مجله علوم دامی ایران
دوره ۳۹، شماره ۱، ۱۳۸۷ (۷۳-٦٧)

برآورد پارامترهاي ژنتيكي صفات توليد مثل تركيبي در ميش نژاد بلوچي

معصومه باقري[۱]، محمد مرادي شهر بابك*[۲] و رسول واعظ ترشيري[۳]
۱، ۲، دانش آموخته كارشناسي ارشد و دانشيار پرديس كشاورزي و منابع طبيعي دانشگاه تهران
۳، استاديار، دانشكده كشاورزي، دانشگاه تربيت مدرس
(تاريخ دريافت: ۸۵/۱۲/۱۳- تاريخ تصويب: ۸۷/۳/۸)

چكيده

در اين مطالعه از ركوردهاي ۲۵۹۳ ميش جمع آوري شده در ايستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند بلوچي عباس آباد مشهد براي برآورد پارامترهاي ژنتيكي صفت مجموع وزن شير گيري بره‌هاي حاصل از هر ميش تحت آميزش (**TWW/EJ**) در زايش‌هاي مختلف استفاده شد. برآورد وراثت پذيري مستقيم براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در زايش هاي اول (**TWW1/EJ**)، دوم (**TWW2/EJ**)، سوم (**TWW3/EJ**)، چهارم (**TWW4/EJ**)، به ترتيب ۰/۰۳± ۰/۱۱۲ ،۰/۰۳۰±۰/۰۲۸ ،۰/۰٦۰ ± ۰/۰۷۵ و ۰/۱۲±۰/۱۳۵ بودند. همبستگي‌هاي ژنتيكي افزايشي مستقيم بين صفات مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي حاصل از هر ميش تحت آميزش مثبت و بالا بوده و دامنه‌اي از ۰/۳٦۲ تا ۰/۹۵۵ براي بين **TWW1/EJ**و **TWW2/EJ** و بين**TWW2/EJ** و **TWW4/EJ** داشتند. اين برآوردها براي همبستگي‌هاي فنوتيپي مثبت، اما كمتر از همبستگي‌هاي ژنتيكي بوده، از ۰/۱٤۷ (بين**TWW3/EJ** و **TWW4/EJ**) تا ۰/۲۰٤ (بين**TWW2/EJ**و **TWW4/EJ**) متغير بود. با توجه به همبستگي ژنتيكي افزايشي مستقيم بالا بين **TWW1/EJ** با دوره‌هاي زايش بعد، انتخاب براي افزايش عملكرد توليد مثل مي‌تواند براساس مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در زايش اول صورت گيرد.

واژه‌هاي كليدي: پارامترهاي ژنتيكي، مجموع وزن بره‌هاي از شير گرفته شده، مدل حيواني، حداكثر درستنمايي محدود شده، گوسفند بلوچي

مقدمه

مهمترين هدف پرورش گوسفند در ايران توليد گوشت قرمز مي‌باشد (۱۹) اين هدف مي‌تواند تابع عملكرد توليد مثل گوسفند باشد. در واقع يكي از اجزاء بيولوژيكي مهم در توليد گوشت علاوه بر صفات رشد صفات توليد مثلي بوده، لذا بازده پرورش گوسفند به مقدار زيادي تابع توان توليد مثلي ميش‌ها مي‌باشد. اين موضوع در نژادهاي گوشتي و دو منظوره (گوشتي –پشمي) اهميت بيشتري دارد. در اين نژادها مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش در هر سال زايش، ساده‌ترين معيار اندازه‌گيري قابليت توليد گله مي‌باشد(۱۵).

علي رغم اينكه مطالعات زيادي براي صفات توليد مثل مانند ميزان باروري، درصد تخمك گذاري و چند قلوزايي صورت گرفته، اما مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش كمتر مورد توجه قرار گرفته است (۳، ٤، ۱۳). اگر چه ممكن است افزايش تعداد بره‌هاي متولد شده تحت شرايط سخت (محدوديت منابع غذايي) موجب افزايش مجموع وزن بره‌هاي از شير گرفته شده از هر ميش (بدليل

