مجله علوم دامي ايران
دوره ۴۰، شماره ۱، ۱۳۸۸ (۵۷-۵۱)

برآورد روند ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي صفات رشد درگوسفند كرماني

مرتضي ستائي مختاري[1]*، امير رشيدي[2]، محمدرضا محمدآبادي[3] و حسين مرادي شهربابك[4]
۱، مربي، دانشكده كشاورزي جيرفت، دانشگاه شهيد باهنر كرمان
۲، دانشيار، دانشكده كشاورزي دانشگاه كردستان
۳، استاديار، هسته تحقيقاتي ژنتيک و حيوانات ترانسژنيک، دانشگاه شهيد باهنر كرمان
۴، استاديار، پرديس كشاورزي و منابع طبيعي دانشگاه تهران
(تاريخ دريافت: ۸۶/۱۲/۲۲- تاريخ تصويب: ۸۷/۱۰/۲۵)

چكيده

در اين پژوهش از داده‌هاي ۲۳۳۲ بره حاصل از ۸۱۵ ميش و ٦۱ قوچ كه در طي سال‌هاي ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳ در ايستگاه اصلاح نژاد گوسفند كرماني جمع آوري شده بود، براي برآورد روند فنوتيپي، ژنتيكي و محيطي وزن تولد، شيرگيري، شش ماهگي، نه ماهگي و يک سالگي استفاده شد. وراثت پذيري صفات در تجزيه تک صفتي با استفاده از روش حداكثر درستنمايي محدود شده بي نياز از مشتق‌گيري و برازش شش مدل حيواني مختلف با افزودن و حذف آثار ژنتيكي افزايشي مادري و محيطي دائمي مادري، برآورد شدند. آزمون نسبت درستنمايي نشان داد كه مدل داراي آثار ژنتيكي مستقيم و ژنتيكي افزايشي مادري، بدون در نظر گرفتن كوواريانس بين آنها، براي وزن تولد، مدل داراي آثار ژنتيكي مستقيم و محيطي دائمي مادري براي وزن‌هاي شيرگيري، شش ماهگي و نه ماهگي و مدل داراي آثار ژنتيكي مستقيم براي وزن يک سالگي مناسب بودند. همبستگي هاي فنوتيپي، ژنتيكي و محيطي با تجزيه چند صفتي و با مدل مناسب براي هر صفت برآورد شدند. ارزش هاي اصلاحي با استفاده از مدل حيواني مناسب هر صفت با تجزيه تک صفتي و چند صفتي برآورد گرديدند. روند ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي به ترتيب از تابعيت ميانگين ارزش اصلاحي، ميانگين فنوتيپي و تفاوت ميانگين ارزش اصلاحي از ميانگين فنوتيپي بر سال تولد محاسبه شدند. روند ژنتيكي مستقيم براي صفات وزن تولد، شيرگيري، شش ماهگي، نه ماهگي و يک سالگي در تجزيه تک صفتي و چند صفتي به ترتيب ۰/۳۰±۰/۵۳ و ۱/۱٤±۰/۸٤، ۱۸/۲۷±۹٦/٤۱ و ۳۷/٤۱±۱۰۱/۲۹، ۲٦/۱۱±۸۸/۲٤ و ٤۸/۳٤±۹۰/۵۱، ۱۰/٦۸±۲٤/۳۵ و ۱۱/٤۹±۲۹/۷٦، ۱۰/٤۳±۳۱/۵۳ و ۱۲/۵۸± ۳۵/۱۸ گرم در سال بود. روند ژنتيكي افزايشي مادري وزن تولد در تجزيه تک صفتي و چند صفتي به ترتيب ۱/۲۱±۳/۰۷ و ۱/٦۷±۲/۹۱ گرم در سال برآورد گرديد.

واژه‌هاي كليدي: روند هاي ژنتيكي، روند محيطي، صفات رشد، گوسفند كرماني.

مقدمه

بالغ بر ۲۶ نژاد گوسفند در ايران وجود دارد كه با مناطق مختلف سازگار شده‌اند. در حال حاضر، توليد گوشت مهمترين دليل پرورش گوسفند در ايران است و توليدات ديگر مانند پشم، شير و پوست در درجات بعدي اهميت قرار دارند (Naderi et al., 2007). گوسفند كرماني از جمله نژادهاي دنبه دار و متوسط وزن ايراني است كه زيستگاه اصلي آن استان كرمان مي باشد. ايستگاه اصلاح

* نويسنده مسئول: مرتضي ستائي مختاري تلفن: ۰۳٤۸-۳۲٦۰۰٦۱ E-mail: msmokhtari@mail.uk.ac.ir

نژاد گوسفند كرماني فعاليت خود را از دهه گذشته با هدف پروش قوچ اصيل كرماني، توزيع آن در گله‌هاي مردمي و نيز شناسايي و بهبود عملكرد اين نژاد آغاز كرده است و اطلاعات مختلفي درباره صفات توليدي و توليدمثلي گوسفند كرماني در آن جمع‌آوري مي‌شود (Kargar, 2004).

