

تأثیر برآزش مدل‌های مختلف حیوانی بر برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن جوجه یک روزه

ابوالقاسم سراج^۱، رسول واعظ ترشیزی^{۲*} و عباس پاکدل^۳
۱، دانشجوی دکتری و استادیار دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۲، استادیار پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران
(تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۱۸ - تاریخ تصویب: ۸۹/۹/۳)

چکیده

در تحقیق حاضر، اثر عوامل مادری مؤثر بر وزن یک‌روزگی جوجه‌های دو خط پدری و مادری یک لاین تجاری گوشتی آرین و مرغان بومی مازندران، به همراه تأثیر برآزش اثر متقابل پدر-نسل بر برآورد پارامترهای ژنتیکی حاصل از مدل‌های با آثار مادری، مورد بررسی قرار گرفت. داده‌ها با روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و مدل‌های حیوانی مختلف با استفاده از نرم‌افزار ASREML تجزیه و تحلیل شدند. در این مطالعه ده مدل حیوانی مختلف برآزش و معنی‌داری آثار مدل‌ها با آزمون نسبت درست‌نمایی بررسی شد. کلیه مدل‌ها شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بودند و تفاوت آنها با یکدیگر در برآزش آثار ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی مادری، کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، اثر متقابل پدر-نسل و ترکیب‌های مختلف این آثار بود. علی‌رغم تفاوت در برآورد پارامترهای ژنتیکی حاصل از مدل‌های مختلف، الگوی تغییرات در همه سویه‌ها مشابه بود. در این سویه‌ها، برآزش اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بدون منظور کردن سایر آثار تصادفی موجب شد وراثت‌پذیری مستقیم بیش از حد برآورد شود (دامنه‌ای از ۰/۴۴۲ تا ۰/۷۵۴). کاهش در این برآوردها در نتیجه برآزش آثار مادری به خصوص اثر ژنتیکی افزایشی مادری، با و بدون منظور کردن اثر متقابل پدر-نسل، نشان داد که بخش قابل ملاحظه‌ای از واریانس فنوتیپی مشاهده شده بر وزن جوجه یک روزه ناشی از اثر ژنتیکی افزایشی مادری (دامنه‌ای از ۱۵/۹ درصد تا ۶۲/۷ درصد) است. همچنین افزایش همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (۰/۱۰۰- به ۰/۱۲۰ در خط پدری، ۰/۱۳۰- به ۰/۰۶۰- در خط مادری و ۰/۲۱۰- به ۰/۱۶۰- در مرغان بومی) با برآزش اثر متقابل پدر-نسل نشان داد که برآورد منفی این همبستگی می‌تواند احتمالاً ناشی از نقص برآزش عوامل در مدل تجزیه و تحلیل داده‌ها باشد.

واژه‌های کلیدی: لاین گوشتی تجاری، مرغان بومی مازندران، مدل حیوان.

مقدمه

این بررسی‌ها نشان داده شده است که حذف هر یک از آثار مادری از مدل تجزیه و تحلیل آماری موجب برآورد بیشتر واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و در نتیجه وراثت‌پذیری حاصل از آن خواهد شد. همچنین در بسیاری از این مطالعات همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری منفی برآورد شده است. دلایل

نتایج حاصل از بررسی‌های مختلف نشان می‌دهد که در نظر گرفتن اثر عوامل مادری باعث برآورد صحیح‌تری از اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولیدمثلی طیور خواهد شد (Fathi et al., 2005; Seraj et al., 2007; Shafaat et al., 2008)

ناشی از اثر ژنتیکی افزایشی مادری بوده (بیش از ۵۰ درصد)، واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم موثر بر آن بسیار کم و نزدیک به صفر است (Hartmann et al., 2003). این برآوردها برای وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری، نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی و همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری در جوجه‌های نژاد کرول مکزیک، به ترتیب، ۰/۱۵، ۰/۱۸، ۰/۴۳ و ۰/۱۵- گزارش شده است (Prado-Gonzalez et al., 2003). با توجه به بررسی مطالعات مختلف، هدف مطالعه حاضر، بررسی اثر منظور کردن آثار تصادفی مختلف در مدل تجزیه و تحلیل صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌های گوشتی دو خط پدری و مادری یک لاین تجاری گوشتی آرین و نیز مرغان بومی مازندران و همچنین تأثیر برآزش اثر متقابل پدر-نسل بر مؤلفه‌های واریانس از جمله کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری می باشد.

مواد و روش‌ها

داده‌ها

در تحقیق حاضر، از داده‌های صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌های دو خط پدری و مادری یک لاین گوشتی تجاری مربوط به مرکز پرورش و اصلاح نژاد مرغ آرین و نیز مرغان بومی مازندران برای بررسی آثار عوامل مادری استفاده شد. وزن جوجه یک‌روزه در لاین‌های تجاری بر روی ۵۰ درصد پرنده‌ها، که به طور تصادفی انتخاب می‌شدند، و در مرغان بومی مازندران بر روی تمامی پرندگان، به ترتیب برای ۹ و ۱۶ نسل، ثبت شده بود. در ایجاد خط پدری گوشتی، تأکید اصلی در انتخاب پرندگان برای صفات وزن بدن، ضریب تبدیل غذا، وزن و عرض سینه در ۶ هفتهگی بود. در لاین مادری گوشتی تأکید بیشتر بر تعداد جوجه‌های حاصل از هر پرنده در طی ۱۲ هفته اول تولید (هفته‌های ۲۸ تا ۳۹)، سن بلوغ جنسی و میانگین وزن تخم مرغ در سنین ۳۱ و ۳۳ هفتهگی بود. برای مرغان بومی مازندران، تأکید اصلی انتخاب بر صفات وزن بدن در ۱۲ هفتهگی، تعداد تخم تولیدی در ۸۴ روز اول تولید، میانگین وزن تخم مرغ در سنین ۲۹، ۳۱ و ۳۳ هفته و سن بلوغ جنسی بود. خلاصه ساختار اطلاعات شجره پرندگان و آماره‌های داده‌های مورد استفاده در جدول ۱ ارائه شده است.

