

بررسی تغییرات فنوتیپی و ژنتیکی صفات اقتصادی میش در یک گله گوسفند لری بختیاری

محمود وطن خواه^۱، محمد علی طالبی^۱ و محمد علی ادريس^۲

چکیده

در این مطالعه از ۵۰۲۵ رکورد صفات اقتصادی میش‌های گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری جهت تخمین روندهای فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ استفاده شد. با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده عاری از مشتق (DFREML) و مدل حیوانی یک صفتی و چند صفتی، بهترین پیش بینی خطی بدون تمایل ویژه (BLUP) از ارزش‌های اصلاحی صفات به دست آمد. روندها به صورت تابعیت میانگین مقادیر فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی از سال تولد میش محاسبه شد. روند فنوتیپی صفات به صورت ۰/۱۲۲۳- کیلوگرم برای وزن بدن میش، ۰/۰۴۱۵- کیلوگرم برای وزن بیده پشم سالانه، ۰/۶۶۳۹ درصد برای میزان آبستنی، ۰/۰۰۰۳ برای تعداد بره متولد شده در هر زایش میش، ۰/۰۰۹۴ برای تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش، ۰/۰۳۸۰ کیلوگرم برای کل وزن تولد به ازای هر میش مورد آمیزش و ۰/۴۲۲۷ کیلوگرم برای کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش برآورد گردید. روند ژنتیکی صفات به ترتیب ۰/۰۶۰۳ کیلوگرم، ۰/۰۰۰۴- کیلوگرم، ۰/۱۸۳ درصد، ۰/۰۰۱۲- رأس، ۰/۰۰۰۷- رأس، ۰/۰۰۳۰ کیلوگرم و ۰/۰۲۱۱ کیلوگرم حاصل از تجزیه یک صفتی و ۰/۰۵۴۹ کیلوگرم، ۰/۰۰۰۶- کیلوگرم، ۰/۰۰۸۹ درصد، ۰/۰۰۰۸- رأس، ۰/۰۰۰۸- رأس، ۰/۰۰۳۰ کیلوگرم و ۰/۰۲۳۰ کیلوگرم حاصل از تجزیه چند صفتی بود. برای اغلب صفات روندهای فنوتیپی و محیطی معنی‌دار ولی روند ژنتیکی معنی‌دار نبود ($P < 0/05$).

واژه‌های کلیدی: روند فنوتیپی، روند ژنتیکی، صفات میش، گوسفند لری بختیاری

مقدمه

بررسی می‌شود. تغییرات ژنتیکی میزان تولید مثل در گوسفندان رامبویه (Rambouillet) برای یک دوره ۱۸ ساله بر اساس یک شاخص تولید مثل (تعداد کل بره‌های متولد شده تقسیم بر سن منهای یک) پاسخ مناسبی به انتخاب نشان داد (۵). روند فنوتیپی و ژنتیکی تعداد بره متولد شده برای یک دوره ۱۲ ساله در چهار نژاد گوسفندان مرتعی که در آنها برای وزن شیرگیری

یکی از اهداف مهم دام‌پروری بهبود ژنتیکی صفات دام از طریق انتخاب می‌باشد. این امر در یک گله گوسفند، به دقت انتخاب والدین برتر برای تولید نسل آینده بستگی دارد (۱۲). عموماً برای تعیین میزان تأثیر انتخاب ژنتیکی، مقدار روند فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی صفات در جمعیت مورد مطالعه،

۱. به ترتیب استادیار پژوهشی و عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهرکرد

۲. استاد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

انتخاب انجام شده بود، معنی دار بود و اثر منفی کمی بر تولید پشم داشت (۶). بهبود ژنتیکی جزئی در یک دوره ۳۰ ساله برای تعداد بره متولد شده در هر زایش و وزن ۱۲۰ روزگی برای گوسفند نژاد تارگی (Targhee) گزارش شد (۱۰). در مطالعات جداگانه روی گوسفندان نژاد کلمبیا (Columbia) و تارگی میانگین ارزش اصلاحی حاصل از تجزیه یک صفتی و چند صفتی برای صفات تعداد بره متولد شده در هر زایش میش و وزن شیرگیری در طول مدت ۴۹ سال افزایش یافت ولی صفات تولید پشم بدون تغییر بود (۷ و ۸). روند ژنتیکی صفات رشد در بره‌های نژاد لری بختیاری در حد کم گزارش شده است (۲). با توجه به متفاوت بودن معیارهای انتخاب در این گله و وجود هم‌بستگی ژنتیکی بین صفات، با برآورد روند فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی حاصل از تجزیه چند صفتی می‌توان تغییرات صفات را بررسی نمود. در مطالعه حاضر هدف بررسی روند فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی صفات اقتصادی میش در گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری به صورت یک و چند صفتی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این بررسی از رکوردهای سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ مربوط به گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری استفاده شد. پرورش گله در این ایستگاه به روش نیمه متحرک و روستایی صورت می‌گیرد. گوسفندان از اوایل آذر تا اواخر اردیبهشت در محل ایستگاه و از اوایل خرداد تا اوایل آذر روی مراتع و پس چر غلات، یونجه، شبدر و سایر محصولات زراعی نگه‌داری می‌شوند. آمیزش میش‌ها و قوچ‌ها به مدت ۵۰ تا ۷۰ روز، از اوایل شهریور تا اوایل آبان ماه و به صورت کنترل شده انجام می‌گیرد. زایش گله از اوایل بهمن شروع و تا نیمه فروردین ادامه یافت. بره‌ها در سن 90 ± 5 روزگی شیرگیری می‌شوند و از سن ۱۵ روزگی علاوه بر شیر مادر به غذای تکمیلی نیز دسترسی دارند. پشم چینی میش‌های گله نیز یک بار در هر سال و معمولاً در نیمه دوم خرداد انجام می‌شود. دو روز