* نويسنده مسئول: محمد مرادی شهربابك تلفن: ۰۲۶۱-۲۲۴۸۰۸۲ E-mail:moradim@ut.ac.ir

افزايش تعداد بره‌ها) شود، اما كيفيت اين بره‌ها بدليل تغذيه نامناسب در اكثر اوقات قابل قبول نيست. مجموع وزن شير گيري بره‌هاي هر ميش بوسيله عوامل زيادي از جمله تعداد بره‌هاي متولد شده، قابليت مادري، توليد شير ميش و پتانسيل رشد بره تعيين مي‌شود. بنابراين ژن‌هاي موثر بر روي اين صفات احتمالاً داراي آثاري بر روي مجموع وزن شيرگيري بره‌ها نيز مي‌باشند (١٦). گوسفند بلوچي بعنوان يكي از نژادهاي دنبه‌دار و كوچك جثه بيش از ٣٠ درصد جمعيت گوسفندان ايران را تشكيل مي‌دهد (١٩)، با توجه به اينكه اين نژاد بيشتر در مناطق خشك و نيمه خشك كشور (با محدوديت منابع غذايي) گسترش يافته است، به نظر مي‌رسد روش مناسب براي بهبود راندمان توليد (با توجه به كمبود خوراك مصرفي)، افزايش وزن شيرگيري بره‌هاي توليد شده بوسيله هر ميش در يك دوره خاص باشد. اين امر مي‌تواند با انتخاب حيوانات برتر و اصلاح آنها براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش محقق شود (١٨).

برآورد مولفه‌هاي واريانس ژنتيكي افزايشي صفات و كوواريانس بين آنها مي‌تواند در برآورد ارزش اصلاحي دام‌ها و انتخاب حيوانات برتر كمك كند، لذا هدف از اين مطالعه برآورد پارامترهاي ژنتيكي صفت مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در دوره هاي مختلف زايش، با استفاده از مدل حيواني و روش حداكثر درستنمايي محدود شده (REML) است.

مواد و روش ها

مديريت: در ايستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند بلوچي عباس آباد مشهد در طول سال و مدتي كه شرايط جوي مناسب است گوسفندان از مراتع طبيعي و مصنوعي و پس چر مزارع استفاده مي‌كنند. از آذرماه تا اواخر فروردين گله به صورت دستي تغذيه مي‌شود. ميش ها براي اولين بار در سن ١٨ ماهگي آميزش داده مي‌شوند. در هر سال از اواسط شهريور ماه آميزش ميش‌ها و قوچ‌هاي انتخاب شده آغاز شده و تا اواسط آبان ماه به مدت سه دوره فحلي (٥١ روز) ادامه مي‌يابد. فصل زايش از اوايل بهمن ماه آغاز مي‌شود. پس از تولد بره‌ها پلاك كوبي و توزين آن‌ها انجام گرفته و اطلاعاتي نظير جنس، نحوه تولد، شماره پدر و مادر و تاريخ تولد در دفاتر زايش ثبت مي‌شود.

داده‌ها: داده‌هاي مورد استفاده در اين مطالعه از گله شماره ٢ ايستگاه مذكور كه طي ٢٦ سال (١٣٥٢ تا ١٣٧٧)شامل ١٢٣٢٨ بره حاصل از ٣٥٨٠ ميش و ٢٢٩ قوچ جمع آوري شده بود، مي‌باشد. در اين ايستگاه اطلاعات مربوط به قوچ‌ها و ميش‌ها و بره‌ها ثبت شده، سپس با استفاده از بانك اطلاعاتي FOXPRO (٨) وارد كامپيوتر مي‌شود.

صفات مورد مطالعه در تحقيق حاضر شامل مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي حاصل از هر ميش تحت آميزش در زايش‌هاي اول (TWW1/EJ)، دوم (TWW2/EJ)، سوم (TWW3/EJ) و چهارم (TWW4/EJ) بودند. اين صفات با استفاده از وزن شيرگيري بره‌هاي يك ميش در يك سال زايش بوسيله نرم افزارFOXPRO (٨) محاسبه شده و سپس به بانك اطلاعاتي قبلي اضافه شدند. براي صفات(TWW1/EJ) تا (TWW4/EJ) ابتدا تفاوت جنس بره‌ها تصحيح شده اما سن از شيرگيري بره‌ها به عنوان متغير كمكي در نظر گرفته شد. براي جلوگيري از بيش از حد برآورد شدن مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي دو قلوي هر ميش براي تيپ تولد هيچ گونه تصحيحي صورت نگرفت. بدين ترتيب مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش براي هر دوره از جمع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش در آن دوره محاسبه شد. با توجه به اينكه عدم زايش در يك دوره باعث افزايش وزن تولد و در نتيجه وزن شيرگيري بره‌ها در دوره زايش بعد مي‌شود، دام‌هايي كه پس از زايش اول (سن ٢ يا ٣ سالگي) در سال بعد فاقد زايش بودند و پس از آن دوباره بره‌زايي داشتند تنها ركورد دوره اول آنها مورد استفاده قرار گرفت. بنابراين تنها از ركورد ميش هايي استفاده شد كه بجز دوره اول در دوره‌هاي بعد اطلاعات دوره يا دوره‌هاي متوالي قبل از خود را دارا بودند.