گونگونی نظیر سازگاری بهتر گونه‌ها در طبیعت (Hartmann et al., 2002)، کاهش کیفیت پوسته تخم و عدم توجه به آثار مادری در طی نسل‌های گذشته (Robinson et al., 1993)، عدم تعادل ناشی از پیوستگی و اثرات پلیوتروپی ژن‌ها (Grindstaff et al., 2003) و احتمالاً شدت انتخاب طی نسل‌های متوالی بر اساس ارزش ژنتیکی افزایشی مستقیم برای این همبستگی منفی گزارش شده است. برخی محققین مناسب نبودن مدل آماری را دلیلی بر برآورد منفی و بالای همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بیان کرده‌اند (Robinson, 1996). در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده صفت وزن شیرگیری گوسفندان مرینو نشان داده شد که چنانچه اثر متقابل پدر و سال معنی‌دار باشد، حذف آن اثر از مدل آماری موجب می‌شود واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و در نتیجه وراثت‌پذیری‌های حاصل از آنها بیش از مقدار واقعی برآورد شود (Konstantinov & Brien, 2003). همچنین میزان منفی بودن مقدار همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری به مقدار زیادی کاهش می‌یابد. محققین دیگری نیز این نتایج را بر روی صفات مختلف دام‌های مزرعه‌ای گزارش کرده‌اند (Robinson, 1996; Lee & Pollak, 1997). بررسی‌ها با استفاده از داده‌های واقعی دام‌های مزرعه‌ای نیز نشان می‌دهد قرار دادن اثر متقابل پدر و سال در مدل موجب برآوردهای پائین‌تری از واریانس‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری شده، باعث می‌شود همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری به مقدار قابل ملاحظه‌ای، نسبت به زمانی که این عامل در مدل وجود ندارد، افزایش یابد (Lee & Pollak, 1997; Berweger, 1999; Konstantinov & Brien, 2003). در طیور نیز در مطالعه‌ای بر روی داده‌های وزن شش هفتهگی یک لاین گوشتی تجاری گزارش گردید که حذف اثر متقابل پدر و نسل از مدل، موجب برآورد منفی‌تر همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری شود (Shafaat et al., 2008).

مطالعه اثر عوامل مادری بر وزن جوجه‌های یک‌روزه بسیار محدود است. در این بررسی‌ها گزارش شده است که بخش قابل ملاحظه‌ای از واریانس فنوتیپی وزن بدن

جدول ۱- ساختار اطلاعات شجره‌ای و آماره های صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌های مورد مطالعه

اطلاعات شجره	لاین پدری	لاین مادری	بومی
تعداد حیوانات در شجره	۵۰۴۴۷	۲۹۲۵۹	۵۴۹۴۴
تعداد حیوانات دارای رکورد	۲۱۵۰۹	۱۰۰۰۳	۳۲۵۸۰
تعداد حیوانات پایه	۲۳۰	۳۶۱	۱۱۲۹
تعداد پدر	۳۲۲۱	۱۷۳۳	۱۴۲۵
تعداد مادر	۱۳۳۴۲	۹۵۰۷	۱۰۴۱۹
میانگین وزن یک روزگی \pm انحراف معیار (گرم)	$۴۵/۶۵ \pm ۴/۵۱$	$۴۳/۳۸ \pm ۴/۱۷$	$۳۶/۱۷ \pm ۳/۵۷$
ضریب تغییرات (درصد)	۹/۸۸	۹/۶۱	۹/۸۷
حدافل (گرم)	۳۱	۳۰	۲۰/۱
حداکثر (گرم)	۶۲	۶۰	۶۱/۵

تجزیه و تحلیل آماری

برای بررسی اثر عوامل مادری بر وزن جوجه یک‌روزه و نیز منظور کردن اثر متقابل پدر-نسل بر مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس محیطی مادری و کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، ۱۰ مدل حیوان مختلف برازش شد. شکل ماتریسی این مدل‌ها به شرح زیر است:

$$\text{مدل ۱)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{e}$$

$$\text{مدل ۲)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Wc} + \mathbf{e}$$

$$\text{مدل ۳)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} = 0$$

$$\text{مدل ۴)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} \neq 0$$

$$\text{مدل ۵)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Wc} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} = 0$$

$$\text{مدل ۶)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Wc} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} \neq 0$$

$$\text{مدل ۷)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Ss} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} = 0$$

$$\text{مدل ۸)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Ss} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} \neq 0$$

$$\text{مدل ۹)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Wc} + \mathbf{Ss} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} = 0$$

$$\text{مدل ۱۰)} \quad \mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Wc} + \mathbf{Ss} + \mathbf{e}$$

$$\sigma_{\mathbf{am}} \neq 0$$

در این مدل‌ها، \mathbf{y} بردار مشاهدات، \mathbf{a} بردار اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، \mathbf{m} بردار اثر ژنتیکی افزایشی مادری، \mathbf{c}