قبل از پشم چینی، میش‌ها را در کانال آب قرار داده و توسط چوپان شسته می‌شوند. سپس پشم چینی با استفاده از ماشین پشم چین انجام می‌شود. میش‌ها قبل از آمیزش، بعد از زایش و بعد از پشم چینی توزین می‌شوند. میش‌های دارای بیماری و یا قصر از گله حذف می‌شوند. معمولاً میش‌ها تا سن ۷ سالگی در گله نگه‌داری می‌شوند. در این گله بر اساس معیارهای متفاوتی انتخاب انجام شد که عبارت از وزن شیرگیری، کیلوگرم وزن شیرگیری به ازای هر کیلوگرم وزن بدن میش، کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش و نسبت کلیبر (۷۵ (وزن بره از شیرگیری) / افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری)) می‌باشند. در این تحقیق وزن بدن میش در فصل آمیزش، وزن بیده پشم سالانه نا شور و صفات تولید مثل مطالعه شد. صفات تولید مثل به دو صورت اصلی و ترکیبی تجزیه و تحلیل شد. صفات تولید مثل اصلی شامل میزان آبستنی (۰ یا ۱)، تعداد بره متولد شده در هر زایش میش (۱ یا ۲) و تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش (۱،۰ یا ۲) می‌باشند که دارای توزیع نا پیوسته هستند. صفات تولید مثل ترکیبی شامل کل وزن تولد به ازای هر میش مورد آمیزش و کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش است که دارای توزیع پیوسته می‌باشند. تعداد حیوانات، پدر، مادر، میانگین و انحراف معیار صفات مورد بررسی در جدول ۱ ارائه شده است. برای برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی از روش حداکثر درستنمایی محدود شده بدون مشتق‌گیری (۹) و به صورت تجزیه یک و چند صفتی و مدل‌های حیوانی زیر استفاده شد.

مدل یک صفتی

$$y = Xb + Za + Wp_e + e \quad [1]$$

در این فرمول y بردار مشاهدات؛ b بردار اثر عوامل ثابت (اثر سن میش و سال آمیزش برای همه صفات، اثر جنس بره برای کل وزن تولد و شیرگیری) و متغییر کمکی تعداد روز دوران شیرخوردن بره‌ها برای کل وزن شیرگیری؛ a بردار اثر

جدول ۱. تعداد حیوانات، پدر، مادر، میانگین و انحراف معیار صفات مورد بررسی

| انحراف استاندارد | میانگین | تعداد مادر | تعداد پدر | تعداد حیوانات دارای رکورد | علامت | صفت |
|------------------|---------|------------|-----------|---------------------------|---------|--|
| ۷/۳۳ | ۵۶/۲ | ۷۴۲ | ۱۶۳ | ۴۹۳۹ | EBWT | وزن بدن میش (کیلوگرم) |
| ۰/۵۴ | ۱/۹ | ۷۲۸ | ۱۶۲ | ۴۶۸۳ | GFWT | وزن پشم (کیلوگرم) |
| ۲۸/۰ | ۹۱/۲ | ۷۴۴ | ۱۶۳ | ۵۰۲۵ | CR | میزان آبستنی (درصد) |
| ۰/۴۳ | ۱/۲ | ۷۳۱ | ۱۶۲ | ۴۴۶۴ | NLB/EL | تعداد بره متولد شده در هر زایش میش (رأس) |
| ۰/۴۵ | ۱/۱ | ۷۳۱ | ۱۶۲ | ۴۴۶۴ | NLW/EL | تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش (رأس) |
| ۲/۲۸ | ۵/۰ | ۷۴۴ | ۱۶۳ | ۴۸۸۱ | TLBW/EJ | کل وزن تولد به ازای هر میش مورد آمیزش (کیلوگرم) |
| ۱۳/۴۴ | ۲۶/۸ | ۷۳۹ | ۱۶۳ | ۴۸۳۹ | TLWW/EJ | کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش (کیلوگرم) |

$$\text{Var} \begin{bmatrix} \mathbf{a} \\ \mathbf{p}_e \\ \mathbf{e} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{A} \otimes \mathbf{G} & \dots & \dots \\ \dots & \mathbf{I}_{pe} \otimes \mathbf{P}_e & \dots \\ \dots & \dots & \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{R} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{G} = \begin{bmatrix} \sigma_{g_{11}}^2 & \sigma_{g_{12}} & \dots & \sigma_{g_{1n}} \\ \sigma_{g_{21}} & \sigma_{g_{22}}^2 & \dots & \sigma_{g_{2n}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{g_{n1}} & \dots & \dots & \sigma_{g_{nn}}^2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{P}_e = \begin{bmatrix} \sigma_{pe_{11}}^2 & \sigma_{pe_{12}} & \dots & \sigma_{pe_{1n}} \\ \sigma_{pe_{21}} & \sigma_{pe_{22}}^2 & \dots & \sigma_{pe_{2n}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{pe_{n1}} & \dots & \dots & \sigma_{pe_{nn}}^2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} \sigma_{e_{11}}^2 & \sigma_{e_{12}} & \dots & \sigma_{e_{1n}} \\ \sigma_{e_{21}} & \sigma_{e_{22}}^2 & \dots & \sigma_{e_{2n}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{e_{n1}} & \dots & \dots & \sigma_{e_{nn}}^2 \end{bmatrix}$$

