدت براي نسل ۱۰ (در همه ٤ نوبت جوجه کشي) بيش از ۸٤ روز بود. خلاصه اطلاعات آماري اين داده‌ها در جدول ۱ نشان داده شده است. براي بررسي اهميت اثر عوامل مادري ۶ مدل حيوان مختلف برازش شد. شکل ماتريسي اين مدل‌ها به صورت زير است:

$$y = Xb + Z_1a + e \quad (M1)$$
$$y = Xb + Z_1a + Wc + e \quad (M2)$$
$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad Cov_{am} = 0 \quad (M3)$$
$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad Cov_{am} \neq 0 \quad (M4)$$
$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Wc + e \quad Cov_{am} = 0 \quad (M7)$$
$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Wc + e \quad Cov_{am} \neq 0 \quad (M8)$$

در اين مدل ها، **y** بردار مشاهدات، **a** بردار اثر ژنتيکي افزايشي مستقيم، **c** بردار اثر محيطي مادري، **m** بردار اثر ژنتيکي افزايشي مادري و **e** بردار اثر باقيمانده و **X** ، $\mathbf{Z_1}$ ، $\mathbf{Z_2}$ و **W** ماتريس‌هاي طرح هستند که مشاهدات را به ترتيب به اثر عوامل ثابت (جنس، نسل- نوبت جوجه کشي)، اثر تصادفي ژنتيکي افزايشي مستقيم حيوان، اثر تصادفي ژنتيکي افزايشي مادري و اثر تصادفي محيطي مادري مرتبط مي‌نمايند. همچنين، Cov_{am} کوواريانس بين اثر ژنتيکي افزايشي مستقيم و مادري مي‌باشد.

جدول ۱- ساختار داده ها و اطلاعات صفات وزن بدن در هشت هفتگي (BW8W)، وزن تخم‌مرغ (EW)، تعداد تخم‌مرغ (EN)، تعداد روزهاي توليد(DP) و سن بلوغ جنسي (ASM) مرغان بومي استان مازندران

صفت	BW8W (گرم)	EW (گرم)	EN (تعداد)[1]	DP (روز)[2]	ASM (روز)
تعداد حيوانات در شجره	٤۳۰۳۷	٤۳۰۳۷	٤۳۰۳۷	٤۳۰۳۷	٤۳۰۳۷
تعداد حيوانات داراي رکورد	٤۱۰۵٦	۳۳۰۱۱	۳۳٦۵۹	۳۳٦۵۹	۳۳٦۵۳
متوسط نتاج هر پدر	۳٤/۹٤	۳۰/۱٤	۳۰/٦۷	۳۰/٦۷	۳۰/٦۷
تعداد مادران داراي رکورد	۷۳۰٦	۷۲۹۳	۷۳۱٦	۷۳۱٦	۷۳۱۸
متوسط نتاج هر مادر	۵/۱۱	٤/۲٤	٤/۳۱	٤/۳۱	٤/۳۱
ميانگين (انحراف معيار)	۵۲۸/۵۲ (۱۲۸/۳۵)	٤۷/٤٤ (٤/٤۳)	۳۹/۳۷ (۱۷/۰۱)	۷۱/۹۸ (۲۱/۱٤)	۱٦٤/۰۲ (۱۵/۰۳)
ضريب تغيرات	۲٤/۲۸	۹/۳٤	٤۳/۲۰	۲۹/۳٦	۹/۱٦
حداقل	۱٦۷	۱٤/۵	۱	۱	۱۱۹
حداکثر	۱۳۰۰	۸۹/۱	۱۳۰	۱۸۰	۲۳٦

۱ براي همه نسل ها، داده برداري براي صفت تعداد تخم‌مرغ به مدت ۸٤ روز پس از رسيدن ۵ درصد پرندگان گله به بلوغ جنسي بوده است.
۲ تعداد روزهاي توليد به عنوان متغير کمکي براي صفت تعداد تخم‌مرغ در نظر گرفته شده است.

پارامترهاي ژنتيكي و محيطي شامل نسبت واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم به واريانس فنوتيپي (وراثت پذيري مستقيم، h^2_a)، نسبت واريانس ژنتيكي افزايشي مادري به واريانس فنوتيپي (وراثت پذيري مادري، h^2_m)، نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي (c^2) و همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري (r_{am}) براي هر يک از صفات تحت مطالعه به صورت تجزيه و تحليل يک متغيره با استفاده از روش حداكثر درستنمايي محدود شده (REML) با الگوريتم بدون مشتق‌گيري[1] بوسيله نرم افزار DFREML (۱۲) برآورد شدند. براي هر يک از اين مدل‌ها لگاريتم درستنمايي[2] (LogL) با روش Simplex (۱۳) حداكثر گرديد. معيار همگرايي براي توقف تكرارها 10^{-8} در نظر گرفته شد.