بردار اثر محیطی مشترک مادری، \mathbf{s} بردار اثر متقابل پدر-نسل و \mathbf{e} بردار اثر باقیمانده است. همچنین، \mathbf{X} ، \mathbf{Z}_1 ، \mathbf{Z}_2 ، \mathbf{W} و \mathbf{S} ماتریس‌های طرح هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثر عوامل ثابت (نسل-نوبت جوجه کشی، ۴۴ تا ۵۶ سطح؛ جنس، دو سطح، و سن مادر، ۶ سطح فقط در لاین های گوشتی)، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مادری، اثر تصادفی محیطی مادری و اثر متقابل پدر-نسل ربط می‌دهند. در این مدل‌ها، $\sigma_{\mathbf{am}}$ نیز کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده (REML) و نرم‌افزار ASREML (Gilmour et al., 2000) انجام گرفت. معیار همگرایی برای توقف تکرارها 10^{-8} در نظر گرفته شد. برای مقایسه مدل‌های برازش شده از آزمون نسبت درست‌نمایی، به شرح زیر استفاده شد (Dobson, 1991):

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

در این رابطه، χ^2 مربع کای محاسبه شده، و LogL_{M_i} و LogL_{M_j} نیز به ترتیب لگاریتم درست‌نمایی مدل مورد نظر و مدل کامل می‌باشند. این مقدار با مربع کای جدول با درجه آزادی حاصل از تفاضل تعداد آثار تصادفی مدل z از مدل i مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار مربع کای محاسباتی از مقدار مربع کای جدول بزرگتر باشد ($p < 0.05$) مدل کامل، مدل مناسب‌تر خواهد بود.

نتایج و بحث

برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌های دو لاین گوشتی و مرغان بومی مازندران، همراه با لگاریتم درستمایی حاصل از مدل‌های حیوان با آثار تصادفی مختلف در جدول‌های ۴ تا ۶ نشان داده شده است. واریانس ژنتیکی افزایشی وزن یک‌روزگی جوجه‌ها براساس مدل ۱ برابر با ۱۱/۶۷، ۹/۵۶ و ۴/۰۲ و وراثت‌پذیری حاصل از آنها برابر با ۰/۷۵۴، ۰/۶۹۹ و ۰/۴۴۲، به ترتیب، برای لاین های پدری، مادری و مرغان بومی مازندران بود. برازش مدل ۲ نشان داد که بخش قابل ملاحظه‌ای از واریانس فنوتیپی ناشی از اثر محیطی مادری است (۳۸/۶، ۴۰/۲ و ۳۲/۹ درصد، به ترتیب برای خطوط پدری و مادری و مرغان بومی مازندران). این اثر موجب شد که وراثت‌پذیری مستقیم وزن جوجه یک‌روزه در خطوط پدری، مادری و بومی مازندران، به ترتیب، ۵۸/۸۹، ۶۲/۲۳ و ۷۶/۰۲ درصد کاهش یافته ($p < 0.01$) و ۰/۳۱۰، ۰/۲۶۴ و ۰/۱۰۶ برآورد شوند. تأثیر برازش اثر ژنتیکی افزایشی مادری (مدل ۳) بر واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری حاصل از آن بسیار چشمگیرتر از منظور کردن اثر محیطی مادری بود. با استفاده از این مدل، وراثت‌پذیری مادری نسبتاً زیاد وزن جوجه یک‌روزه (۵۴۸/۰ در خط پدری، ۵۷۲/۰ در خط مادری و ۴۴۱/۰ در مرغ بومی مازندران) باعث شد

برآورد وراثت‌پذیری مستقیم با کاهش معادل ۹۱/۹۱ درصد، ۹۲/۹۹ درصد و ۹۰/۹۵ درصد، به ۰/۰۶۱، ۰/۰۴۹ و ۰/۰۴۰؛ به ترتیب، در خطوط پدری، مادری و بومی، تغییر یابد ($p < 0.01$). مقایسه این سه مدل به وضوح نشان می‌دهد که حذف هر یک از آثار محیطی یا ژنتیکی افزایشی مادری از مدل، سبب بیشتر برآورد شدن وراثت‌پذیری مستقیم وزن یک‌روزگی جوجه‌ها می‌شود.

با منظور کردن کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (مدل ۴)، مقدار وراثت‌پذیری‌های مستقیم و مادری در مقایسه با مدل ۳، به ترتیب، با افزایشی معادل ۱۹/۶۷ درصد و ۶/۷۵ درصد، ۴۸/۹۸ درصد و ۱۰/۳۱ درصد، و ۶۷/۵۰ درصد و ۹/۰۷ درصد، به ۰/۰۷۳ و ۰/۵۸۵، ۰/۰۷۳ و ۰/۶۳۱، و ۰/۰۶۷ و ۰/۴۸۱، به ترتیب، در خطوط پدری، مادری و بومی، تغییر کردند. این افزایش معنی‌دار ($P < 0.01$) در وراثت‌پذیری‌های مستقیم و مادری می‌تواند به دلیل برآورد منفی همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (۰/۲۲) - در خط پدری، ۰/۳۶ - در خط مادری و ۰/۳۲ - در مرغ بومی مازندران) صفت تحت مطالعه باشد. در همه سویه‌های تحت مطالعه، برازش مدل ۵، که هر دو اثر محیطی و ژنتیکی مادر را شامل می‌شد، موجب کاهش معنی‌داری ($P < 0.01$) در وراثت‌پذیری مستقیم (۰/۵۹) در مقایسه با ۳/۱۰ در خط پدری ۰،