با بهبود شرايط محيطي و ساختار ژنتيكي گله مي‌توان در جمعيت‌هاي حيواني توليد را افزايش و بهره‌وري را بهبود داد. انتخاب، يک روش موثر در تغيير ساختار ژنتيكي گله است و در نتيجه‌ي آن ميانگين گله تغيير مي‌كند. در جامعه‌اي كه انتخاب انجام شده و جفت گيري بين حيوانات با توجه به خصوصيات ژنتيكي آنها برنامه ريزي مي گردد، لازم است تغييرات حاصل در ميانگين ارزش اصلاحي و فنوتيپي جامعه در اثر انتخاب بررسي شود تا كارآمدي و يا ناكارآمدي آن برنامه اصلاح نژادي مشخص گردد (Rashidi & Akhshi, 2007;Lasslo et al., 1985). از اين رو معمولاً روند ژنتيكي براي مرحله‌اي كه انتخاب انجام گرفته است، برآورد مي گردد (Sargolzaei & Edriss, 2004). برآورد روند ژنتيكي و محيطي در يک جمعيت ارزيابي روشهاي انتخاب را امكانپذير كرده و نقش عواملي از قبيل تغذيه، بهداشت، توليد مثل و ... را آشكار مي كند (Jurado et al., 1994). در واقع روند ژنتيكي مهمترين معيار ارزيابي بازدهي طرح هاي اصلاح نژادي است; مي توان با مقايسه پيشرفت ژنتيكي حاصل از برنامه هاي اصلاح نژادي استراتژي‌هاي مختلف اصلاح نژادي را با هم مقايسه نمود و اطلاعات لازم را براي گسترش برنامه هاي اصلاح نژادي كارآمدتر را در آينده فراهم كرد (van Wyk et al., 1993). انتخاب براي صفات رشد گوسفند در جمعيت هاي مختلف نتايج متفاوتي داشته است. Rashidi & Akhshi (2008) روند ژنتيكي وزن تولد، شيرگيري و شش ماهگي را در طي سال هاي ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۸ در نژاد كردي به ترتيب ۹±۲۰ و ۵۳±۱۰۶ و ۶۴±۱۴۲ گرم در سال گزارش نمودند. Sargolzaei & Edriss (2008) روند ژنتيكي وزن تولد، شيرگيري و شش ماهگي را در طي ۸ سال در نژاد بختياري به ترتيب ۴/۹±۱۲/۷ و ۷/۷±۲۱/۸ و ۱۵/۴±۳۴/۶ گرم در سال گزارش نمودند. Shaat et al. (2004) روند ژنتيكي وزن شيرگيري و شش ماهگي را در طي سال‌هاي ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ در نژاد رحماني به ترتيب ۲±۹۲ و ۳±۱۳۵ و در نژاد اسيمي به ترتيب ۴±۲۱ و ۵±۲۱ گرم در سال گزارش نمودند.

پژوهش‌هاي انجام شده در گوسفند كرماني عمدتاً به برآورد پارامترهاي ژنتيكي صفات توليدي (وزن بدن در سنين مختلف و توليد پشم) مربوط بوده است (Bahreini Behzadi, 1999; Kargar , 2004; Moradi Shahrbabk et al., 2004). معيار انتخاب در ايستگاه اصلاح نژاد گوسفند كرماني وزن شش ماهگي مي باشد ولي تا كنون هيچ پژوهشي براي ارزيابي كارآمدي اين برنامه انتخاب بر بهبود عملكرد گوسفند كرماني انجام نشده است. بنابراين اين پژوهش با هدف ارزيابي برنامه مذكور و برآورد روند ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي برخي صفات رشد درگوسفند كرماني انجام گرديد.

مواد و روش‌ها

در اين پژوهش از ركوردهاي ۲۳۳۲ بره حاصل از ۸۱۵ ميش و ۶۱ قوچ كه در طي سال‌هاي ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳در ايستگاه اصلاح نژاد گوسفند كرماني جمع آوري شده بود براي برآورد روند ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي صفات اوزان تولد، شيرگيري، شش ماهگي، نه ماهگي و يک سالگي استفاده شد. از مدل آماري زير براي بررسي اثر عوامل ثابت بر صفات مورد بررسي استفاده شد:

$$y_{ijklm}=\mu+B_i+D_j+S_k+T_l+\alpha\,(Ag_{ijklm}-\bar{A}g)+e_{ijklm}$$

در اين مدل y_{ijklm} مقدار هر يک از مشاهدات، μ ميانگين جامعه، B_i اثر **i** امين سال تولد (در ۱۲ سطح از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳)، D_j اثر **j** امين سن مادر (در ۶ سطح دو ساله تا هفت ساله)، S_k اثر **k** امين جنس (در ۲ سطح نر و ماده)، T_l اثر **l** امين تيپ تولد (در ۲ سطح تک قلو و دو قلو)، α ضريب تابعيت وزن از سن بره، Ag_{ijklm} و $\bar{A}g$ به ترتيب و حسب مورد سن و ميانگين سن در زمان وزن كشي شيرگيري، شش ماهگي، نه ماهگي و يک سالگي و e_{ijklm} اثرات باقيمانده مي‌باشند. هيچ يک از آثار متقابل عوامل ثابت معني‌دار نبودند، لذا اين آثار در مدل‌هاي نهايي منظور نشدند. از سن در زمان وزن‌كشي به عنوان متغيير كمكي براي وزن هاي شيرگيري، شش ماهگي، نه ماهگي و يک سالگي استفاده گرديد. براي يافتن مدل مناسب جهت برآورد اجزاء واريانس و كواريانس، پارامترهاي ژنتيكي و ارزش‌هاي اصلاحي دام‌ها

ابتدا براي هر صفت، بر اساس مدل حيواني تک صفتي با استفاده از نرم افزار DFREML شش مدل زير، با و بدون آثار ژنتيكي افزايشي مادري، آثار محيطي دائمي مادري و كوواريانس اثر ژنتيكي مستقيم و مادري در مدل در برگيرنده آثار ژنتيكي مستقيم آزمون شدند (Meyer, 2000):

مدل ۱) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + e}$

مدل ۲) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_{pe} pe + e}$

مدل ۳) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + e}$
$\mathbf{Cov\ (a, m) = 0}$

مدل ۴) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + e}$
$\mathbf{_{am}\sigma \quad Cov\ (a, m) = A}$

مدل ۵) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_{pe}\ pe + e}$
$\mathbf{Cov\ (a, m) = 0}$

مدل ۶) $\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_{pe} pe + e}$
$\mathbf{_{am}\sigma \quad Cov\ (a, m) = A}$

در مدل‌هاي فوق **y** بردار مشاهدات، **b** بردار عوامل ثابت (سال تولد، سن مادر، جنس و تيپ تولد)، **a** بردار آثار ژنتيكي افزايشي مستقيم، **m** بردار آثار ژنتيكي افزايشي مادري، **pe** بردار آثار محيطي دائمي مادري مي‌باشند. **X**، $\mathbf{Z_a}$، $\mathbf{Z_{pe}}$ و $\mathbf{Z_m}$ ماتريس‌هاي طرح هستند كه به ترتيب عناصر بردارهاي **b**، **a**، **pe** و **m** را به بردار مشاهدات **y** مرتبط مي‌سازند. **A** ماتريس روابط خويشاوندي و σ_{am} كوواريانس بين اثر ژنتيكي افزايشي مستقيم و مادري است.

مناسبترين مدل براي برآورد اجزاء واريانس و كوواريانس، پارامترهاي ژنتيكي و ارزش‌هاي اصلاحي با استفاده از آزمون نسبت درستنمايي[1] تعيين شد (Miraei-Ahtiani et al., 2008; Snyman et al., 1995). در اين آزمون مدلي كه بيشترين لگاريتم درستنمائي را داشت، به عنوان مدل با لگاريتم درستنمائي حداكثر در نظر گرفته شده و ساير مدل ها با آن مقايسه شدند.

همبستگي هاي ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي بين صفات با تجزيه چند صفتي و بر اساس مناسبترين مدل براي هر صفت برآورد گرديدند (Naderi et al., 2007). واريانس هاي مورد نياز براي تجزيه چند صفتي از نتايج تجزيه و تحليل تک صفتي استخراج شده و كوواريانس هاي مورد نياز نيز با توجه به اجزاء واريانس برآورد شده در حالت تک صفتي و ضريب همبستگي تقريبي بين صفات تعيين شد (Neser et al., 2000).

پيشرفت ژنتيكي كل صفات مختلف بر اساس تفاوت ميانگين ارزش اصلاحي دامها در سال هاي ابتدا و انتها به دست آمد. روند فنوتيپي و ژنتيكي صفات به ترتيب با استفاده از تابعيت ميانگين فنوتيپي و ميانگين ارزش هاي اصلاحي بر سال تولد برآورد شد. براي برآورد روند محيطي ابتدا تفاوت ميانگين ارزش اصلاحي از ميانگين فنوتيپي در هر سال محاسبه شد و سپس از تابعيت مقدار حاصل بر سال تولد براي برآورد روند محيطي استفاده گرديد. روند هاي چند صفتي بر اساس تجزيه چند صفتي با مدل مناسب هر صفت برآورد شدند. از مدل هاي تجزيه و تحليل رگرسيون نرم افزار SAS براي آزمودن معني داري ضرائب تابعيت استفاده شد.