مولفه‌هاي (كو) واريانس و پارامترهاي ژنتيكي صفات توليد مثل تركيبي با استفاده از برنامه DFREML (١١)

برآورد شدند. دو مدل حيواني يك صفتي زير (با و بدون در نظر گرفتن اثر قوچ مولد) براي برآورد وراثت پذيري صفات توليد مثل تركيبي استفاده شد:

$$y=Xb+Za+e \quad (۱$$

$$y=Xb+Za+Ws+e \quad (۲$$

در اين مدل‌ها:**y**، بردار مشاهدات مجموع وزن شيرگيري بزهاي هر ميش در دوره‌هاي زايش اول، دوم، سوم، چهارم و مجموع چهار دوره متوالي زايش؛ **b**، بردار اثر عوامل ثابت، شامل سال – فصل زايش (۵۲ سطح، ۲۶سال و دو فصل زايش در هر سال)، سن ميش (٤ سطح) و سن از شيرگيري بره‌ها (به عنوان متغير كمكي) **a**، بردار اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم؛ **e**، بردار اثر تصادفي باقيمانده و در مدل دوم؛ **s**، بردار اثر تصادفي قوچ مولد مي باشد. همچنين **X**، **Z** و **W**به ترتيب ماتريس‌هايي هستند كه ركوردها را به ترتيب به اثر عوامل ثابت، اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و اثر قوچ مولد ربط مي‌دهند. حداكثر كردن تابع درستنمايي با استفاده از الگوريتم سيمپلكس (۱۲) انجام گرديد. همچنين معيار همگرايي در برآورد مولفه‌هاي (كو) واريانس براي توقف تكرارها 10^{-8}بود. براي مقايسه دو مدل و بررسي اثر قوچ مولد از روش آزمون نسبت لگاريتم درستنمايي استفاده شد (٤). در اين روش، با استفاده از تفاوت لگاريتم درستنمايي دو مدل مربع كاي محاسبه گرديد. در صورت معني‌دار نبودن تفاوت مدل ها در سطح ۵%، مدل ۱ (بدون اثر قوچ مولد) بعنوان مدل مناسب در نظر گرفته مي‌شود.

در تجزيه و تحليل دو متغيره، براي برآورد همبستگي‌هاي ژنتيكي و فنوتيپي بين صفات، از برآوردهاي حاصل از تجزيه و تحليل يك متغيره (براساس مناسبترين مدل) به عنوان پيش برآورد واريانس‌ها استفاده شد. حداكثر نمودن لگاريتم تابع درستنمايي در دو مرحله انجام شد. در مرحله اول واريانس‌هاي برآورد شده در تجزيه و تحليل يك متغيره ثابت و كوواريانس‌هاي بين صفات برآورد گرديد. سپس از كوواريانس‌هاي برآورد شده به همراه واريانس‌هاي اوليه براي برآورد نهايي پارامترها استفاده شد. معيار همگرايي در هر دو مرحله10^{-8}در نظر گرفته شد.

نتايج و بحث

تعداد ركوردها، ميانگين، انحراف معيار و ضريب تغييرات براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش در دوره‌هاي مختلف زايش در جدول ۱ نشان داده شده است. ضريب تغييرات و انحراف معيار صفات با افزايش دوره‌هاي زايش و كاهش تعداد ركوردها (بدليل حذف و ركوردهاي دوره‌هاي بالاتر بعلت عدم توالي زايش‌ها) افزايش يافت.

جدول۱- تعداد ركوردها، ميانگين، انحراف معيار و ضريب تغييرات صفات توليد مثل تركيبي

صفات	تعداد ركورد	تعداد پدر	تعداد مادر	ميانگين (kg) ± انحراف معيار	ضريب تغييرات (%)
TWW1/EJ	۲۵۹۳	۲۰۷	۱۶۵۲	۲۳/۶۵±۵/٤٤	۲۳/۰۰
TWW2/EJ	۱٤۰۲	۱۹۶	۱۰۸۱	۲۶/۱۷±۶/۶۹	۲۵/۵۶
TWW3/EJ	۸۰۸	۱۷۷	۶۸٤	۲۷/۳۶±۷/۷۵	۲۸/۳۳
TWW4/EJ	٤۱۷	۱٤۸	۳۷۷	۲۷/۶۰±۸/۰۷	۲۹/۲٤