جدول ۲- برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی^۱ وزن جوجه یک‌روزگی در لاین گوشتی پدری

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_s^2	σ_{am}^2	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	s^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۱۱/۶۷	-	-	-	۳/۸۰	۱۵/۴۷	۰/۷۵۴	-	-	-	-	-۳۸۷۲۶/۸۷
۲	۴/۴۰	۵/۴۸	-	-	۴/۳۱	۱۴/۱۹	۰/۳۱۰	۰/۳۸۶	-	-	-	-۳۷۷۱۶/۸۶
۳	۰/۹۶	-	-	۸/۶۳	۶/۱۵	۱۵/۷۵	۰/۰۶۱	-	۰/۵۴۸	-	-	-۳۷۴۷۷/۰۴
۴	۱/۱۴	-	-	۹/۱۹	۰/۷۰	۱۵/۶۹	۰/۰۷۳	-	۰/۵۸۵	۰/۲۲	-	-۳۷۴۷۴/۳۰
۵	۰/۸۶	۲/۲۹	-	۵/۲۵	۶/۰۳	۱۴/۴۳	۰/۰۵۹	۰/۱۵۹	۰/۳۶۴	-	-	-۳۷۴۱۸/۴۳
۶	۰/۹۲	۲/۲۷	-	۵/۴۶	۰/۲۲	۱۴/۴۳	۰/۰۶۴	۰/۱۵۷	۰/۳۷۸	۰/۱	-	-۳۷۴۱۸/۰۵
۷	۰/۳۱	-	۰/۸۵	۸/۶۲	-	۱۵/۷۰	۰/۰۲۰	-	۰/۵۴۹	-	-	-۳۷۴۳۰/۹۳
۸	۰/۳۴	-	۰/۸۴	۸/۷۲	۰/۱۱	۱۵/۶۹	۰/۰۲۱	-	۰/۵۵۵	۰/۰۷	-	-۳۷۴۳۱/۳۰
۹	۰/۳۱	۲/۰۹	۰/۸۱	۵/۵۲	-	۱۴/۵۱	۰/۰۲۲	۰/۱۴۴	۰/۳۸۰	-	-	-۳۷۳۰۳/۱۴
۱۰	۰/۲۹	۲/۰۹	۰/۸۲	۵/۳۸	۰/۱۵	۱۴/۵۲	۰/۰۲۰	۰/۱۴۴	۰/۳۷۱	۰/۱۲	-	-۳۷۳۰۲/۹۳

۱. σ_a^2 ، واریانس ژنتیکی اثر افزایشی مستقیم؛ σ_c^2 ، واریانس اثر محیطی مادری؛ σ_s^2 ، واریانس اثر متقابل پدر-نسل؛ σ_m^2 ، واریانس اثر ژنتیکی افزایشی مادری؛ σ_{am}^2 ، کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری؛ σ_e^2 ، واریانس اثر باقیمانده؛ σ_p^2 ، واریانس فنوتیپی؛ h_a^2 ، وراثت‌پذیری مستقیم؛ c^2 ، نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی؛ s^2 ، نسبت واریانس اثر متقابل پدر-نسل به واریانس فنوتیپی؛ h_m^2 ، وراثت‌پذیری مادری؛ r_{am} ، همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و LogL لگاریتم درستمایی. دامنه انحراف استاندارد پارامترها از ۰/۰۳ تا ۰/۱۵ بود.

و تحلیل آماری، که حدود ۵/۴ درصد از واریانس فنوتیپی را شامل می‌شود، موجب می‌گردد واریانس این اثر در داخل واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم برآورد شود.

افزایش مقدار لگاریتم درست‌نمایی در نتیجه منظور کردن کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری در مدل ۷ (مدل ۸)، فقط در لاین مادری ($P < 0.05$) و بومی‌مازندران ($P < 0.01$) معنی‌دار بود. در این سویه‌ها، با برازش این مدل تغییر در نسبت واریانس اثر متقابل پدر- نسل به واریانس فنوتیپی ایجاد نشد، اما مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری به علت برآورد منفی کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری افزایش یافت (به ترتیب، ۷۵ درصد و ۸/۵ درصد در لاین مادری و ۷۷ درصد و ۷/۳ درصد در مرغان بومی‌مازندران). همچنین، اگرچه برازش اثر متقابل پدر- نسل تغییر در مقدار همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری ایجاد نکرد (مقایسه مدل ۸ و ۴)، اما موجب کاهش قابل ملاحظه‌ای در واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و در نتیجه وراثت‌پذیری مستقیم شد (۰/۰۴۲ در مقایسه با ۰/۰۷۳ در لاین مادری و ۰/۰۳۹ در مقایسه با ۰/۰۶۷ در مرغان بومی‌مازندران).