نتايج و بحث

نتايج تجزيه واريانس اثر عوامل ثابت و نيز اطلاعات توصيفي صفات مورد بررسي در جدول ۱ ارائه شده است. نتايج حاصل نشان داد كه اثر جنس و سال تولد بر تمام صفات مورد مطالعه معني‌دار بود ($P<۰/۰۱$) كه با نتايج پژوهشگران ديگر مطابقت دارد (Bahreini Behzadi, 1999; Hanford et al., 2003; Kargar, 2004; Moradi Shahrbabak et al., 2004). اثر سن مادر نيز بر كليه صفات مورد مطالعه معني‌دار بود ($P<۰/۰۱$) كه با نتايج برخي پژوهشگران مطابقت دارد (Maria et al., 1993; Snyman et al., 1995; Bahreini Behzadi, 1999). اثر تيپ تولد تنها بر وزن تولد و شيرگيري معني‌دار بود ($P<۰/۰۱$)، پژوهشگران اثر تيپ تولد را بيشتر بر صفات رشد قبل از شيرگيري معني‌دار گزارش كرده‌اند (Maria et al., 1993; Kargar, 1994).

لگاريتم درستنمايي مدل‌هاي مختلف برآورد اجزاء واريانس و كوواريانس و پارامترهاي ژنتيكي در جدول ۲ ارائه شده است. بر اساس آزمون نسبت درستنمايي مدل ۳ براي وزن تولد، مدل ۲ براي اوزان شيرگيري، شش ماهگي و نه ماهگي و مدل ۱ براي وزن يک سالگي مناسب تشخيص داده شدند.

1- Likelihood ratio test

جدول ۱- نتايج تجزيه واريانس اثر عوامل ثابت و اطلاعات توصيفي مربوط به صفات رشد

صفت	تعداد مشاهدات	ميانگين و انحراف معيار (كيلوگرم)	دامنه (كيلوگرم)	سال	سن مادر	جنس	تيپ تولد
وزن تولد	۲۳۳۲	۲/۲۸ ± ۰/۴۹	۱/۱۸-۴/۸۰	**	**	**	**
وزن شيرگيري	۲۱۸۲	۱۹/۹۸ ± ۵/۲۳	۵/۰۰-۳۶/۰۰	**	**	**	**
وزن شش ماهگي	۱۸۱۹	۲۴/۱۷ ± ۴/۸۲	۱۳/۰۰– ۴۲/۵۰	**	**	**	ns
وزن نه ماهگي	۱۲۴۶	۲۵/۰۸ ± ۶/۳۷	۱۰/۰۰ – ۵۲/۰۰	**	**	**	ns
وزن يک سالگي	۹۷۴	۲۳/۵ ± ۵/۵۶	۱۲/۵۰ – ۴۷/۵۰	**	**	**	ns

** : $P < ۰/۰۱$ ns : $P > ۰/۰۵$

جدول ۲- لگاريتم درستنمايي برآورد پارامترهاي ژنتيکي صفات رشد گوسفند کرماني با شش مدل مختلف*

مدل	پارامتر	صفت				
		وزن تولد	وزن شيرگيري	وزن شش ماهگي	وزن نه ماهگي	وزن يک سالگي
۱	h^2_d	۸۳۰/۸۴	-۳۴۹۸/۴۱	-۳۱۶۱/۰۳	-۲۳۷۵/۵۵	-۱۵۱۳/۲۸
۲	$h^2_d+pe^2$	۸۵۰/۱۳	-۳۴۸۵/۲۵	-۳۱۵۷/۴۳	-۲۳۷۲/۲۳	-۱۵۱۳/۳۶
۳	$h^2_d+h^2_m$	۸۶۶/۶۵	-۳۴۸۵/۷۸	-۳۱۵۷/۷۲	-۲۳۷۳/۲۲	-۱۵۱۳/۵۴
۴	$h^2_d+h^2_m+r_{am}$	۸۶۷/۰۱	-۳۴۸۵/۸۹	-۳۱۵۷/۶۹	-۲۳۷۲/۹۳	-۱۵۱۳/۳۷
۵	$h^2_d+h^2_m+ pe^2$	۸۶۶/۹۵	-۳۴۸۵/۱۸	-۳۱۵۷/۳۱	-۲۳۷۲/۲۳	-۱۵۱۳/۴۵
۶	$h^2_d+h^2_m+ r_{am} +pe^2$	۸۶۷/۰۲	-۳۴۸۴/۸۴	-۳۱۵۷/۲۴	-۲۳۷۲/۴۵	-۱۵۱۳/۴۰

* در مورد هر صفت لگاريتم درستنمايي مدل مناسب به صورت برجسته نشان داده است. h^2_d= وراثت‌پذيري مستقيم، h^2_m = وراثت‌پذيري مادري، pe^2 = نسبت واريانس محيطي دائمي مادري به واريانس فنوتيپي، r_{am} = همبستگي بين اثر ژنتيکي مستثيم و مادري