مقايسه مدل‌هاي برازش شده با استفاده از آزمون نسبت درستنمايي از طريق رابطه زير انجام شد (۸):

$$\chi^2 = -2(\mathrm{LogL}_{M_i} - \mathrm{LogL}_{M_j})$$

در اين رابطه، χ^2 مربع كاي محاسبه شده و LogL_{M_i} و LogL_{M_j} نيز به ترتيب لگاريتم درستنمايي مدل مورد نظر و مدل كامل مي‌باشند. اين مقدار با مربع كاي جدول با درجه آزادي حاصل از تفاضل تعداد اثر عوامل تصادفي مدل j از مدل i مقايسه مي شود. در صورتي كه تفاوت مدل‌ها از نظر آماري معني‌دار نباشد ($p>0.05$) ساده‌ترين مدل به عنوان مناسب ترين آن‌ها پيشنهاد مي‌شود.

نتايج و بحث

برآورد مؤلفه‌هاي (كو)واريانس و پارامترهاي ژنتيكي صفات وزن هشت هفتگي، تعداد تخم مرغ، وزن تخم مرغ و سن بلوغ جنسي همراه با لگاريتم درستنمايي حاصل از مدل‌هاي حيواني با اثر عوامل تصادفي مختلف در جداول ۲ تا ۵ نشان داده شده است.

واريانس ژنتيكي افزايشي براي صفت وزن بدن در هشت هفتگي براساس مدل ۱ برابر با ۱۵۹۷/۲۳ و وراثت پذيري آن ۰/۲۷۴ برآورد گرديد (جدول ۲). با در نظر گرفتن اثر محيطي مادري (مدل ۲) و اثر ژنتيكي افزايشي مادري (مدل ۳)، مقدار واريانس ژنتيكي افزايشي به طور معني‌داري كاهش يافت ($P< 0.01$). وراثت‌پذيري مستقيم در سه مدل ۱ ، ۲ و ۳ به ترتيب ۰/۲۷٤، ۰/۱۹۱ و ۰/۲۰۵ بود. بر اساس اين مدل‌ها، نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي و وراثت‌پذيري مادري به ترتيب ۰/۰۵۲ و ۰/۰۵۰ برآورد گرديد. با مقايسه سه مدل مشخص شد كه با حذف هريك از دو اثر ژنتيكي افزايشي يا محيطي مادري از مدل، مقدار عددي وراثت‌پذيري وزن بدن در هشت هفتگي بيشتر مي‌شود. با منظور كردن كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري در مدل تجزيه و تحليل آماري (مدل ٤)، مقدار واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري به ترتيب ۹/۹۷ و ۲۱/۸۵ درصد افزايش يافت ($P< 0.01$). افزايش در مقدار واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري به دليل كوواريانس منفي بين اين دو اثر (۱۳٤/۷۸-) مي‌باشد. با اين مدل، مقدار وراثت‌پذيري مستقيم و مادريبه ترتيب ۰/۲۲۵ و ۰/۰۶۱ برآورد شد. با برازش مدل ۷، افزايش لگاريتم درستنمايي نسبت به مدل‌هاي ۲ و ۳ معني‌دار بود. مقايسه اين مدل‌ها نشان داد كه حذف هريك از اين عوامل از مدل، باعث مي‌شود كه اثر عامل ديگر بيش از حد برآورد شود(جدول۲). با در نظر گرفتن كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري در مدل ۸ افزايش لگاريتم درستنمايي معني‌دار بود ($p<0.01$). لذا مدل ۸ به عنوان مناسب‌ترين مدل براي برآورد مولفه-هاي واريانس و پارامترهاي ژنتيكي وزن هشت هفتگي پيشنهاد مي‌شود. براساس اين مدل مقادير برآورد شده براي h^2_a ، h^2_m ، c^2 و r_{am} به ترتيب ۰/۲۱۵، ۰/۰۱۷، ۰/۰٤۷ و ۰/۳۹٦- بود.