در هر سه گروه داده‌های مورد بررسی، لگاریتم درست‌نمایی مدل ۹، که شامل آثار ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی مادری و اثر متقابل پدر- نسل بدون برازش کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بود، نسبت به مدل‌های ۷ و ۵ افزایش معنی‌داری داشت. مقایسه نتایج این مدل‌ها نشان می‌دهد که منظور نکردن اثر محیطی مادری تأثیری بر اثر متقابل پدر- نسل نداشته، اما موجب بیش از حد برآورد شدن اثر ژنتیکی افزایشی مادری می‌شود (۰/۵۴۹، ۰/۵۷۸ و ۰/۴۵۰ در مدل ۳ در مقایسه با ۰/۳۸۰، ۰/۳۶۸ و ۰/۱۴۵ در مدل ۹، به ترتیب، در لاین پدری، مادری و بومی). همچنین، با توجه به عدم تفاوت معنی‌دار بین لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های ۹ و ۱۰، مدل ۹ (مدل ساده تر) به عنوان مناسب‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن یک روزگی جوجه‌های مورد مطالعه پیشنهاد می‌شود. نتایج حاصل از این مدل نشان می‌دهد که واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم سهم بسیار ناچیزی در واریانس

۰/۰۴۹ در مقایسه با ۰/۲۶۴ در خط مادری و ۰/۰۳۸ در مقایسه با ۰/۱۰۶ در مرغان بومی) و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی (۰/۱۵۹ در مقایسه با ۰/۳۸۶ در خط پدری، ۰/۱۸۶ در مقایسه با ۰/۴۰۲ در خط مادری و ۰/۲۲۴ در مقایسه با ۰/۳۲۹ در مرغان بومی) نسبت به مدل ۲ شد. اگرچه برازش توأم این دو عامل تغییری در مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن جوجه یک‌روزه نسبت به مدل ۳ ایجاد نکرد اما منظور شدن اثر ژنتیکی افزایشی مادری در کنار اثر محیطی مادری موجب شد وراثت‌پذیری مادری با کاهش معادل ۳۳/۵۷ درصد، ۳۸/۶۴ درصد و ۶۷/۱۲ درصد، به ۰/۳۶۴، ۰/۳۵۱ و ۰/۱۴۵، به ترتیب، در خطوط پدری، مادری و بومی تغییر کند. مقایسه برآوردهای نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی و وراثت‌پذیری مادری نشان داد که حذف هر یک از این دو اثر از مدل موجب بیش از حد برآورد شدن عامل دیگر می‌شود.

برازش کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری در مدل دارای اثر محیطی و ژنتیکی افزایشی مادری (مدل ۶) هیچگونه افزایش معنی‌داری را در مقدار لگاریتم درست‌نمایی ایجاد نکرد ($P > 0.05$). با این وجود، مقایسه مدل‌های ۴ و ۶ نشان داد که اگرچه قرار دادن اثر محیطی مادری در مدل تغییرات چشمگیری در مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن جوجه یک‌روزه ایجاد نکرد، اما باعث شد مقدار همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بین ۳۴ تا ۶۴ درصد افزایش یابد.

جایگزین کردن اثر متقابل پدر- نسل به جای اثر محیطی مادری در مدل ۵ (مدل ۷) باعث شد لگاریتم درست‌نمایی به طور معنی‌داری افزایش یابد ($P < 0.01$). این افزایش، وراثت‌پذیری مستقیم را در لاین پدری، ۶۶ درصد، در لاین مادری، ۵۱ درصد و در مرغان بومی ۴۲ درصد نسبت به مدل ۵ کاهش داد. این کاهش در مقایسه با مدل ۳ برای لاین‌های پدری، مادری و بومی، به ترتیب، حدود ۳/۱، ۲ و ۱/۸ برابر بود. این درحالی است که با برازش مدل ۷ تغییر قابل ملاحظه‌ای در واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت‌پذیری مادری نسبت به مدل ۳ ایجاد نشد. این مطلب نشان می‌دهد که منظور نکردن اثر متقابل پدر- نسل در مدل تجزیه

جدول ۳- برآورد مولفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی^۱ وزن جوجه یک روزگی در لاین گوشتی مادری

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_s^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	s^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۹/۵۶	-	-	-	-	۴/۱۲	۱۳/۶۸	۰/۶۹۹	-	-	-	-	-۱۷۳۷۶/۱۶۶
۲	۳/۱۹	۴/۸۷	-	-	-	۴/۰۴	۱۲/۱۰	۰/۲۶۴	۰/۴۰۲	-	-	-	-۱۶۸۶۹/۹۴
۳	۰/۶۷	-	-	۸/۰۶	-	۵/۳۴	۱۴/۰۹	۰/۰۴۹	-	-	۰/۵۷۲	-	-۱۶۷۷۶/۹۲
۴	۱/۰۲	-	-	۸/۸۷	-۱/۰۱	۵/۱۷	۱۴/۰۶	۰/۰۷۳	-	-	۰/۶۳۱	-۰/۳۶	-۱۶۷۷۳/۹۱
۵	۰/۶۱	۲/۳۲	-	-	-	۵/۱۷	۱۲/۵۱	۰/۰۴۹	۰/۱۸۶	-	۰/۳۵۱	-	-۱۶۷۳۶/۲۵
۶	۰/۷۳	۲/۲۹	-	-	۴/۶۲	-۰/۲۵	۱۲/۵۲	۰/۰۵۸	۰/۱۸۳	-	۰/۳۶۹	-۰/۱۳	-۱۶۷۳۶/۰۱
۷	۰/۳۴	-	۰/۲۵	-	-	۵/۳۶	۱۴/۸	۰/۰۲۴	-	۰/۱۸	۰/۵۷۸	-	-۱۶۷۶۰/۳۰
۸	۰/۵۹	-	۰/۲۳	-	۸/۸۲	۵/۲۴	۱۴/۰۷	۰/۰۴۲	-	۰/۱۶	۰/۶۲۷	-۰/۳۵	-۱۶۷۵۸/۲۵
۹	۰/۲۸	۲/۲۸	۰/۲۲	-	-	۵/۲۱	۱۲/۵۲	۰/۰۲۲	۰/۱۸۲	۰/۱۸	۰/۳۶۸	-	-۱۶۷۲۸/۹۶
۱۰	۰/۳۰	۲/۲۸	۰/۲۲	-	۴/۶۱	۵/۱۹	۱۲/۵۳	۰/۰۲۴	۰/۱۸۲	۰/۱۸	۰/۳۶۸	-۰/۰۶	-۱۶۷۲۸/۹۰