ماتریس های \mathbf{G} , \mathbf{P}_e , \mathbf{R} , معلوم و مثبت معین؛ \mathbf{A} ، ماتریس روابط خویشاوندی؛ \mathbf{I}_{pe} و \mathbf{I}_n ماتریس های واحد؛ $\sigma_{g_i}^2$ ، $\sigma_{pe_i}^2$ و $\sigma_{e_i}^2$ به ترتیب مؤلفه های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و باقی مانده برای i امین صفت و $\sigma_{g_{ij}}$ ، $\sigma_{pe_{ij}}$ ، $\sigma_{e_{ij}}$ به ترتیب کوواریانس های ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی و باقی مانده بین صفات i و j می باشند.

ارزش اصلاحی حیوانات برای صفات مختلف با استفاده از

عامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش؛ \mathbf{p}_e ، بردار اثر عوامل تصادفی محیطی دائمی میش؛ \mathbf{e} ، بردار اثر عوامل تصادفی باقی مانده و \mathbf{X} ، \mathbf{Z} و \mathbf{W} نیز ماتریس های طرح هستند. امید ریاضی و مولفه های (کو) واریانس مدل عبارت اند از:

$$E(\mathbf{y}) = \mathbf{X}\mathbf{b}, E(\mathbf{a}) = \mathbf{0}, E(\mathbf{p}_e) = \mathbf{0}, E(\mathbf{e}) = \mathbf{0}$$

$$\text{Var}(\mathbf{y}) = \mathbf{A} \sigma_a^2, \text{Var}(\mathbf{p}_e) = \mathbf{I} \sigma_{pe}^2, \text{Var}(\mathbf{e}) = \mathbf{I} \sigma_e^2$$

که \mathbf{A} ماتریس روابط خویشاوندی، \mathbf{I} ماتریس واحد و σ_{pe}^2 ، σ_a^2 و σ_e^2 به ترتیب واریانس ژنتیکی مستقیم، واریانس محیطی دائمی میش و واریانس باقی مانده می باشند.

مدل چند صفتی

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \mathbf{b}_i + \mathbf{Z}_i \mathbf{a}_i + \mathbf{W}_i \mathbf{p}_{ei} + \mathbf{e}_i \quad [2]$$

در این فرمول \mathbf{y}_i ، بردار مشاهدات برای i امین صفت میش؛ \mathbf{b}_i ، بردار اثر عوامل ثابت برای i امین صفت؛ \mathbf{a}_i ، بردار اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش برای i امین صفت؛ \mathbf{p}_{ei} ، بردار اثر عوامل تصادفی محیطی دائمی میش برای i امین صفت؛ \mathbf{e}_i ، بردار اثر عوامل تصادفی باقی مانده برای i امین صفت و \mathbf{X}_i ، \mathbf{Z}_i و \mathbf{W}_i ماتریس های طرح هستند. امیدهای ریاضی و ماتریس های (کو) واریانس مدل عبارت اند از:

$$E(\mathbf{y}_i) = \mathbf{X}_i \mathbf{b}_i, E(\mathbf{a}_i) = E(\mathbf{p}_{ei}) = E(\mathbf{e}_i) = \mathbf{0}$$

$$\text{Var}(\mathbf{y}_i) = \mathbf{Z}_i \mathbf{A} \mathbf{Z}_i' \sigma_{g_i}^2 + \mathbf{W}_i \mathbf{I} \mathbf{W}_i' \sigma_{pe_i}^2 + \mathbf{I} \sigma_{e_i}^2$$

$$\text{Cov}(\mathbf{y}_i, \mathbf{y}_j) = \mathbf{Z}_i \mathbf{A} \mathbf{Z}_j' \sigma_{g_{ij}} + \mathbf{W}_i \mathbf{I} \mathbf{W}_j' \sigma_{pe_{ij}} + \mathbf{I} \sigma_{e_{ij}}$$