وراثت‌پذيري مستقيم و مادري وزن تولد با استفاده از مدل ۳ به ترتيب ۰/۰۵ و ۰/۲۴ برآورد گرديد که در دامنه برآوردهاي برخي پژوهشگران قرار دارند (Nasholm & Danell, 1996; Moradi Shahrbabak et al., 2004). اثر ژنتيکي افزايشي مادري منبع مهم تنوع در وزن تولد بره‌ها بود. مقدار کم وراثت پذيري مستقيم وزن تولد و بيشتر بودن وراثت پذيري مادري به اين دليل است که وزن تولد بيشتر از اين که تحت تاثير پتانسيل ژنتيکي خود دام باشد تحت تاثير آثار مادري است (Rashidi & Akhshi, 2007). به علاوه برآوردهاي وراثت‌پذيري تحت تاثير مدل استفاده شده و نيز ساختار داده‌ها قرار مي‌گيرند (Naderi et al., 2007). با استفاده از مدل ۲ وراثت پذيري مستقيم وزن شيرگيري ۰/۲۷ برآورد شد که در دامنه برخي مقادير گزارش شده قرار دارد (Notter, 1998; Bahreini Behzadi, 1999; Moradi Shahrbabk et al., 2004). نسبت واريانس محيطي دائمي مادري به واريانس فنوتيپي (pe^2) براي وزن شيرگيري ۰/۱۳ برآورد گرديد که با برآوردهاي گزارش شده برخي پژوهشگران مطابقت دارد (Nasholm & Danell, 1996; Neser et al., 2000).

مقدار وراثت‌پذيري مستقيم وزن شش ماهگي با مدل ۲، ۰/۳۲ برآورد شد که با مقدار گزارش شده Shaat et al. (2004) در نژاد اوسيمي مطابقت دارد. pe^2 وزن شش ماهگي ۰/۰۹ بود که با برآورد Naderi et al. (2007) در نژاد مغاني، که مقدار اين اثر را ۰/۰۷ گزارش کرده اند، مطابقت دارد. Moradi Shahrbabak et al. (2004) pe^2 وزن شش ماهگي را در گوسفندان کرماني کمتر از ۰/۰۰۱ برآورد کردند که بسيار کمتر از مقدار برآورد حاصل از اين پژوهش مي‌باشد. وراثت‌پذيري مستقيم وزن نه ماهگي ۰/۰۳ برآورد گرديد، که با برآورد Kragar (2004) در گوسفندان کرماني (۰/۰۶) مطابقت دارد. مقادير بيشتري نيز براي وراثت پذيري وزن نه ماهگي گزارش شده است (Bahreini Behzadi, 1999; Naderi et al., 2007). مقدار pe^2 وزن نه ماهگي ۰/۰۹ برآورد شد که با مقدار گزارش شده Miraei-Ashtiani et al. (2008) در گوسفند سنگسري (۰/۱۰) و Naderi et al. (2007) در گوسفند مغاني (۰/۰۶) مطابقت دارد.

با افزايش سن از تولد تا شش ماهگي وراثت‌پذيري مستقيم افزايش يافت ولي مقدار وراثت‌پذيري مستقيم

وزن نه ماهگي در مقايسه با وراثت‌پذيري اوزان قبلي (وزن تولد، وزن شيرگيري و وزن شش ماهگي) به شدت كاهش يافت. در واقع عمده تغييرات وزن نه ماهگي ناشي از عوامل محيطي مي‌باشد. وراثت‌پذيري مستقيم وزن يك‌سالگي با استفاده مدل ۱، ۰/۱۵ برآورد شد. Bahreini Behzadi (1999) وراثت‌پذيري مستقيم وزن يك‌سالگي را در گوسفند كرماني ۰/۱٤ برآورد كرد، كه با برآورد حاصل از اين پژوهش مطابقت دارد. اگر چه مقادير بيشتري هم براي برآورد وراثت‌پذيري مستقيم وزن يک سالگي در منابع گزارش شده است (Snyman et al., 1995; Notter, 1998; Naderi et al., 2007).

برآوردهاي همبستگي ژنتيكي، فنوتيپي و محيطي بين صفات در جدول ۴ ارائه شده است. همبستگي‌هاي ژنتيكي بين صفات مثبت و مقادير آنها از ۰/۴۲ بين وزن تولد و شيرگيري تا ۰/۹۹ بين وزن شيرگيري و نه ماهگي متغيير بود. مقادير همبستگي هاي ژنتيكي برآورد شده بين صفات با نتايج Kragar (2004) و Bahreini Behzadi (1999) مطابقت دارند ولي بيشتر از مقادير گزارش شده Moradi Shahrbabak et al. (2004) مي‌باشند. با توجه به بالا بودن همبستگي‌هاي ژنتيكي برآورد شده انتخاب براي وزن بدن در هر سن موجب افزايش وزن بدن در سنين ديگر مي‌گردد.