۱. دامنه انحراف استاندارد پارامترها از ۰/۰۰۳ تا ۰/۰۱۵ بود.

جدول ۴- برآورد مولفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی^۱ وزن جوجه یک روزه در مرغان بومی مازندران

مدل	σ_a^2	σ_c^2	σ_s^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2	c^2	s^2	h_m^2	r_{am}	LogL
۱	۴/۰۲	-	-	-	-	۵/۰۷	۹/۰۹	۰/۴۴۲	-	-	-	-	-۴۹۴۰۸/۱۱
۲	۰/۹	۲/۸۴	-	-	-	۴/۸۶	۸/۶۱	۰/۱۰۶	۰/۳۲۹	-	-	-	-۴۷۴۲۶/۶۴
۳	۰/۴۰	-	-	۴/۴۲	-	۵/۱۸	۱۰/۰۰	۰/۰۴۰	-	-	۰/۴۴۱	-	-۴۷۵۵۹/۱۹
۴	۰/۶۶	-	-	۴/۷۸	-۰/۵۷	۵/۰۵	۹/۹۳	۰/۰۶۷	-	-	۰/۴۸۱	-۰/۳۲	-۴۷۵۴۹/۰۹
۵	۰/۳۳	۱/۹۴	-	-	-	۵/۱۵	۸/۶۷	۰/۰۳۸	۰/۲۲۴	-	۰/۱۴۵	-	-۴۷۳۲۶/۰۶
۶	۰/۴۲	۱/۹۳	-	-	۱/۳۸	۵/۱۰	۸/۶۷	۰/۰۴۸	۰/۲۲۳	-	۰/۱۵۹	-۰/۲۱	-۴۷۳۲۴/۸۲
۷	۰/۲۲	-	۰/۲۷	-	-	۵/۰۸	۱۰/۱۳	۰/۰۲۲	-	۰/۲۷	۰/۴۵۰	-	-۴۷۴۰۵/۲۴
۸	۰/۳۹	-	۰/۲۶	-	۴/۶۷	۵/۰۰	۱۰/۰۹	۰/۰۳۹	-	۰/۲۶	۰/۴۸۳	-۰/۳۱	-۴۷۳۹۹/۲۱
۹	۰/۲۴	۱/۹۱	۰/۲۶	-	-	۵/۰۱	۸/۶۸	۰/۰۲۷	۰/۲۲۰	۰/۳۰	۰/۱۴۵	-	-۴۷۳۳۶/۵۶
۱۰	۰/۲۹	۱/۹۱	۰/۲۶	-	۱/۳۳	۴/۹۹	۸/۶۷	۰/۰۳۳	۰/۲۲۰	۰/۳۰	۰/۱۵۳	-۰/۱۶	-۴۷۳۳۶/۰۹

۱. دامنه انحراف استاندارد پارامترها از ۰/۰۰۳ تا ۰/۰۱۵ بود.

مستقیم و مادری شد (مقایسه مدل‌های ۶ و ۱۰). با برآزش این اثر مقدار همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری از ۰/۱- به ۰/۱۲ در لاین پدری، از ۰/۱۳- به ۰/۰۶- در لاین مادری و از ۰/۲۱- به ۰/۱۶- در مرغان بومی مازندران افزایش یافت. روند تغییرات این برآوردها نشان می‌دهد که مقادیر منفی کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، به خصوص در لاین‌های گوشتی، بیش از آنکه منشأ بیولوژیکی داشته باشد، به نقص مدل‌های مورد استفاده مربوط می‌شود.

در مطالعات اخیر، به منظور بررسی اثر عوامل مادری بر روی صفات تولیدی و تولیدمثلی طیور تحقیقات متعددی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده و مدل‌های مختلف حیوان انجام گرفته است. در

فنونیتی وزن یک‌روزگی جوجه‌های مورد مطالعه دارد (۲/۲ درصد، ۲/۲ درصد و ۲/۷ درصد، به ترتیب، در لاین پدری، مادری و بومی). همچنین، کمتر از ۵/۶ درصد از واریانس فنوتیپی ناشی از اثر متقابل پدر- نسل بوده، در صورتیکه سهم آثار مادری بسیار قابل توجه است. در لاین‌های پدری و مادری سهم اثر ژنتیکی افزایشی مادری (به ترتیب، ۳۸ درصد و ۳۶/۸ درصد واریانس فنوتیپی) بیشتر از اثر محیطی مادری (به ترتیب، ۱۴/۴ درصد و ۱۸/۲ درصد واریانس فنوتیپی) در مقایسه با مرغان بومی مازندران (به ترتیب، ۱۴/۵ درصد در مقایسه با ۲۲ درصد) بود.