جدول ۲. میانگین تغییرات فنوتیپی صفات میش به تفکیک سال تولد

| صفت | | | | | | | سال تولد |
|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|------------|
| TLWW/EJ (Kg) | TLBW /EJ (Kg) | NLW/EL | NLB/EL | CR (%) | GFWT (Kg) | EBWT (Kg) | |
| ۲۴/۱۰ ^c | ۴/۶۵ ^a | ۱/۰۶ ^{bcd} | ۱/۲۰ ^a | ۸۶/۵۳ ^d | ۲/۱۴ ^a | ۵۷/۰۰ ^a | ۶۸< |
| ۲۳/۷۵ ^c | ۴/۵۷ ^a | ۱/۰۳ ^d | ۱/۱۱ ^a | ۸۹/۰۰ ^{cd} | ۲/۱۱ ^a | ۵۴/۲۸ ^c | ۶۸ |
| ۲۴/۱۷ ^c | ۴/۸۲ ^a | ۱/۰۴ ^{cd} | ۱/۱۶ ^a | ۹۲/۰۵ ^{abcd} | ۱/۸۳ ^{bc} | ۵۴/۸۷ ^{bc} | ۶۹ |
| ۲۴/۲۴ ^c | ۴/۸۱ ^a | ۱/۱۱ ^{abcd} | ۱/۱۸ ^a | ۹۳/۵۵ ^{abcd} | ۱/۷۷ ^{cd} | ۵۴/۴۶ ^c | ۷۰ |
| ۲۴/۳۰ ^c | ۴/۶۰ ^a | ۱/۱۱ ^{abcd} | ۱/۱۷ ^a | ۸۸/۴۰ ^d | ۱/۸۸ ^{bc} | ۵۴/۹۳ ^{bc} | ۷۱ |
| ۲۵/۹۷ ^{bc} | ۴/۸۱ ^a | ۱/۰۶ ^{bcd} | ۱/۱۵ ^a | ۸۷/۸۷ ^d | ۱/۹۲ ^b | ۵۴/۲۸ ^c | ۷۲ |
| ۲۵/۸۹ ^{bc} | ۴/۹۷ ^a | ۱/۰۲ ^d | ۱/۱۵ ^a | ۹۱/۷۴ ^{abcd} | ۱/۸۷ ^{bc} | ۵۳/۳۱ ^{cd} | ۷۳ |
| ۲۷/۱۱ ^{abc} | ۴/۹۵ ^a | ۱/۱۵ ^{ab} | ۱/۲۲ ^a | ۹۱/۴۱ ^{bcd} | ۱/۸۴ ^{bc} | ۵۵/۲۵ ^{abc} | ۷۴ |
| ۲۶/۳۸ ^{abc} | ۴/۹۳ ^a | ۱/۱۲ ^{abcd} | ۱/۱۷ ^a | ۹۲/۱۲ ^{abcd} | ۱/۸۶ ^{bc} | ۵۴/۱۳ ^c | ۷۵ |
| ۲۶/۴۴ ^{abc} | ۴/۷۳ ^a | ۱/۱۸ ^a | ۱/۲۱ ^a | ۹۱/۴۶ ^{bcd} | ۱/۶۹ ^{de} | ۵۲/۱۷ ^{de} | ۷۶ |
| ۲۸/۲۸ ^{ab} | ۵/۱۶ ^a | ۱/۱۶ ^{ab} | ۱/۱۸ ^a | ۹۶/۱۳ ^{ab} | ۱/۵۸ ^{efg} | ۵۵/۰۸ ^{bc} | ۷۷ |
| ۲۸/۱۷ ^{ab} | ۵/۱۵ ^a | ۱/۱۴ ^{abc} | ۱/۱۵ ^a | ۹۸/۵۳ ^a | ۱/۵۶ ^{fg} | ۵۶/۷۱ ^{ab} | ۷۸ |
| ۲۹/۳۶ ^a | ۵/۱۲ ^a | ۱/۱۵ ^{ab} | ۱/۱۶ ^a | ۹۵/۷۱ ^{abc} | ۱/۶۲ ^{ef} | ۵۵/۲۰ ^{abc} | ۷۹ |
| ۲۸/۱۹ ^{ab} | ۵/۰۲ ^a | ۱/۱۴ ^{ab} | ۱/۱۵ ^a | ۹۶/۰۸ ^{ab} | ۱/۴۸ ^g | ۵۱/۱۴ ^e | ۸۰ |
| ۲۵/۸۶ | ۴/۸۴ | ۱/۱۰ | ۱/۱۸ | ۹۱/۱۵ | ۱/۸۵ | ۵۴/۹۷ | میانگین کل |

a - g: در هر ستون تفاوت میانگین صفات دارای علامت مشابه معنی دار نیست.

روند خاصی پیروی نمی کنند. بیشترین و کمترین میانگین فنوتیپی برای وزن بدن میش و وزن بیده پشم سالانه به ترتیب مربوط به سال های تولد قبل از ۶۸ و ۸۰ می باشد. ارقام ارائه شده در جدول ۲ نشان می دهد که اگر چه تقریباً برای اکثر صفات تولید مثل و تولید مثل ترکیبی کمترین میانگین فنوتیپی صفات مربوط به متولدین سال های اولیه (۶۸ و قبل از آن) بوده ولی بیشترین مقدار آنها مربوط به متولدین سال ۸۰ نمی باشد. به عبارت دیگر تغییرات میانگین فنوتیپی صفات مورد بررسی در سال های تولد مختلف از روند افزایشی تبعیت نمی کند و نوسانات قابل توجهی بین سال های تولد مختلف حاصل شده است.

میانگین فنوتیپی صفت کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش به عنوان بازده خالص تولید مثل (ترکیبی از میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایش، نرخ زنده مانی تا شیرگیری و وزن شیرگیری بره ها) تقریباً دارای یک روند

مؤلفه های (کو) واریانس حاصل از تجزیه یک صفتی و چند صفتی پیش بینی و میانگین آنها به تفکیک سال تولد محاسبه شد. برای برآورد روند فنوتیپی و ژنتیکی صفات مورد بررسی، ضریب تابعیت میانگین فنوتیپی و ارزش های اصلاحی حیوانات بر سال تولد محاسبه شد. هم چنین به منظور برآورد روند محیطی صفات مورد بررسی، میانگین کل جمعیت و ارزش اصلاحی هر حیوان از میانگین فنوتیپی آن حیوان کسر گردید و ضریب تابعیت میانگین محیطی در هر سال نسبت به سال تولد به عنوان روند محیطی محاسبه شد (۱۲).