برآورد مولفه‌هاي واريانس و وراثت پذيري مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در دوره‌هاي زايش اول تا چهارم براساس تجزيه و تحليل يك متغيره و با استفاده از دو مدل (با و بدون اثر قوچ مولد) در جدول ۲ نشان داده شده است. وراثت پذيري مستقيم، نسبت واريانس قوچ مولد به واريانس فنوتيپي، واريانس‌هاي ژنتيكي افزايشي مستقيم، فنوتيپي، قوچ مولد و باقيمانده به ترتيب در دامنه‌اي از ۰/۰۲۸ تا ۰/۱۳۶ ، ۰/۰۰۰ تا ۰/۰۵٤، ۱/۰٤۱ تا ۷/۰۶۸، ۲۱/۷۰٤ تا ۵۲/۰۵۰، ۰/۰۰۰ تا ۲/۷٤۵ و ۶۹/۲۵۸ تا ٤۶/۹۶۹ قرار داشتند. در مطالعات اسنيمن و همكاران (۱۹۹۷) كه بر روي گوسفندان مرينو در سه گله براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در يك، دو و سه دوره متوالي زايش انجام شد، وراثت پذيري اين صفات، دامنه‌اي از ۰/۱۳ تا ۰/۶۳ داشت، كه از برآوردهاي حاصل از اين مطالعه بيشتر است.

تغيير در لگاريتم درستنمايي در اثر افزودن اثر تصادفي قوچ مولد به مدل يك در همه صفات بجز TWW3/EJ كه موجب كاهش وراثت پذيري به ميزان اندكي شد، معني دار نبود ($P<۰/۰۱$). معني‌دار نبودن اثر قوچ مولد در بررسي ماتيكا و همكاران (۲۰۰۱) و روزاتي و همكاران (۲۰۰۲) نيز

گزارش شده است. به نظر مي‌رسد بدليل اينكه در اين گله از قوچهاي معدودي استفاده شده است و قوچ‌هاي انتخاب شده احتمالاً از داخل گله بوده، اثر قوچ مولد در تنوع فنوتيپي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش موثر نيست. بنابراين مدل يك به عنوان مدل مناسب براي تجزيه و تحليل اين صفات در نظر گرفته شد.

روند تغييرات وراثت پذيري و واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم مشابه بود. به اين ترتيب كه ابتدا در دوره دوم كاهش و سپس تا دوره چهارم افزايش يافت. افزايش ميزان وراثت پذيري مستقيم مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در نتيجه افزايش دوره زايش در مطالعه غلامحسيني (۱۳۸۲) در نژاد لري و بختياري (۰/۰۹۱ تا ۰/۱۸۲) و مطالعات اسنيمن و همكاران (۱۹۹۷) در نژاد مرينو نيز گزارش شده است.

وراثت پذيري پايين TWW2/EJ مي‌تواند ناشي از واريانس محيطي بالا بدليل تنوع در توليد شير ميش‌ها در نتيجه تفاوت آن‌ها در بالغ شدن باشد. همانطور كه در جدول ۲ نشان داده شده است مقدار واريانس افزايشي از ۲/٤٤ در زايش اول به ۱/۰٤ در زايش دوم رسيده است و نسبت افزايش واريانس محيطي در زايش‌هاي مختلف متفاوت است. وجود تفاوت در وزن شيرگيري بره‌هاي گوسفند نژاد بلوچي در مادران كمتر از ۳سال، بين ۳ تا ۵ سال و بيشتر از ۵ سال در مطالعات گزارش شده است (۲). اين تفاوت‌ها موجب تنوع در وزن شيرگيري بره‌ها از ميش‌هاي مختلف شده است، كه مي تواند بدليل افزايش اثرات محيطي و در نتيجه كاهش وراثت پذيري باشد. از دوره دوم به بعد، وراثت پذيري مستقيم تا دوره چهارم افزايش يافت، اين افزايش در مطالعات ديگر محققان نيز گزارش شده است. براي مثال، در گزارش اسنيمن و همكاران (۱۹۹۸) بر روي گوسفندان ايستگاه كارناروون وراثت پذيري برآورد شده براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در يك، دو، سه و چهار دوره زايش متوالي به ترتيب ۰/۰۹، ۰/۱٦۷، ۰/۲۲٤و ۰/۲۵۷ بودند. روند صعودي وراثت پذيري اين صفت در دوره‌هاي سوم و چهارم مي‌تواند ناشي از افزايش مقدار واريانس ژنتيكي افزايشي و كاهش نسبي در افزايش واريانس محيطي باشد. زيرا در اين دوره‌ها ميش‌ها سن بلوغ خود را طي كرده و به ميزان ثابتي از توليد شير رسيده‌اند. برآورد وراثت پذيري در دوره سوم (۰/۰۷۵) در مطالعه حاضر از نتايج كلوته و همكاران (۲۰۰۲) كمتر (۰/۱۵)، اما به نتايج مطالعه غلامحسيني (۱۳۸۲) نزديك بود (۰/۰۹۱). وراثت پذيري برآورد شده در دوره چهارم (۰/۱۳۵) با برآورد وراثت پذيري اين صفت در مطالعه فوگارتي و همكاران (۱۹۹٤) مطابقت داشت (۰/۱۳)