جدول ۳ - برآورد برخي پارامترهاي ژنتيكي صفات رشد با استفاده از مدل دام تک صفتي

صفت	مدل مناسب	$h^2_d \pm SE$	$h^2_m \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	h^{2*}_t
وزن تولد	۳	۰/۰۵±۰/۰۴	۰/۲۴±۰/۰۳	-	۰/۱۷
وزن شيرگيري	۲	۰/۲۷±۰/۰۲	-	۰ /۱۳±۰/۰۵	۰/۲۷
وزن شش ماهگي	۲	۰/۳۲±۰/۰۸	-	۰/۰۹±۰/۰۳	۰/۳۲
وزن نه ماهگي	۲	۰/۰۳±۰/۰۳	-	۰/۰۹±۰/۰۴	۰/۰۳
وزن يک سالگي	۱	۰/۱۵±۰/۰۵	-	-	۰/۱۵

*h^2_t=وراثت‌پذيري كل $(\sigma^2_a + 0.5\sigma^2_m + 1.5\sigma_{a,m}) / \sigma^2_P$ =SE ،h^2_t= خطاي معيار، ساير پارامترها مانند زير نويس جدول ۲ مي‌باشند.

مقادير برآورد شده روندهاي فنوتيپي، ژنتيكي و محيطي با استفاده از تجزيه تک صفتي و چند صفتي در جدول ۵ ارائه شده‌اند. روندهاي فنوتيپي و محيطي كليه صفات در تجزيه تک صفتي و چند صفتي معني‌دار نبودند. روندهاي ژنتيكي مستقيم كليه صفات به جز وزن تولد، معني‌دار بودند (P< ۰/۰۱). معني‌دار نبودن روند ژنتيكي مستقيم وزن تولد احتمالاً به اين دليل است كه اثرات ژنتيكي مستقيم تاثير كمي بر وزن تولد دارند و اين صفت بيشتر تحت تاثير اثرات مادري است. مقادير روندهاي ژنتيكي مستقيم برآورد شده با استفاده از تجزيه چند صفتي در مورد كليه صفات بيشتر از مقادير حاصل از تجزيه تک صفتي بودند. در تجزيه چند صفتي از اطلاعات بيش از يك صفت براي برآورد ارزش اصلاحي دام‌ها استفاده مي‌شود از اين رو ارزش اصلاحي حاصل به دليل در نظر گرفتن اطلاعات حاصله از صفات ديگر صحت بيشتري دارد (Kargar, 2004). نتايج حاصل از اين پژوهش با نتايج Hanford et al. (2003) مطابقت دارد. نمودار ۱ روندهاي ژنتيكي صفات مورد بررسي را، كه از تجزيه چند صفتي به دست آمده اند، نشان مي دهد. همانگونه كه در نمودار نشان داده شده است ميانگين ارزش اصلاحي حيوانات در سال هاي مختلف نوسان داشته است. پيشرفت ژنتيكي كل مستقيم و مادري (فقط براي وزن تولد) صفات مورد مطالعه (جدول ۶) نشان مي‌دهد كه پيشرفت ژنتيكي در جامعه مورد مطالعه قابل توجه نمي‌باشد. بنابراين مي‌توان نتيجه گرفت با وجود روند ژنتيكي مثبت، انتخاب در اين گله بر اساس برنامه‌اي مشخص و منظم نبوده و انتخاب دام هاي مولد بر اساس ارزش اصلاحي آنها انجام نشده است لذا اين امر مي‌تواند در كم بودن پيشرفت ژنتيكي موثر باشد (Jurado et al., 1994; Yapignaore et al., 1997; Sargolzaei & Edriss, 2004; Rashidi & Akhshi, 2007).

جدول ۴ - برآورد همبستگي‌هاي فنوتيپي، ژنتيكي و محيطي بين صفات رشد

صفت ۱	صفت ۲	r_{g12}*	r_{e12}	r_{p12}	r_{pe12}
وزن تولد	وزن شيرگيري	۰/۴۲	۰/۱۶	۰/۱۸	-
	وزن شش ماهگي	۰/۵۳	۰/۲۲	۰/۲۵	-
	وزن نه ماهگي	۰/۷۴	۰/۰۸	۰/۱۳	-
	وزن يک سالگي	۰/۶۱	۰/۱۴	۰/۱۸	-
وزن شيرگيري	وزن شش ماهگي	۰/۸۴	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۹۹
	وزن نه ماهگي	۰/۹۹	۰/۳۱	۰/۵۱	۰/۱۶
	وزن يک سالگي	۰/۹۷	۰/۴۴	۰/۶۰	-
وزن شش ماهگي	وزن نه ماهگي	۰/۶۷	۰/۹۹	۰/۸۰	۰/۹۰
	وزن يک سالگي	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۸۲	-
وزن نه ماهگي	وزن يک سالگي	۰/۸۳	۰/۹۵	۰/۹۳	-