منظور کردن اثر متقابل پدر- نسل موجب تغییر قابل ملاحظه‌ای در کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی

بررسی‌های پیشین مبنی بر بیشتر برآورد شدن مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت‌پذیری مستقیم در نتیجه حذف اثر عوامل مادری از مدل را تأیید می‌کند.

برآورد منفی همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری تحقیق حاضر در مطالعات محققان دیگر نیز گزارش شده است (Robinson, 1996; Boroujeni et al., 2007). برخی از این محققان، کوواریانس منفی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری را به انتخاب مستقیم برای افزایش وزن بدن نسبت داده، گزارش کردند که انتخاب مستقیم برای وزن بدن آثار منفی بر خصوصیات کمی و کیفی تخم مرغ داشته و در نتیجه باعث کاهش قابلیت‌های مادری شده است. علاوه بر این، منظور نکردن اثر متقابل پدر-نسل و وزن یک‌روزگی مادر به عنوان متغیر کمکی در مدل‌های تجزیه و تحلیل داده‌ها، می‌تواند عوامل دیگری باشند که بر میزان منفی کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری تأثیر گذاشته‌اند. در بررسی Shafaat et al. (2008) بر روی داده‌های وزن شش‌هفتگی جوجه‌های یک لاین گوشتی تجاری گزارش شد که برازش اثر متقابل پدر-نسل و فنوتیپ مادر در مدل موجب می‌شود همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری به صفر نزدیک شود که با نتایج پژوهش حاضر مطابقت دارد. البته در مطالعه حاضر به علت در دسترس نبودن وزن یک‌روزگی تمام مادران در لاین‌های گوشتی مورد مطالعه، بررسی اثر فنوتیپ مادر بر برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن جوجه یک‌روزه ممکن نبود.

صرف‌نظر از بررسی‌های محدود صورت گرفته بر روی طیور، در پژوهش‌های انجام شده در دام‌های مزرعه‌ای، اثر متقابل پدر-نسل در برآورد پارامترهای ژنتیکی حاصل از مدل‌های با آثار مادری و نیز تأثیر آن بر همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری مورد بررسی قرار گرفته است. در مطالعه Lee & Pollak (1997) با استفاده از داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده‌ی وزن شیرگیری گوساله‌های نژاد سمینتال نشان داده شد که در نظر نگرفتن اثر متقابل پدر-نسل، برای داده‌هایی که این اثر برای آنها معنی‌دار است، موجب می‌شود واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و در نتیجه وراثت‌پذیری‌های حاصل از آنها به طور معنی‌داری

مطالعه Chapuis et al. (1996) حدود ۲ تا ۸ درصد از کل واریانس فنوتیپی مشاهده شده بر روی وزن ۱۶ هفتگی سه سویه بوقلمون تجاری به اثر عوامل مادری (اثر ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری) نسبت داده شد. در بررسی دیگری، Koerhuis & McKay (1996) حدود ۴ درصد از واریانس فنوتیپی مشاهده شده بر روی صفت وزن شش‌هفتگی جوجه‌های یک لاین گوشتی را به اثر محیطی مادری نسبت داده‌اند. در مطالعه Koerhuis & Thompson (1997) میزان وراثت‌پذیری مستقیم و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی صفت وزن شش‌هفتگی جوجه‌های گوشتی به ترتیب ۲ تا ۴ و ۵ تا ۶ درصد برآورد شد. در بررسی وزن بدن در سنین مختلف جوجه‌های بومی جنوب مکزیک گزارش شد که با بالا رفتن سن جوجه‌ها، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم افزایش ولی مقدار وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی کاهش می‌یابد (Prado-Gonzalez et al., 2003). در مطالعه این محققین، میزان وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن یک‌روزگی جوجه‌های بومی مکزیک به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۱۸ و ۰/۴۳ گزارش گردید که بالاتر از برآوردهای حاصل از مدل مشابه تحقیق حاضر (مدل ۶) بر روی مرغان بومی مازندران بود. همچنین، میزان همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری گزارش شده در این مطالعه (۰/۰۱-) کمتر از برآورد ۰/۲۱- پژوهش حاضر بود. در مطالعه Hartmann et al. (2003) وراثت‌پذیری مستقیم و مادری صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌های یک لاین لگهورن سفید به ترتیب برابر ۰/۰۱ و ۰/۵ گزارش شد که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد.

در مطالعات انجام شده بر روی صفت وزن شش‌هفتگی جوجه‌های یک لاین گوشتی تجاری (Fathi et al., 2005) و وزن هشت‌هفتگی طیور بومی مازندران (Seraj et al., 2007) گزارش شد که در لاین گوشتی اثر ژنتیکی افزایشی مادری و در مرغان بومی مازندران اثر محیطی مادری تأثیر بیشتری بر وزن جوجه‌ها دارد که با نتایج تحقیق حاضر بر روی وزن جوجه‌های یک‌روزه مطابقت دارد. به طور کلی، مطالعه حاضر، نتایج

برآورد شد. علاوه بر این، حذف این آثار از مدل تجزیه و تحلیل صفت وزن یک‌روزگی جوجه‌ها موجب بیش از حد برآورد شدن مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی و در نتیجه وراثت‌پذیری مستقیم این صفت خواهد شد. همچنین، اگرچه اثر متقابل پدر-نسل تنها بخش کمی از واریانس فنوتیپی را شامل می‌شود اما منظور کردن این اثر در مدل، منجر به کمتر شدن مقدار منفی کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری می‌شود.