براي صفت تعداد تخم مرغ برآورد واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت‌پذيري مستقيم براساس مدل ۱ به ترتيب ۲۳/۷۹ و ۰/۱۳۲ بود (جدول ۳). با منظور كردن اثر محيطي مادري (مدل ۲) افزايش لگاريتم درستنمايي نسبت به مدل ۱ معني دار بود ($P< 0.01$). با قرار دادن اثر ژنتيكي افزايشي مادري بجاي اثر محيطي مادري (مدل ۳)، لگاريتم درستنمايي بيشتر شد ($P< 0.01$)، اما واريانس ژنتيكي

1. Derivative Free Algorithm
2. Log Likelihood

افزايشي و وراثت‌پذيري مستقيم در مقايسه با مدل ۲ كمتر تغيير كرد. براساس اين مدل مقدار واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم با ۸/۷ درصد كاهش نسبت به مدل ۱، ۲۱/۷۲ و مقدار وارثت‌پذيري مستقيم با ۹/۱ درصد كاهش نسبت به مدل ۱، ۰/۱۲۰ برآورد شد. برآورد c^2 و h^2_m براساس مدل‌هاي ۲ و ۳ به ترتيب ۰/۰۲۷ و ۰/۰۱۱ بود. با منظور كردن كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري در مدل (مدل ٤) لگاريتم درستنمايي افزايش يافت ($P<0/01$). با برازش مدل ۴ مقدار كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري منفي (۵/۵۶-) و همبستگي آنها ۰/٤۸۹- برآورد شد. اين برآورد باعث شد كه وراثت‌پذيري مستقيم و مادري به ترتيب از ۰/۱۲۰ و ۰/۰۱۱ در مدل ۳ به ۰/۱٤۱ و ۰/۰۲۸ در مدل ٤، در نتيجه كاهش واريانس باقيمانده، افزايش يابند. در برازش مدل داراي اثر ژنتيكي افزايشي و محيطي مادري (مدل ۷)، تفاوت لگاريتم درستنمايي آن نسبت به مدل ۲ (بدون اثر ژنتيكي افزايشي مادري) معني‌دار نبود. اين امر نشان مي‌دهد كه براي صفت تعداد تخم مرغ، اهميت اثر محيطي مادري بيشتر از اثر ژنتيكي افزايشي مادري است. ولي به هر حال، منظور كردن كوواريانس اثر ژنتيكي افزايش مستقيم و مادري در مدل (مدل ۸) مقدار افزايش در لگاريتم درستنمايي نسبت به مدل‌هاي قبل معني دار بود ($P<0/01$). بنابراين اگر چه با برازش اين مدل تغييرات قابل ملاحظه‌اي در پارامترهاي مختلف صفت در مقايسه با ساير مدل‌ها مشاهده نمي‌شود اما به علت برآورد منفي براي همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري مدل ۸ به عنوان مدل مناسب براي صفت تعداد تخم‌مرغ پيشنهاد مي‌شود. براساس اين مدل مقادير برآورد شده براي h^2_a ، h^2_m ، c^2 و r_{am} به ترتيب ۰/۱۳۰ ، ۰/۰۲۹ ، ۰/۰۱۲ و ۰/۷۳۷- بود.

جدول ۲- برآورد مولفه‌هاي (كو)واريانس و پارامترهاي ژنتيكي* وزن هشت هفتگي

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۱۵۹۷/۲۳	-	-	-	٤۲۳۸/۸۹	۵۸۳٦/۱۲	۰/۲۷٤ ± ۰/۰۱۲	-	-	-	-۱۹٦٦۸۸/۱۳
۲	۱۰۹۳/۱۷	۲۹۹/۳۳	-	-	٤۳۱۹/۸۸	۵۷۱۲/۳۸	۰/۱۹۱ ± ۰/۰۱۲	۰/۰۵۲ ± ۰/۰۰۵	-	-	-۱۹٦۵۸۵/۵٤
۳	۱۱۸۸/۷۸	-	۲۹۱/۰۵	-	٤۳۲۸/٦۲	۵۸۰۸/٤۵	۰/۲۰۵ ± ۰/۰۱۳	-	۰/۰۵۰ ± ۰/۰۰٦	-	-۱۹٦٦۲۳/۵۵
٤	۱۳۰۷/۳۳	-	۳۵٤/٦٤	-۱۳٤/۷۸	٤۲۷۰/۸٦	۵۷۹۸/۰٦	۰/۲۲۵ ± ۰/۰۱۲	-	۰/۰٦۱ ± ۰/۰۰٦	-۰/۱۹۸	-۱۹٦٦۱۹/۸۹
۷	۱۰۷۲/۲۳	۲٦٤/۵٤	۵۱/۳۵	-	٤۳۲۹/۰۷	۵۷۱۷/۱۹	۰/۱۸۷ ± ۰/۰۱۳	۰/۰٤٦ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۰۹ ± ۰/۰۰۹	-	-۱۹٦۵۸۳/٤۲
۸	۱۲۲۹/۵٤	۲۷۰/۹۵	۹۹/۱۲	-۱۳۸/۳۷	٤۲۵۲/۰٦	۵۷۱۳/۳۱	۰/۲۱۵ ± ۰/۰۱۲	۰/۰٤۷ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۱۷ ± ۰/۰۰٦	-۰/۳۹٦	-۱۹٦۵۷۸/۳۱