جدول ۲- برآورد مولفه‌هاي واريانس و پارامترهاي ژنتيكي صفات توليد مثل تركيبي براساس تجزيه و تحليل يك متغيره

صفت	مدل	σ_a^2	σ_S^2	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2 (SE)	s^2(SE)	Log L
TWW1/EJ	۱	۲/٤٤	-	۱۹/۲٦	۲۱/۷۰	۰/۱۱ (%۳)	-	-۵۲۵۹/٤
	۲	۲/٤٤	۰/۰۰۰	۱۹/۲٦	۲۱/۷۰		۰/۰۰۰(۰/۰۰۰)	-۵۲۵۹/٤
TWW2/EJ	۱	۱/۰٤	-	۳٦/۳۳	۳۷/۳۸	%۳ (۰/۰۳)	-	-۳۲۰٦/۰
	۲	۱/۰٤	۰/۰۰۰	۳٦/۳٤	۳۷/۳۸	%۳ (۰/۰۳)	۰/۰۰۰(۰/۰۰۰)	-۳۲۰٦/۰
TWW3/EJ	۱	۳/۷۹	-	٤٦/۹۷	۵۰/۷٦	۰/۰۷ (۰/۰٦)	۰/۰۵٤(۰/۰۲۸)	-۱۹۵۳/۰
	۲	۳/۵۱	۲/۷٤۵	٤۵/۱٤	۵۱/۰۳	۰/۰٦(۰/۰۷)	۰/۰۵٤(۰/۰۲۵)	-۱۹۵۱/۰
TWW4/EJ	۱	۷/۰۵	-	٤۵/۰۰۰	۵۲/۰۵	۰/۱۳(۰/۱۲)	-	-۹۹۳/٤
	۲	۷/۰۷	۰/۰۰۰	٤٤/۹۸	۵۲/۰۵	۰/۱٤(۰/۱۲)	۰/۰۰۰(۰/۰۰۰)	-۹۹۳/٤

σ_a^2 واريانس ژنتيكي افزايش مستقيم، σ_S^2 واريانس اثر تصادفي قوچ مولد، σ_e^2 واريانس باقي مانده، σ_p^2 واريانس فنوتيپي، h_a^2 وراثت پذيري مستقيم، s^2 نسبت واريانس قوچ مولد به واريانس فنوتيپي و SE انحراف استاندارد.

برآورد مولفه‌هاي واريانس و وراثت پذيري صفات توليد مثل تركيبي با استفاده از روش تجزيه و تحليل دو متغيره و براساس مدل ۱ به همراه نتايج تجزيه و تحليل يك متغيره در جدول ۳ ارائه شده است. همانطور كه مشاهده مي‌شود تفاوت ناچيزي در برآورد مولفه‌هاي واريانس براساس تجزيه و تحليل ۱ و ۲ متغيره وجود دارد. اين تفاوت موجب اختلاف اندكي در واريانس‌ها و وراثت پذيري‌هاي برآورد شده براساس اين دو نوع تجزيه و تحليل شده است. به عنوان مثال واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم برآورد شده در تجزيه و تحليل دو متغيره به ميزان اندكي در دوره‌هاي اول و دوم كمتر و در دوره‌هاي سوم و چهارم بيشتر از برآوردهاي تجزيه و تحليل يك متغيره بودند. وجود تفاوت در واريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در زايش‌هاي مختلف برآورد شده با دو روش تجزيه و تحليل يك و دو متغيره توسط محققين مختلف گزارش شده است (۱۵ و ۱٦). با توجه به اينكه در تجزيه و تحليل دو متغيره صفات از اريبي ناشي از حذف ركوردهاي ديگر جلوگيري مي‌شود، بنابراين استفاده از آن علي رغم پيچيدگي و زمان بر بودن، مناسب‌تر از روش تجزيه و تحليل يك متغيره مي‌باشد.