*r_{g12} ، r_{e12} ، r_{p12} و r_{pe12} به ترتيب همبستگي‌هاي ژنتيكي، محيطي، فنوتيپي و محيطي

جدول ۵- برآورد روند هاي فنوتيپي، ژنتيكي و محيطي صفات رشد (گرم در سال) با استفاده از تجزيه تک صفتي و چند صفتي

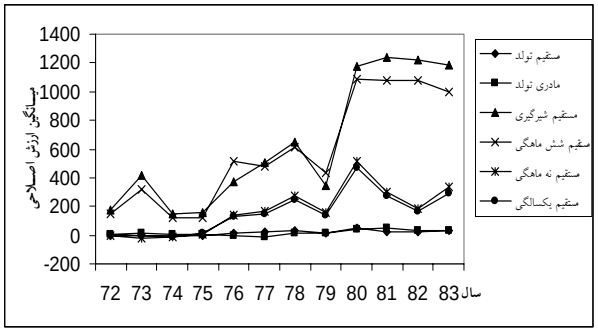
صفت	تجزيه	روند فنوتيپي	روند محيطي	روند ژنتيكي مستقيم	روند ژنتيكي مادري
وزن تولد	تک صفتي	-۱۰/۵±۱۸/۶۰ ns	-۱۴/۱±۱۷/۷ ns	۰/۵۳±۰/۳۰ ns	۳/۰۷±۱/۲۱ *
	چند صفتي	-۱۰/۵±۱۸/۶۰ ns	-۱۴/۲۵±۱۹/۰۷ ns	۰/۸۴±۱/۱۴ ns	۲/۹۱±۱/۶۷ *
وزن شيرگيري	تک صفتي	-۲۳۵/۷۸±۳۲۶/۴ ns	-۳۳۲/۱۹±۳۱۷/۱۵ ns	۹۶/۴۱±۱۸/۲۷ **	-
	چند صفتي	-۲۳۵/۷۸±۳۲۶/۴ ns	-۳۳۷/۰۷±۳۳۴/۶۱ ns	۱۰۱/۲۹±۳۷/۴۱ **	-
وزن شش ماهگي	تک صفتي	-۱۲۴/۶±۲۶۲/۲ ns	-۲۱۲/۸۴±۲۵۷/۳۹ ns	۸۸/۲۴±۲۶/۱۱ **	-
	چند صفتي	-۱۲۴/۶±۲۶۲/۲ ns	-۲۱۵/۱۱±۲۵۳/۴۶ ns	۹۰/۵۱±۴۸/۳۴ **	-
وزن نه ماهگي	تک صفتي	-۳۲۷/۱±۳۵۲/۴ ns	-۳۵۱/۴۵±۳۹۵/۶۵ ns	۲۴/۳۵±۱۰/۶۸ **	-
	چند صفتي	-۳۲۷/۱±۳۵۲/۴ ns	-۳۵۶/۸۶±۳۸۳/۲۶ ns	۲۹/۷۶±۱۱/۴۹ **	-
وزن يک سالگي	تک صفتي	-۴۶۴/۹±۳۱۷/۵ ns	-۴۹۶/۴۳±۳۴۶/۳۴ ns	۳۱/۵۳±۱۰/۴۳ **	-
	چند صفتي	-۴۶۴/۹±۳۱۷/۵ ns	-۵۰۰/۰۸±۳۶۳/۳۷ ns	۳۵/۱۸±۱۲/۵۸ **	-

** : P< ۰/۰۱ * : P< ۰/۰۵ ns : P>۰/۰۵

جدول ۶- برآورد پيشرفت ژنتيكي كل صفات از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳

صفت	پيشرفت ژنتيكي كل (گرم)	
	مستقيم	مادري
وزن تولد	۳/۳۰	۲۲/۳۰
وزن شيرگيري	۹۴۶/۳۵	-
وزن شش ماهگي	۷۸۷/۴۰	-
وزن نه ماهگي	۲۰۷/۱۰	-
وزن يک سالگي	۳۴۱/۴۶	-

مقادير برآورد شده روند فنوتيپي و محيطي صفات مورد بررسي (جدول ۵) نشان مي دهد كه عوامل محيطي مقادير فنوتيپي را كاهش داده اند. در شرايط محيطي نامساعد، محيط ژنوتيپ حيوان را محدود مي‌كند و پتانسيل ژنتيكي فرد بروز نمي‌يابد از اين رو پيش‌بيني ارزش اصلاحي واقعي اريب مي‌شود (Rashidi & Akhshi, 2007). نوسان هاي سالانه كليه صفات در بره ها ممكن است ناشي از تغييرات تصادفي شرايط آب و هوايي، سطح تغذيه و بهداشت باشد. از اين رو بايد تلاش شود در اجراي برنامه هاي اصلاح نژادي شرايط محيطي بهينه براي بروز ظرفيت ژنتيكي گله‌ها فراهم شود تا بدين طريق روند فنوتيپي با روند ژنتيكي گله همسو گردد (Lasslo et al., 1985; Sargolzaei & Edriss, 2004; Rashidi & Akhshi, 2007).