* σ_a^2 واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم، σ_c^2 واريانس محيطي مادري، σ_m^2 واريانس ژنتيكي افزايشي مادري، σ_{am} كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري، σ_e^2 واريانس باقيمانده، σ_p^2 واريانس فنوتيپي، h_a^2 وراثت پذيري مستقيم، c^2 نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي، h_m^2 وراثت پذيري مادري، r_{am} همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري، و LogL لگاريتم درستنمايي.

جدول ۳- برآورد مولفه‌هاي (كو)واريانس و پارامترهاي ژنتيكي تعداد تخم‌مرغ

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۲۳/۷۹	-	-	-	۱۵٦/۸۳	۱۸۰/٦۲	۰/۱۳۲ ± ۰/۰۰۹	-	-	-	-۱۰۳۸٦۹/٤۹
۲	۱۸/۷۵	٤/۸۳	-	-	۱۵٦/۳۵	۱۷۹/۹٤	۰/۱۰٤ ± ۰/۰۰۹	۰/۰۲۷ ± ۰/۰۰٤	-	-	-۱۰۳۸٤۸/۷٤
۳	۲۱/۷۲	-	۲/۰۵	-	۱۵٦/۹۰	۱۸۰/٦٦	۰/۱۲۰ ± ۰/۰۰۹	-	۰/۰۱۱ ± ۰/۰۰٤	-	-۱۰۳۸٦٤/۸٦
٤	۲۵/۳٤	-	۵/۰۸	-۵/۵٦	۱۵۵/۲۰	۱۸۰/۰۷	۰/۱٤۱ ± ۰/۰۰۹	-	۰/۰۲۸ ± ۰/۰۰٤	-۰/٤۸۹	-۱۰۳۸۵۵/٤۵
۷	۱۸/۷۵	٤/۸٤	۰/۰۰۱	-	۱۵٦/۳٦	۱۷۹/۹٤	۰/۱۰٤ ± ۰/۰۰۹	۰/۰۲۷ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۰ ± ۰/۰۰	-	-۱۰۳۸٤۸/۷٤
۸	۲۳/٤٤	۵/۲۲	۲/۱۱	-۵/۱۹	۱۵٤/۰٤	۱۷۹/٦۲	۰/۱۳۰ ± ۰/۰۰۹	۰/۰۲۹ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۱۲ ± ۰/۰۰٤	-۰/۷۳۷	-۱۰۳۸۳۸/۸۱

جدول ۴- برآورد مولفه‌هاي (كو)واريانس و پارامترهاي ژنتيكي وزن تخم‌مرغ

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	٦/۹۹	-	-	-	۸/۳٦	۱۵/۳٦	۰/٤۵۵ ± ۰/۰۱٤	-	-	-	-۵۸۹٤٤/۱۹
۲	٦/٦۵	۰/۲۵	-	-	۸/۳۷	۱۵/۲۸	۰/٤۳۵ ± ۰/۰۱٦	۰/۰۱٦ ± ۰/۰۰٤	-	-	-۵۸۹۳۵/۱۸
۳	٦/۷۸	-	۰/۱۹	-	۸/۳۵	۱۵/۳۵	۰/٤٤۱ ± ۰/۰۱٦	-	۰/۰۱۲ ± ۰/۰۰٤	-	-۵۸۹۳۹/۱۸
٤	۷/٦۹	-	۰/۳۱	-۰/۵۷	۷/۹۵	۱۵/۳۹	۰/٤۹۹ ± ۰/۰۱٦	-	۰/۰۲۰ ± ۰/۰۰٤	-۰/۳٦۵	-۵۸۹۳۱/۷۲
۷	٦/٦٤	۰/۲۲	۰/٤٤	-	۸/۳۷	۱۵/۲۸	۰/٤۳٤ ± ۰/۰۱٦	۰/۰۱٤ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۰۳ ± ۰/۰۰۵	-	-۵۸۹۳٤/۹۸
۸	۷/۷٦	۰/۳۱	۰/۱۳	-۰/٦۹	۷/۸۲	۱۵/۳۳	۰/۵۰٦ ± ۰/۰۱٦	۰/۰۲۰ ± ۰/۰۰۵	۰/۰۰۸ ± ۰/۰۰۵	-۰/٦۹۲	-۵۸۹۲٤/۰۳

واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت‌پذيري مستقيم براي صفت وزن تخم‌مرغ براساس مدل ۱ به ترتيب ٦/۹۹ و ۰/٤۵۵ برآورد گرديد. با منظور كردن اثر محيطي مادري (مدل ۲) يا اثر ژنتيكي افزايشي مادري (مدل ۳) در مدل ۱، اين برآوردها به ترتيب ٤/۸٦ و ۳/۰۰ درصد براي واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم و ٤/۳۹ و ۳/۰۸ درصد براي وراثت‌پذيري مستقيم كاهش داشتند. براساس اين مدل‌ها، c^2 و h^2_m به ترتيب ۰/۰۱٦ و ۰/۰۱۲ برآورد شدند. با برازش كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري در مدل (مدل٤)، افزايش لگاريتم درستنمايي معني‌داري (P<۰/۰۱) بود. اين افزايش در لگاريتم درستنمايي در نتيجه برازش اثر محيطي مادري به همراه اثر ژنتيكي افزايشي مادري بدون منظور نمودن كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري (مدل ۷) و با منظور نمودن آن (مدل ۸) نيز مشاهده شد. براساس اين نتايج در مرغان بومي مازندران براي صفت وزن تخم مرغ نيز مدل مناسب مدل ۸ در نظر گرفته شد. مقايسه مدل‌هاي ۷ و ۸ نشان داد كه اگر چه واريانس ژنتيكي افزايشي مادري سهم بسيار كوچكي در واريانس فنوتيپي دارد (كمتر از يك درصد) اما منظور كردن كوواريانس اين اثر با اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم به دليل مقدار منفي آن (-۰/٦۹) سبب افزايش وراثت‌پذيري مستقيم (۱۱/۲۱ درصد نسبت به مدل ۱ تا ۱٦/۵۹ درصد نسبت به مدل ۷) شد (جدول ۴). بر اساس مدل مناسب مقادير h^2_a ، h^2_m ، c^2 و r_{am} به ترتيب ۰/۵۰٦ ، ۰/۰۰۸ ، ۰/۰۲ و -۰/٦۹ برآورد شد.

براي صفت سن بلوغ جنسي واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت‌پذيري مستقيم با استفاده از مدل ۱ به ترتيب ۷۸/٦٤ و ۰/٤۰۲ برآورد گرديد (جدول ۵). با برازش اثر محيطي مادري (مدل ۲) يا ژنتيكي افزايشي مادري (مدل ۳) افزايش لگاريتم درستنمايي معني دار بود (P<۰/۰۱). براساس مدل ۲، برآورد h^2_a و c^2 به ترتيب ۰/۳۳٦ و ۰/۰٤٤ و براساس مدل ۳، اين مقادير براي h^2_a و h^2_m به ترتيب ۰/۳٤۸ و ۰/۰٤۰ بود. مقايسه اين مدل‌ها نشان داد كه براي سن بلوغ جنسي، هر دو اثر محيطي و ژنتيكي افزايشي مادري اهميت دارند. برآورد همبستگي منفي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري (-۰/۳۷٤) در مدل ٤، باعث افزايش لگاريتم درستنمايي (P<۰/۰۱) و مقدار وراثت پذيري مستقيم و مادري در مقايسه با مدل ۳ شد. افزايش در وراثت پذيري مستقيم و مادري مي تواند به علت كاهش واريانس باقيمانده باشد. با منظور كردن اثر محيطي مادري به مدل‌هاي ۳ (مدل ۷) و ٤ (مدل ۸) افزايش در لگاريتم درستنمايي معني دار بود (P<۰/۰۱). لذا براي اين صفت نيز مدل ۸ به عنوان مدل مناسب پيشنهاد شد. براساس اين مدل مقدار h^2_a ، h^2_m ، c^2 و r_{am} به ترتيب۰/٤۱۳ ، ۰/۰۳٤ ، ۰/۰۳۹ و -۰/۵۹ برآورد گرديد.