برآورد مولفه‌هاي كوواريانس و همبستگي‌هاي ژنتيكي و فنوتيپي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي هر ميش تحت آميزش در دوره‌هاي مختلف زايش در جدول ٤ ارائه شده است. به طور كلي همبستگي‌هاي ژنتيكي بين صفات توليد مثل تركيبي در دوره‌هاي مختلف زايش مثبت و متوسط تا بالا بوده و داراي دامنه‌اي از ۰/۳٦۲ (بين دوره‌هاي دوم و چهارم) تا ۰/۹۵۵ (بين دوره‌هاي اول و دوم) بود. ميزان بالاي همبستگي ژنتيكي بين صفات توليد مثل تركيبي در مطالعه اسنيمن و همكاران (۱۹۹۷) بر روي نژاد مرينو نيز گزارش شده است (۰/۷۳ تا ۰/۹۱). اين همبستگي‌ها بين دوره‌هاي زايش متوالي از دوره‌هاي زايش غير متوالي بيشتر بود. براي مثال همبستگي ژنتيكي بين دوره اول و دوم ۰/۹۵۵ برآورد شد، در حالي كه اين همبستگي در دوره اول و چهارم ۰/٤٥٤ بود. همچنين همبستگي ژنتيكي در دوره‌هاي زايش متوالي پايين تر (بين دوره اول و دوم) بيش از دوره‌هاي زايش متوالي بالاتر (زايش سوم و چهارم) بود (۰/۹۵۵ در مقابل ۰/٥٦۳).

همبستگي‌هاي فنوتيپي در همه موارد از همبستگي‌هاي ژنتيكي كمتر و در دامنه‌اي از ۰/۱٤۷ (بين دوره سوم و چهارم) تا ۰/٥۱۳ (بين دوره اول و مجموع چهار دوره متوالي) متغير بود. در مطالعات اسنيمن و همكاران (۱۹۹۷) بر روي دو نژاد آفرينو و مرينو، دامنه همبستگي‌هاي فنوتيپي براي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي ميش‌هاي تحت آميزش در دوره زايش اول با ساير دوره‌ها از ۰/٦۱ تا ۰/۷۱ در گله آفرينو و ۰/٥۱ تا ۰/۷۰ در گله مرينو متغير بودند.

جدول ۳- برآورد مولفه‌هاي واريانس و پارامترهاي ژنتيكي صفات توليد مثل تركيبي با استفاده از تجزيه و تحليل دو متغيره

صفت اول	صفت دوم	σ_a^2	σ_e^2	σ_p^2	h^2 (SE)
TWW1/EJ		۲/٤۳	۱۹/۲٤	۲۱/٦۷	۰/۱۱۲(۰/۰۳)
	TWW2/EJ	۲/٤۳	۱۹/۲۸	۲۱/۷۰	۰/۱۱۲(۰/۰۳)
	TWW3/EJ	۲/٤٦	۱۹/۲٥	۲۱/۷۳	۰/۱۱۳(۰/۰۳)
میانگین دو متغیره		۲/٤٤	۱۹/٦٦	۲۲/۲۲	۰/۱۱۲(۰/۰۳)
برآورد یك متغیر	TWW4/EJ	۲/٤٤	۱۹/۲٦	۲۱/۷۰	۰/۱۱۲(۰/۰۳)
TWW2/EJ		۰/۹۹	۳٦/۲۲	۳۷/۳۱	۰/۰۲٦(۰/۰٤)
	TWW1/EJ	۰/۸۳	۳٦/۲۹	۳۷/۳۸	۰/۰۲۹(۰/۰٤)
	TWW2/EJ	۰/۹٤	۳٦/۳۳	۳۷/۳۷	۰/۰۲۸(۰/۰٤)
میانگین دو متغیره		۰/۹٥	۳٦/۲۹	۳۷/۳٥	۰/۰۲۸(۰/۰٤)
برآورد یك متغیر	TWW3/EJ	۱/۰٤	۳٦/۳۳	۳۷/۳۸	۰/۰۲۸(۰/۰۳)
TWW3/EJ		٤/۰۹	٤٦/۷٥	٥۰/۸٤	۰/۰۸۰(۰/۰٦)
	TWW1/EJ	۳/٦۷	٤۷/۱۱	٥۰/۷۸	۰/۰۷۲(۰/۰٦)
	TWW2/EJ	۳/۹۱	٤٦/۸٥	٥۰/۷٦	۰/۰۷۷(۰/۰۷)
میانگین دو متغیره		۳/۸۹	٤٦/۹۰	٥۰/۷۹	۰/۰۷٥(۰/۰٦)
برآورد یك متغیر	TWW4/EJ	۳/۷۹	٤٦/۹۷	٥۰/۷٥	۰/۰۷٥(۰/۰٦)
TWW4/EJ		٦/٦٦	٤٥/۷۱	٥۲/۷۳	۰/۱۲۷(۰/۱۲)
	TWW1/EJ	۸/۳٥	٤٤/۰۳	٥۲/۳۸	۰/۱٥۹(۰/۱۳)
	TWW2/EJ	٦/٥۲	٤٥/٥۷	٥۲/۱۰	۰/۱۲٥(۰/۱۳)
میانگین دو متغیره		۷/۱۸	٤٥/۱۰	٥۲/٤۰	۰/۱۳۷(۰/۱۲)
برآورد یك متغیر	TWW3/EJ	۷/۰٥	٤٥/۰۰۰	٥۲/۰٥	۰/۱۳٥(۰/۱۲)