شكل ۱- روند ژنتيكي مستقيم و مادري (براي وزن تولد) صفات مورد بررسي با تجزيه چند صفتي

REFERENCES

1. Bahreini Behzadi, M. R. (1999). *Evaluation of effective factors on some economical traits of Kermani sheep*. M. Sc. Thesis, Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad. (In Farsi).
2. Hanford, K. J., Van Vleck, L. D. & Snowder, G. D. (2003). Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Targhee sheep. *Journal of Animal Science*, 81, 630-640.
3. Jurado, J. J., Alonso, A. & Alenda, R. (1994). Selection response for growth in a Spanish Merino flock. *Journal of Animal Science*, 72, 1433-1440.
4. Kergar N. (2004). *Estimation of genetic parameters for wool and growth traits in Kermani sheep*. M.Sc. thesis, Faculty of Agriculture, University of Zabol. (In Farsi).
5. Lasslo, L. L., Bradford, G. E., Torell, D. T. & Kennedy, B. W. (1985). Selection for weaning weight in Targhee sheep in two environments. II. Correlated effects. *Journal of Animal Science*, 61, 387-395.
6. Maria, G. A., Boldman, K. G. & Van Vleck, L. D. (1993). Estimates of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Romanov sheep. *Journal of Animal Science*, 71, 845-849.

7. Meyer, K. (2000). DFREML: Program to estimate variance components by restricted maximum likelihood, using a derivative-free algorithm. User Notes, Ver. 3, Animal Genetic and Breeding Unit, Armidale, NSW.
8. Miraei-Ashtiani, S. R., Seyedalian, S. A. R. & Moradi Shahrbabak, M. (2008). Variance components and heritabilities for body weight traits in Sangsari sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 73, 109-114.
9. Moradi Shahrbabak, H., Moradi Shahrbabk, M., Rahimi, Gh. & Nikkhah, A. (2004). Estimation of (co) varianc components and genetic and environmental parameters for growth traits in Kermani sheep breed, In: Proceedings of the *1st Congress on Animal and Aquatic Sciences* 1-3 Sept., Faculty of Agriculture, University of Tehran, Karaj, Iran, pp 795-797. (In Farsi).
10. Naderi, Y., Vaez Torshizi, R., Hafezian, S. H. & Rahimi, Gh. (2007). Maternal effects on growth traits of Moghani sheep. *Iranian Journal of Agricultural Sciences*, 38 (2), 233-239. (In Farsi).
11. Nasholm, A. & Danell, O. (1996). Genetic relationships of lamb weight, maternal ability and mature ewe weight in Swedish Finewool sheep. *Journal of Animal Science*, 74, 329-339.
12. Neser, F. W. C., Erasmus, G. J. & Van Wyk, J. B. (2000). Genetic studies on the South African Mutton Merino: growth traits. *South African Journal of Animal Science*, 30 (3), 172-177.
13. Notter, D. R. (1998). Genetic parameters for growth traits in Suffolk and Polypay sheep. *Livestock Production Science*, 55, 205-213.
14. Rashidi, A. & Akhshi, H. (2007). Estimation of genetic and environmental trends for growth traits in a flock of Kurdi sheep breed. *Iranian Journal of Agricultural Sciences*, 38 (2), 329-335. (In Farsi).
15. Sargolzaei, M. & Edriss, M. A. (2004). Estimation of phenotypic, genetic and environmental trends of some of the growth traits in Bakhtiari sheep. *Journal of Sciences and Technology in Agriculture and Natural Resources*, 8 (1), 125-133. (In Farsi).
16. Shaat, I., Galal, S. & Mansour, H. (2004). Genetic trends for lamb weights in flocks of Egyptian Rahmani and Ossimi sheep. *Small Ruminant Research*, 51, 23-28.
17. Snyman, M. A., Erasmus, G. J., Van Wyk, J. B. & Olivier, J. J. (1995). Direct and maternal (co) variance components and heritability estimates for body weight at different ages and fleece traits in Afrino sheep. *Livestock Production Science*, 44, 229-235.
18. Van Wyk, J. B., Erasmus, G. J. & Konstantinov, K. V. (1993). Variance component and heritability estimates of early growth traits in the Elsenburg Dormer sheep stud. *South African Journal of Animal Science*, 23, 72-76.
19. Yapignaore, C. V., Rege, J. E., Oya, A. & Alemayehu, N. (1997). Analysis of an open nucleus breeding programme for Djallonke sheep in the Ivory Coast. 2. Response to selection on body weights, *Journal of Animal Science*, 64, 301-307.