در تحقيقات گذشته، وجود اثر عوامل مادري، با استفاده از مقايسه برآورد پارامترهاي ژنتيكي از طريق مدل‌هاي مختلف (استفاده از اطلاعات برادر- خواهران تني، ناتني پدري و ناتني مادري) بررسي شده است. در اين مطالعات مشخص شده است كه مقدار وراثت پذيري صفات (به خصوص وزن بدن در سنين مختلف) بر اساس مدل مادري نسبت به برآورد اين پارامتر بر اساس مدل پدري بيشتر بوده و مقادير برآورد شده بر اساس مدل برادر-خواهران تني، در حد وسط اين دو مدل مي باشد.

جدول ۵ : برآورد مولفه‌هاي (كو)واريانس و پارامترهاي ژنتيكي سن بلوغ جنسي

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۷۸/٦٤	-	-	-	۱۱٦/۸۲	۱۹۵/٤۵	۰/٤۰۲ ± ۰/۰۱۵ -		-	-	-۱۰۳۲۷۰/۱۵
۲	٦٤/۵۳	۸/۳۷	-	-	۱۱۸/۹۱	۱۹۱/۸۱	۰/۳۳٦ ± ۰/۰۱۷	۰/۰۰۵ ± ۰/۰٤٤ -		-	-۱۰۳۲۱۹/۱٦
۳	٦۷/٦۲	-	۷/۷٦	-	۱۱۹/۰٦	۱۹٤/٤۳	۰/۳٤۸ ± ۰/۰۱۷ -		۰/۰۰٦ ± ۰/۰٤۰	-	-۱۰۳۲۲٦/۲٦
٤	۸۰/٤۱	-	۱۱/۵۲	-۱۱/۳۹	۱۱۳/۰٦	۱۹۳/٦۱	۰/٤۱۵ ± ۰/۰۱٦ -		۰/۰۰٦ ± ۰/۰۵۹	-۰/۳۷٤	-۱۰۳۲۱۱/٦٤
۷	٦۳/۱۳	٦/۰٦	۳/٤۰	-	۱۱۹/۵٤	۱۹۲/۱۲	۰/۳۲۹ ± ۰/۰۱۸	۰/۰۰٦ ± ۰/۰۳۱	۰/۰۰۵ ± ۰/۰۱۷	-	-۱۰۳۲۱۰/۲۵
۸	۷۸/۱۹	۷/۵۳	٦/٤٦	-۱۳/٤۲	۱۱۱/۷۱	۱۹۱/۲۸	۰/٤۱۳ ± ۰/۰۱٦	۰/۰۰٦ ± ۰/۰۳۹	۰/۰۰۵ ± ۰/۰۳٤	-۰/۵۹۳	-۱۰۳۱۸۷/٦۹

این تفاوت ها ناشي از وجود اثر عوامل مادري و عوامل ژنتيكي غير افزايشي گزارش شده است (۴، ۶، ۱۰). در اين تحقيقات، كم بودن تفاوت برآورد وراثت پذيري وزن تخم مرغ و سن بلوغ جنسي به كم بودن اثر عوامل مادري بر اين صفات نسبت داده شده است (۱۰، ۱۵) كه با نتايج تحقيق حاضر مطابقت دارد. نتايج مشابه نيز براي طيور بومي استان فارس گزارش شده است (۳).