علي رغم اينكه وراثت پذيري صفات مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي حاصله از ميش‌ها تحت آميزش در مطالعه حاضر پايين است، نتايج مشاهده شده در مورد بالا بودن ضريب تغييرات نشان مي‌دهد كه انتخاب مي‌تواند باعث بهبود اين صفات گردد. صفت توليد مثل تركيبي

مجموع وزن بره‌هاي از شير گرفته شده تحت تأثير عواملي مانند باروري، چند قلوزايي و زنده‌ماني بره مي‌باشد. وراثت پذيري اين صفات مشابه يا كمتر از برآوردهاي مجموع وزن شيرگيري بره‌هاي ميش‌هاي تحت آميزش بوده (۱۵)، بنابراين اگر هدف اصلاح نژاد افزايش راندمان توليد مثل باشد، صفت TWW/EJ احتمالاً مي‌تواند به عنوان معيار انتخاب معرفي گردد (۷، ۱٤). از طرف ديگر، همبستگي ژنتيكي متوسط تا بالاي بين مجموع وزن شيرگيري بره هاي حاصله از ميش‌هاي تحت آميزش در دوره زايش اول و ساير دوره‌ها نشان مي‌دهد كه انتخاب براساس اين صفت در دوره اول زايش موجب بهبود آن در دوره‌هاي بالاتر و در نتيجه افزايش عملكرد گله مي‌شود.

سپاسگزاري

از زحمات آقايان،مهندس بهروز نظري و مهندس كوروش غلامحسيني و خانم مهندس فاطمه سليمي كه در انجام اين تحقيق ما را ياري نموده‌اند، همچنين از مركز پرورش و اصلاح نژاد عباس آباد مشهد كه اطلاعات اين مطالعه را در اختيار ما قرار داده‌اند، صميمانه تشكر و قدرداني مي‌شود.

جدول٤- برآورد مولفه‌هاي كو واريانس و همبستگي‌هاي ژنتيكي و فنوتيپي صفات توليد مثل تركيبي

صفت اول	صفت دوم	σ_{a12}	σ_{e12}	σ_{p12}	r_{a12}	r_{e12}	r_{p12}
TWW1/EJ	TWW2/EJ	۱/٥٤۹	۳/۷۸٤	٥/۳۳۳	۰/۹٥٥	۰/۱٤۳	۰/۱۸۷
	TWW3/EJ	۲/۱۲۰	۳/٤۱۰	٥/٥۳۰	۰/٦۷۳	۰/۱۱٤	۰/۱٦٦
	TWW4/EJ	۱/۸۳۸	۳/۳۷۷	٥/۲۱٥	۰/٤٥٤	۰/۱۱٤	۰/۱٥٥
TWW2/EJ	TWW3/EJ	۰/۳٤٤	٥/٤۳٤	٦/۷۷۸	۰/٦۷٤	۰/۱۳۱	۰/۱٥٦
	TWW4/EJ	۱/۰٦۹	۷/۹۳۹	۹/۰۰۸	۰/۳٦۲	۰/۱۹۸	۰/۲۰٤
TWW3/EJ	TWW4/EJ	۲/۸٤٥	٤/۷۳٥	۷/٥۸۰	۰/٥٦۳	۰/۱۰۲	۰/۱٤۷