نتایج و بحث

میانگین تغییرات فنوتیپی صفات میش به تفکیک سال تولد در جدول ۲ ارائه شده است. میانگین فنوتیپی تمامی صفات در سال های مختلف دارای نوسانات قابل ملاحظه ای بوده و از یک

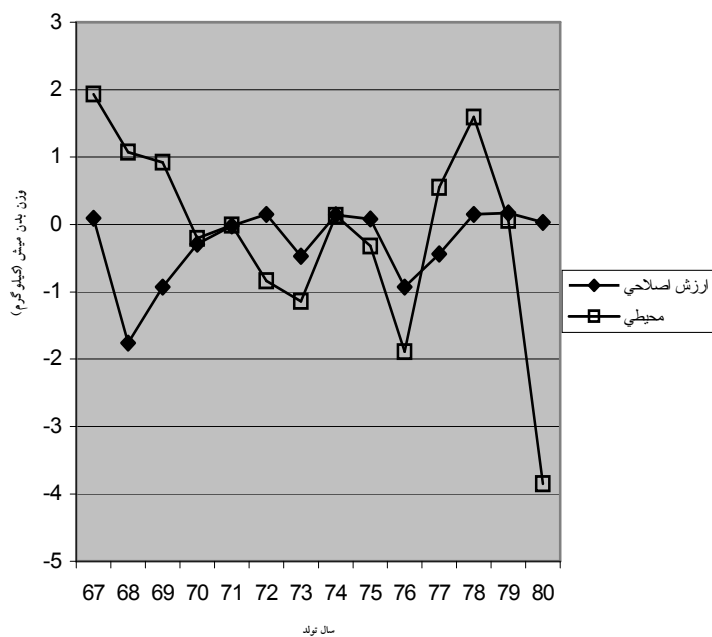
میانگین ارزش اصلاحی صفت تعداد بره متولد شده در هر زایش میش به ترتیب $0/4$ و $0/6$ ؛ برای تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش $0/3$ و $0/4$ ؛ برای وزن تولد بره‌ها $0/8$ و $0/5$ کیلوگرم؛ برای وزن شیرگیری بره‌ها 8 و $7/5$ کیلوگرم و برای وزن بیده پشم $0/3$ کیلوگرم گزارش شد (7 و 8). میانگین تغییرات تعداد بره متولد شده از هر میش زایش نموده طی 23 سال در گله ایستگاه عباس آباد مشهد (نژاد بلوچی) نیز $0/22$ رأس گزارش شده است (1). با مقایسه نتایج این مطالعه و گزارشات فوق می‌توان دریافت که میانگین ارزش‌های اصلاحی حاصل شده برای تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده معادل مقادیر گزارش شده برای نژادهای کلمبیا، تارگی و بلوچی (حدود $0/01$ رأس در هر سال) می‌باشد، ولی مقادیر گزارش شده برای صفات وزن تولد و شیرگیری در حد مقادیر گزارش شده برای نژاد بلوچی و کمتر از مقادیر گزارش شده برای نژادهای کلمبیا و تارگی می‌باشد. هم‌چنین بر خلاف مقادیر گزارش شده برای گوسفندان کلمبیا و تارگی تغییرات ژنتیکی حاصل شده در هر سال در این بررسی به صورت تجمعی نبوده و طی سال‌های مختلف دارای نوسانات بسیار زیادی بوده است. به عبارت دیگر اگرچه میانگین کل ارزش اصلاحی سالانه در این مطالعه برای صفات تعداد بره با مقادیر مشابه برای گوسفندان کلمبیا و تارگی مطابقت دارد ولی به لحاظ این که نوسانات قابل توجهی طی سال‌های مختلف ایجاد شده است، تغییرات ژنتیکی حاصل شده در هر سال به صورت تجمعی نبوده و منجر به این شده است که میانگین ارزش اصلاحی سال چهاردهم (سال 80) در حد پائین باشد.

میانگین تغییرات محیطی برای اغلب صفات مورد بررسی همانند میانگین تغییرات ژنتیکی در سال‌های مختلف دارای نوسانات قابل ملاحظه‌ای می‌باشد ولی بر خلاف میانگین تغییرات ارزش اصلاحی آنها تقریباً دارای روند افزایشی است (نمودارهای 1 تا 7)، برای مثال برای صفت میزان آبستنی میانگین تغییرات ناشی از محیط از $4/45$ - درصد در سال تولد قبل از 68 به $4/76$ درصد برای متولدین سال 80 افزایش یافته