در مطالعات اخير، به منظور بررسي اثر عوامل مادري بر روي صفات توليدي و توليد مثل طيور تحقيقاتي با استفاده از روش حداكثر درستنمايي محدود شده و مدل‌هاي مختلف حيوان انجام گرفته و در اكثر اين بررسي‌ها تاثير عوامل مادري بر روي اين صفات گزارش شده است. براي مثال چپيوس و همكاران (۱۹۹۶) ۲ تا ۸ درصد از كل واريانس فنوتيپي مشاهده شده بر روي وزن ۱٦ هفتگي سه سويه بوقلمون تجاري را به اثر عوامل مادري (اثر ژنتيكي افزايشي و محيطي مادري) نسبت داده‌اند. همچنين در اين مطالعه منظور نمودن اثر محيطي و ژنتيكي افزايشي مادري در مدل تجزيه و تحليل آماري صفت تعداد تخم مرغ، وراثت‌پذيري را از ۰/۳۷ در مدل ساده حيواني به ۰/۳۲ و ۰/۳۱ كاهش داد. در مطالعه ديگري، كوئرهويس و مك كي (۱۹۹۶) به ترتيب ۲، ۲، ۳ و ۴ درصد از واريانس فنوتيپي مشاهده شده بر روي صفات وزن تخم مرغ، سن بلوغ جنسي، تعداد تخم مرغ و وزن شش هفتگي جوجه‌هاي يك لاين گوشتي را به اثر محيطي مادري نسبت داده‌اند كه با نتايج تحقيق حاضر تطابق زيادي دارد.

در مطالعه كوئرهويس و تامسون (۱۹۹۷) وراثت‌پذيري مادري و نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي بر روي وزن شش هفتگي جوجه‌ها به ترتيب برابر ۲ تا ٤ و ۵ تا ٦ درصد برآورد شد. هارتمن و همكاران (۲۰۰۳) با استفاده از مدل حيواني نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي را براي صفت سن بلوغ جنسي ۰/۰۹ برآورد كردند. در بررسي پرادو-گونزالز و همكاران (۲۰۰۳) وارثت‌پذيري مستقيم و مادري، نسبت واريانس محيطي مادري به واريانس فنوتيپي و همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري براي وزن يك‌روزگي جوجه‌هاي بومي جنوب مكزيك به ترتيب ۰/۱۵ ، ۰/۱۸ ، ۰/٤۳ و ۰/۰۱- برآورد گرديد. در اين مطالعه مشخص شد كه با افزايش سن جوجه‌ها مقدار وراثت‌پذيري مستقيم افزايش ولي مقدار h^2_m و c^2 كاهش يافت. در اين مطالعه، برآورد پارامترهاي فوق در سن چهار هفتگي به ترتيب ۰/۲۰، ۰/۱٦، ۰/۰۸ و ۰/۰۱- بوده، در سن هشت هفتگي مقدار وراثت‌پذيري مستقيم ۰/۲۱ و بقيه عوامل به صفر كاهش يافتند.

فتحي (۱۳۸۲) در مطالعه خود بر روي يک لاين گوشتي تجاري با استفاده از مدل‌هاي حيواني مختلف، براي صفت وزن شش هفتگي، مدل ۸ را به عنوان مناسب‌ترين مدل براي اين صفت پيشنهاد داد. در اين مطالعه اثر ژنتيكي افزايشي مادري نسبت به اثر محيطي مادري تاثير بيشتري بر روي وزن شش هفتگي داشت. در صورتيكه در تحقيق حاضر، از مقايسه مدل‌هاي مختلف مشخص مي‌شود كه تاثير عامل محيطي مادري بر وزن هشت هفتگي طيور بومي مازندران بيشتر از عامل ژنتيكي افزايشي مادري است. همچنين در تحقيق فتحي (۱۳۸۲) براي صفات تعداد تخم -مرغ، وزن تخم‌مرغ و سن بلوغ جنسي مدل ۳ كه علاوه بر

اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم شامل اثر ژنتيكي افزايشي مادري نيز مي باشد به عنوان مناسب ترين مدل در نظر گرفته شد كه با نتايج تحقيق حاضر مطابقت نداشت.

به طور كلي، نتايج حاصل از تحقيق حاضر نشان داد براي صفت وزن بدن در هشت هفتگي حذف اثر عوامل مادري از مدل موجب بيش از حد برآورد شدن مولفه واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت پذيري مستقيم اين صفت مي‌شود. براي صفت تعداد تخم‌مرغ، وزن تخم‌مرغ و سن بلوغ جنسي منظور كردن مولفه‌هاي مادري در مدل بدون برازش كوواريانس اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري، برآوردهاي كمتري از واريانس ژنتيكي افزايشي و وراثت پذيري مستقيم را براي اين صفات موجب شد.