سپاسگزاری

از مراکز پرورش و اصلاح نژاد لاین گوشتی آرین بابل‌کنار و مرغ بومی استان مازندران به جهت در اختیار قرار دادن داده‌ها صمیمانه تشکر و قدردانی می‌گردد.

بیش از مقدار واقعی، و همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری نیز به مقدار زیادی منفی برآورد گردد. نتایج مشابهی نیز توسط سایر محققین در این زمینه گزارش شده است (Robinson et al., 1993; Berweger & Baschnagel et al., 1999). که با یافته‌های بررسی حاضر بر روی وزن یک‌روزگی جوجه‌ها مطابقت دارد. به طور کلی، نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان داد که آثار مادری (محیطی و ژنتیکی افزایشی)، علی‌رغم متفاوت بودن سویه‌های مورد مطالعه، روند یکسانی بر برآورد پارامترهای ژنتیکی داشته‌اند. در هر سه سویه از داده‌های مورد بررسی، سهم آثار مادری، به خصوص اثر ژنتیکی افزایشی مادری، در ایجاد واریانس فنوتیپی بسیار بیشتر از اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بوده و کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری منفی

REFERENCES

1. Berweger Baschnagel, M., Moll, J. & Künzi, N. (1999). Comparison of models to estimate maternal effects for weaning weight of Swiss Angus cattle fitting a sire \times herd interaction as an additional random effect. *Livestock Production Science*, 60, 203-208.
2. Boroujeni, F. G., Torshizi, R. V. & Kashan, N. E. J. (2007). Estimation of direct genetic, maternal genetic and maternal environmental effects for body weight traits in a commercial broiler line. *The 3rd international congress of quantitative genetic*, 19-27 Aug., Hangzhou, China.
3. Chapuis, H., Tixier-boichard, M., Delabrosse, Y. & Ducrocq, V. (1996). Multivariate restricted maximum likelihood estimation of genetic parameters for production traits in three selection turkey strains. *Genetic Selection Evolution*, 28, 197-215.
4. Dobson, A. J. (1991). *An Introduction to Generalized Linear Models*. Chapman and Hall. London, UK. 47pp.
5. Fathi, R. Vaez Torshizi, R. & Emam Jomeh Kashan, N. (2005). Maternal effects on production and reproduction traits in a commercial broiler line. *Journal of Pajouhesh & Sazandegi*, 67, 16-21. (In Farsi).
6. Gilmour, A. R., Bullis, B. R., Welham, S. J. & Thompson, R. (2000). *ASREML Reference Manual*. NSW Agriculture Biometric Bulletin. No. 3. Orange Agriculture. Institute, Orange, Australia.
7. Grindstaff, G. L., Brodie III, E. D. & Ketterson, E. L. (2003). Immune function across generations: integrating mechanism and evolutionary process in maternal antibody transmission. Review paper. *The Royal Society*, 270, 2309-2319.
8. Hartmann, C., Johansson, K., Strandberg, E. & 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.
9. Hartmann, C., Strandberg, E., Rydhmer, L. & Johansson, K. (2002). Genetic relations between reproduction, chick weight and maternal egg composition in a White Leghorn line. *Animal Science*, 52, 91-101.
10. Koerhuis, A. N. M. & McKay, J. C. (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. & Thompson, R. (1997). Models to estimate maternal effects for juvenile body weight in broiler chickens. *Genetic Selection Evaluation*, 29, 225-249.
12. Konstantinov, K. V. & Brien, F. D. (2003). Influence of sire by year interaction on the direct-maternal genetic correlation for weaning weight of western Australian merino sheep. *Australian Journal of Agricultural Research*, 54, 723-729.
13. Lee, C. & Pollak, E. J. (1997). Relation between sire \times year interaction and direct-maternal genetic correlation for weaning weight of Simmental cattle. *Animal Science*, 72, 2868-2875.
14. Prado-Gonzalez, E. A., Ramirez-Avila, L. & Segura-Correa, J. C. (2003). Genetic parameters for body

- weights of creole chickens from Southeastern Mexico using an animal model. *Livestock Research For Rural Development*, 15 (1).
15. Robinson, D. L. (1996). Models which might explain negative correlation between direct and maternal genetic effects. *Livestock Production Science*, 45, 111-122.
 16. Robinson, F. E., Wilson, J. L., Yu, M. W., Fasenko, G. M. & Hardin, R. T. (1993). The relationship between body weight and reproductive efficiency in meat-type chickens. *Poultry Science*, 72, 912-922.
 17. Seraj, A., Vaez Torshizi, R. & Nejati-Javaremi, A. (2007). Maternal effects on production and reproduction traits in mazandaran native fowl. *Iranian Journal of Agricultural Sciences*, 38, 535-542. (In Farsi).
 18. Shafaat, K., Vaez Torshizi, R. & Emam Jomeh Kashan, N. (2008). Investigation of sire and year interaction effect on correlation between direct and maternal genetic of body weight at 6 weeks in a commercial Broiler Line. *3rd Iranian Congress of Animal Science*, 15-16 Oct., Mashhad, Iran. (In Farsi).