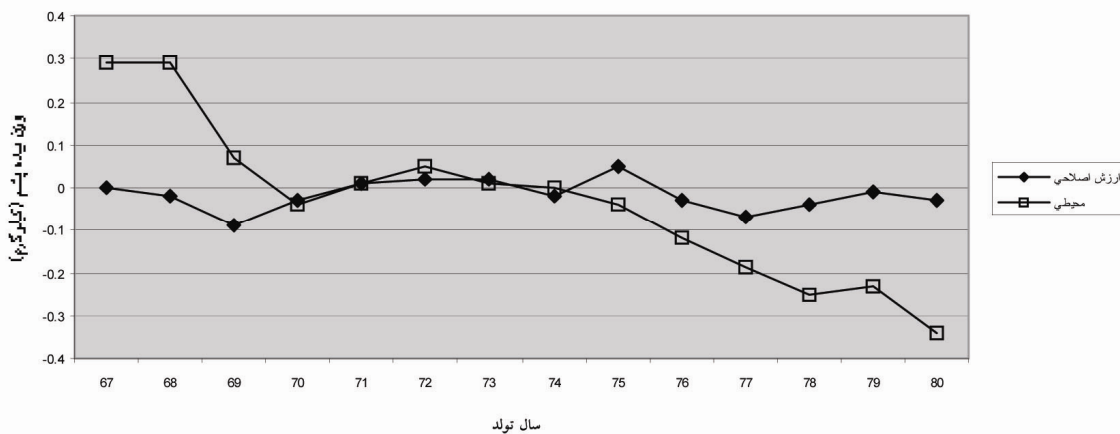
افزایشی است، بدین صورت که کمترین مقدار آن مربوط به متولدین سال 68 بوده و تفاوت آن با متولدین سال‌های قبل از 68 ، 69 ، 70 و 71 معنی‌دار ($P < 0/05$) نیست. برای متولدین سال‌های 72 تا 76 این مقدار دارای روند افزایشی بوده و بیشترین مقدار برای متولدین سال 79 حاصل شده است که با متولدین سال‌های 74 تا 80 در یک گروه قرار گرفته‌اند.

میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی صفات میش به تفکیک سال تولد حاصل از تجزیه چند صفتی اندکی بالاتر از مقادیر مشابه برای تجزیه یک صفتی بود. به همین منظور فقط میانگین این تغییرات حاصل از تجزیه چند صفتی در نمودارهای 1 تا 7 ارائه شده است. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی اکثر صفات در سال‌های مختلف دارای نوسانات بسیار زیادی بود. برای اغلب صفات مورد بررسی کمترین میانگین ارزش اصلاحی مربوط به سال‌های تولد 68 یا قبل از آن بوده در حالی که بیشترین آن در سال‌های تولد مختلف حاصل شده است. میانگین کل ارزش اصلاحی طی 14 سال برای وزن بدن میش، وزن بیده پشم سالانه، میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایش، تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش، کل وزن تولد به ازای هر میش مورد آمیزش و کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش به ترتیب $0/17$ - کیلوگرم، $0/01$ - کیلوگرم، $0/41$ درصد، $0/01$ رأس، $0/01$ رأس، $0/02$ کیلوگرم و $0/16$ کیلوگرم می‌باشد.

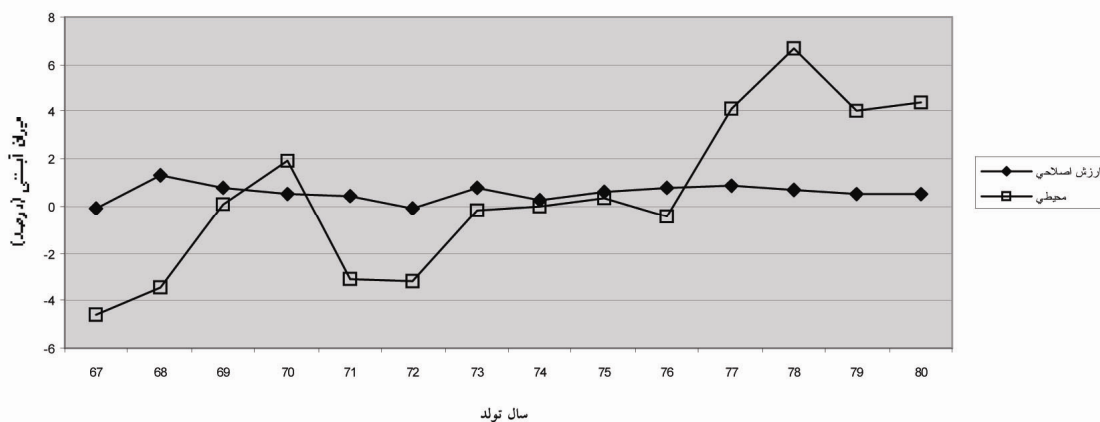
نحوه تغییرات میانگین ارزش‌های اصلاحی صفت کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش به عنوان بازده خالص تولید مثل طی سال‌های مختلف تقریباً دارای یک روند افزایشی می‌باشد. بالاتر بودن میانگین تغییرات ارزش اصلاحی صفات حاصل از تجزیه چند صفتی در مقایسه با مقادیر حاصل از تجزیه یک صفتی را می‌توان به وجود هم‌بستگی مثبت بین صفات نسبت داد. در بررسی تغییرات ژنتیکی صفات تولید مثل و وزن پشم گله‌هائی از نژادهای کلمبیا و تارگی، در طول یک دوره 49 ساله (1950 تا 1998) که در معرض معیارهای انتخاب مختلف ولی مرتبط با صفت افزایش وزن شیرگیری قرار داشتند،



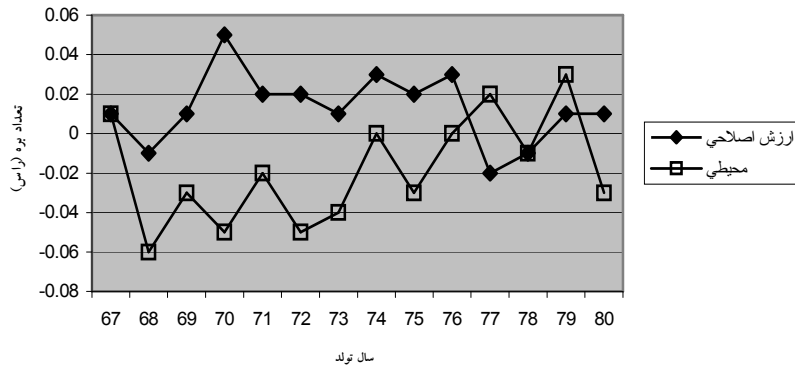
نمودار ۱. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی وزن بدن میش به تفکیک سال تولد