همچنين نتايج تجزيه و تحليل هاي يک متغيره هر يک از صفات تحت مطالعه نشان داد كه در همه اين صفات همبستگي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري منفي بود. در نتيجه انتخاب براساس ارزش‌هاي اصلاحي مستقيم بدون توجه به اثر ژنتيكي افزايشي مادري باعث مي‌شود كه قابليت‌هاي مادري مؤثر بر صفات توليدي و توليد مثل در اين مرغان طي هر نسل انتخاب كاهش يابد. اگر چه اين كاهش به علت كم بودن اثر ژنتيكي افزايشي مادري مي‌تواند ناچيز باشد. رابينسون و همكاران (۱۹۹۳) نيز در بررسي خود همبستگي منفي اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري مشاهده شده براي وزن بدن را به عدم توجه به آثار مادري در طي نسل‌هاي گذشته و انتخاب براساس ارزش ژنتيكي افزايشي مستقيم حيوان نسبت داده‌اند. اما با توجه به اينكه در مرغان بومي مازندران، انتخاب بر اساس تجزيه و تحليل چند متغيره و بر اساس ارزش ژنتيكي كل صورت مي‌گيرد، لازم است در مطالعه‌اي نتايج تجزيه و تحليل چند متغيره صفات فوق با برازش مدل‌هاي با اثر عوامل مادري بررسي شود.

سپاسگزاري

بدينوسيله از مركز اصلاح نژاد مرغ بومي استان مازندران به جهت در اختيار قرار دادن داده‌ها صميمانه تشكر و قدرداني مي‌شود.

منابع مورد استفاده

REFERENCES

۱. فتحي، ع. ۱۳۸۲. بررسي اثر عوامل مادري بر صفات توليدي و توليدمثل جوجه هاي گوشتي يك لاين تجاري. پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشكده كشاورزي، دانشگاه تربيت مدرس،۹۹ صفحه.

۲. نجاتي جوارمي، ا.، ح. ر.كياني منش، و م. ع. كمالي. ۱۳۸۰. برآورد پارامترهاي ژنتيكي و محيطي صفات مهم اقتصادي در مرغان بومي ايران. اولين سمينار ژنتيک و اصلاح نژاد دام، طيور و آبزيان كشور. مجموعه مقالات. دانشگاه تهران . دانشكده كشاورزي كرج. صفحه ۲۸۲– ۲۷۵.

۳. نيک بين، س. ۱۳۷۷. برآورد پارامترهاي ژنتيكي مرغهاي بومي استان فارس. پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشكده كشاورزي، دانشگاه تربيت مدرس،۱۰۶ صفحه.

4. Akbas, A., Y. Unver, I. Oguz, & O. Aitan. 2002. Estimation of genetic parameters for clutch traits in laying hens. 7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production, August 19–23, Montpellier, France.
5. Chambers, J. R. 1990. Genetic of growth and meat production in chickens. In: Crawford, R. D. (Ed). Poultry Breeding and Genetics. Elsevier, Amsterdam, p.599– 644.
6. Chapuis, H., M. Tixier–boichard, Y. Delabrosse & 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.
7. Crawford, R. D. 1993. Poultry Breeding and Genetics. Elsevier, Amsterdam. 990 pp.
8. Dobson, A. J. 1991. An Introduction to Generalized Linear Models. Chapman and Hall. London, UK. 147pp.

9. Hartmann, C., E. Strandberg, L. Rydhmer & 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.
10. Koerhuis , A. N. M. & 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
11. Koerhuis, A. N. M. & R. Thompson. 1997. Models to estimate maternal effects for juvenile body weight in broiler chickens. Genetics, Selection Evaluation, 29: 225–249.
12. Meyer, K. 2000. DFREML version 3.0. Program to estimate variance components by restricted maximum likelihood using derivative–free algorithm. User notes. Animal Genetics and Breeding Unit. University New England, Armidale, NSW, Australia. 84pp.
13. Nelder, J. A. & R. Mead. 1965. A simplex method for function minimization. Computer Journal, 7: 147.
14. Prado–Gonzalez, E. A., I. Ramirez–Avila & 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 (1).
15. Quadeer, M. A., J. V. Craic, K. E. Kemp & A. D. Dayton. 1977. Selection for egg mass in different social environments. 1. Estimation of some parameter in the foundation stock. Poultry Science 59: 1522–1535.
16. Robinson, F. E., J. L. Wilson, M. W. Yu, G. M. Fasenko & R. T. Hardin. 1993. The relationship between body weight and reproduction efficiency in meat–ltype chickens. Poultry Science, 72: 912–922.
17. Willham, R. L. 1980. Problems in estimating maternal effects. Livestock Production Science, 7: 405–418.