O_{a12} كواريانس ژنتيكي افزايشي مستقيم، σ_{a12} كواريانس باقي مانده، r_{a12} كواريانس فنوتيپي، r_{e12} همبستگي ژنتيكي افزايشي مستقيم، r_{p12} همبستگي باقي مانده و همبستگي فنوتيپي

REFERENCES

1. Bromley, C. M, L. D. Van Vleck, & G. D. Snowder. 2001. Genetic correlations for litter weight weaned with growth, prolificacy and wool traits in Columbia, Polypay, Rambouillet and Targhee sheep. Journal of Animal Science, 79:339-46.
2. Cloete, S.W. P., J. C. Greeff, & R. P. Lewer. 2002. Heritability estimates and Genetic and phenotypic correlations of lamb production parameters with hogget liveweight and fleece traits in Western Australian Merino sheep. Australian Journal of Agriculture Research, 53:281-86.
3. Dobson, A. J. 1991. An Introduction to Generalized Linear Models. Chapman and Hall, London, UK. Pp, 174.
4. Fogarty, NM., L. D. Brash, & A. R. Gilmour. 1994. Genetic parameters for reproduction and their components and liveweight, fat depth and wool production in Hyfer sheep. Australian Journal of Agriculture Research, 45:443-57.
5. Fogarty, N.M. 1995. Genetic parmeters for lieweight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep, A Review. Animal Breeding Abstract, 63:101-43.
6. Foxpro. 1993. Fox Holding, Inc. All Rights Reserved. Patent Pending.
7. Gholamhoseini, K. 2003. Estimation of genetic parameters for production and reproduction traits in Lari-Bakhtiari sheep of Iran. MS. C. Thesis in animal breeding and genetics, Agricultural College, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

8. Matika, O., J. B. Van Wyk, G. J. Erasmus, & R. L. Backer. 2001. Phenotypic and genetic relationships between lamb and ewe traits for the Sabi sheep of Zimbabwe. South African Journal of Animal Science, 31:215-22.
9. Meyer, K. 1989. Restricted maximum likelihood to estimate variance components for animal models with several random effects using a derivative free algorithm. Genetics Selection Evaluation. 21:317-40
10. Meyer, K. 2000. DFREML. Version 3.0, Program to estimate variance components by restricted maximum likelihood using a derivative-free algorithm user note Animal Genetic and Breeding Unit. University of New England, Armidale. NSW. Mimo pp.84
11. Nelder, J.A. & R. Mead. 1965. A simplex method for function minimization. Computer Journal, 7:147
12. Olivier, W.J., M. A. Snyman, J. J.Olivier, J. B. Van Wyk, & G. J. Erasmus. 2001. Direct and correlated responses to selection for total weight of lamb weaned in Merino sheep. South African Journal of Animal Science, 31:115-121.
13. Rosati, A., E. Mousa, L. D. Van Vleck, & L. D. Young. 2002. Genetic parameters of reproduction traits in sheep. Small Ruminant Research, 43:65-74.
14. Snyman, M. A., J. J. Olivier, & W. J. Olivier. 1996. Variance components and genetic parameters for body weight and fleece traits of Merino sheep in an arid environment. South African Journal of Animal Science, 26:11-14
15. Snyman, M. A., J. B. Van Wyk, G. J. Erasmus, & J. J. Olivier. 1997. Genetic parameter estimates for total weight of lamb weaned in Afrino and Merino sheep. Livestock Production Science, 48:111-16.
16. Snyman, M. A., S. W. P. Cloete, & J. J. Olivier. (1998a). Genetic and phenotypic correlation of total lamb of weaned with body weight, clean fleece weight and mean fiber diameter in three South African Merion flocks. Livestock Production Science, 55:157-62.
17. Snyman, M. A., J. B. Van Wyk, G. J. Erasmus, & J. J. Olivier. 1998b. Genetic and phenotypic correlations among production and reproduction traits in Afrino sheep. South African Journal of Animal Science, 28:74-81
18. Vaez, T. R., N. Emamjomeh Kashan, A. Nikkhah. 1993. Study of environmental effects and genetic parameters of pre-weaning traits in a Baluchi Sheep herd, Iranian Journal of Agricultural Sciences. 23 (2): 33-42.
19. Yazdi, M.H., G. Engstrom, A. Nasholm, K. johansson, H. ,Jorjani, & L. Liljedahl. 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. Animal Science, 65:274-55.