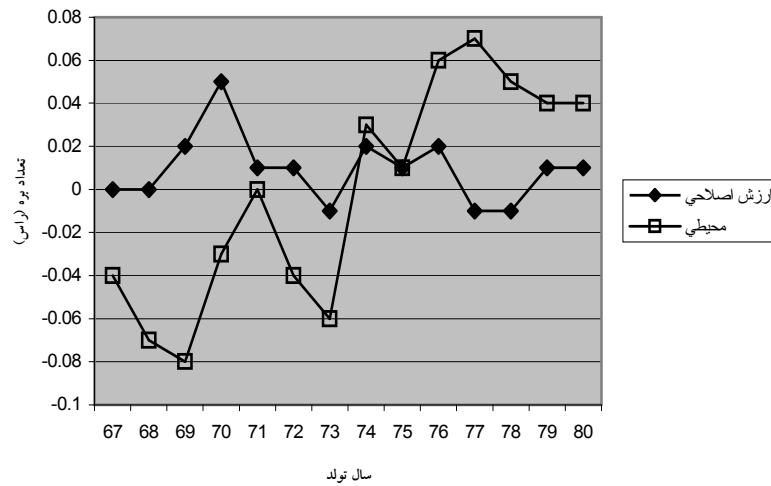
نمودار ۲. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی وزن پیده پشم به تفکیک سال تولد



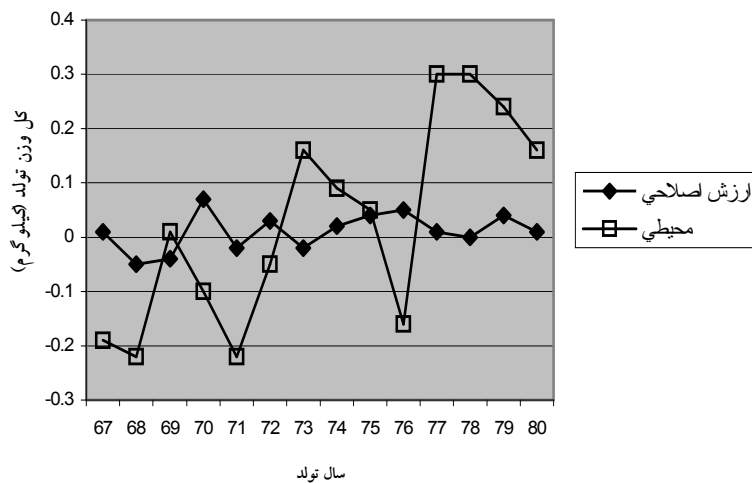
نمودار ۳. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی میزان آبستنی به تفکیک سال تولد



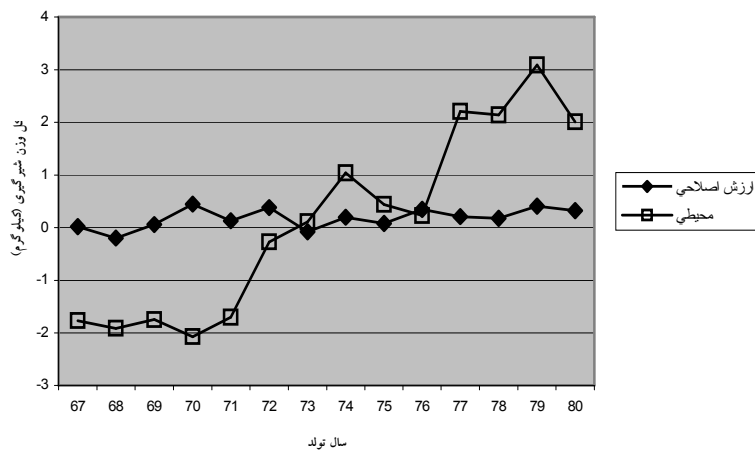
نمودار ۴. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی تعداد بچه در هر زایش میش به تفکیک سال تولد



نمودار ۵. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی تعداد بچه شیرگیری شده در هر زایش میش به تفکیک سال تولد



نمودار ۶. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی کل وزن تولد به ازای هر میش مورد آمیزش به تفکیک سال تولد



نمودار ۷. میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و محیطی کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش به تفکیک سال تولد

جدول ۳. روند فنوتیپی و ژنتیکی صفات میش در گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری

| روند محیطی | | روند ژنتیکی | | روند فنوتیپی | صفت |
|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------|
| چند صفتی | تک صفتی | چند صفتی | تک صفتی | | |
| -۰/۱۷۹ ^{n.s} | -۰/۱۸۱۹ ^{n.s} | ۰/۰۵۴۹ ^{n.s} | ۰/۰۶۰۳ ^{n.s} | -۰/۱۲۲۳ ^{n.s} | EBWT(kg) |
| -۰/۰۴۱۲** | -۰/۰۴۱۷** | -۰/۰۰۰۶ ^{n.s} | -۰/۰۰۰۴ ^{n.s} | -۰/۰۴۱۵** | GFWT (kg) |
| ۰/۶۵۵۰** | ۰/۶۴۶۱** | ۰/۰۰۸۹ ^{n.s} | ۰/۰۱۸۳* | ۰/۶۶۳۹** | CR(%) |
| ۰/۰۰۱۵ ^{n.s} | ۰/۰۰۱۷ ^{n.s} | -۰/۰۰۰۸ ^{n.s} | -۰/۰۰۱۲ ^{n.s} | ۰/۰۰۰۳ ^{n.s} | NLB/EL |
| ۰/۰۱۰۲** | ۰/۰۱۰۲** | -۰/۰۰۰۸ ^{n.s} | -۰/۰۰۰۷ ^{n.s} | ۰/۰۰۹۴** | NLW/EL |
| ۰/۰۳۴۲** | ۰/۰۳۴۳** | ۰/۰۰۳۰ ^{n.s} | ۰/۰۰۳۰ ^{n.s} | ۰/۰۳۸۰** | TLBW/EJ(kg) |
| ۰/۳۹۹۶** | ۰/۳۹۶۸** | ۰/۰۲۳۰* | ۰/۰۲۱۱* | ۰/۴۲۲۷** | TLWW/EJ(kg) |

n.s : غیر معنی دار

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال کوچکتر از ۵ و ۱ درصد

روندهای فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی صفات مورد بررسی در جدول ۳ ارائه شده است. روند فنوتیپی برای صفات وزن بدن و وزن بیده پشم سالانه میش منفی و برای سایر صفات مثبت می باشد. روند فنوتیپی برای صفات وزن بدن میش و تعداد بره متولد شده در هر زایش میش کم و از نظر آماری در سطح احتمال کوچکتر از ۵ درصد معنی دار نمی باشند، در حالی که برای سایر صفات این روند معنی دار ($P < 0/01$) است. منفی بودن روند فنوتیپی وزن بدن میش مطلوب است،

است. گزارش شده است که جهت برآورد روندهای ژنتیکی ناریب، ناپستی روند محیطی را از روند فنوتیپی بر طرف نمود زیرا که روندهای محیطی می توانند اثرات واقعی مدیریت و یا تغییرات اقلیمی را به اصلاح کنندگان نشان دهند (۱۲). با مقایسه میانگین تغییرات ارزش اصلاحی و تغییرات محیطی صفات طی سالهای مختلف می توان دریافت که نوسانات محیطی طی سالهای مختلف بالاتر از نوسانات ارزش اصلاحی بوده است.

صفات مورد بررسی ناشی از بهبود شرایط محیطی و مدیریتی است، به طوری که روند محیطی برای کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش نزدیک به ۴۰۰ گرم در هر سال برآورد شده است که بیش از ۹۵ درصد از روند فنوتیپی را به خود اختصاص می‌دهد.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که میانگین تغییرات فنوتیپی، ارزش‌های اصلاحی و محیطی در طول دوره مورد بررسی برای اغلب صفات در حد نسبتاً خوب تا متوسط می‌باشد، روند فنوتیپی و محیطی برای اغلب صفات مورد بررسی معنی‌دار، ولی روند ژنتیکی برای اغلب آنها معنی‌دار نبود. روند ژنتیکی کم برای اغلب صفات مورد بررسی را می‌توان به عوامل متعددی نسبت داد از آن جمله، سرگزایی و ادیسی (۲) در تخمین روند ژنتیکی و محیطی صفات رشد در این گله طی ۸ سال، کم بودن روند ژنتیکی برای صفات رشد را استفاده از قوچ‌های ارزیابی نشده که از خارج گله معرفی می‌شدند و هم‌چنین عدم استفاده متعادل از قوچ‌ها عنوان نمودند و پیشنهاد کردند که در برنامه جفت‌گیری سعی شود قوچ‌ها با تعداد متعادل تری از میش‌ها آمیزش کنند و برنامه ورود قوچ‌های آزمون نشده از خارج به داخل گله نیز کنترل گردد. وطن خواه و همکاران (۳) نیز روند ژنتیکی صفات در گله‌های اصلاحی موجود در ایستگاه‌های اصلاح نژاد گوسفند در کشور را کم و بعضاً منفی گزارش نمودند و دلایل عمده عدم پیشرفت ژنتیکی در حد مورد انتظار را به عواملی نظیر مشخص نبودن اهداف اصلاحی برای نژادهای مورد بررسی، عدم استفاده از معیار انتخاب مناسب و تأکید بر آن طی سال‌های مختلف، عدم استفاده از مدل‌های حیوانی مناسب جهت پیش بینی ارزش‌های اصلاحی حیوانات و ارزیابی آنها، کم بودن دقت رکوردگیری از صفات تولیدی و ثبت شجره و هم‌چنین اجرا نشدن کامل برنامه‌های پیش بینی شده در گله‌های اصلاحی نسبت دادند. هم‌چنین به نظر می‌رسد نوسانات مدیریتی و محیطی نیز عامل بزرگی است که مانع از پیشرفت ژنتیکی در حد مورد انتظار شده است.

زیرا که با کاهش وزن بلوغ میش، میزان غذای مصرفی برای نگه‌داری نیز کاهش می‌یابد (۴)، البته میزان کاهش فنوتیپی وزن بدن میش خیلی زیاد نمی‌باشد. منفی شدن روند فنوتیپی وزن بیده پشم سالانه را می‌توان به هم‌بستگی نسبتاً کم و منفی بین صفات تولید مثل و تولید مثل ترکیبی با پشم تولیدی نسبت داد. روند فنوتیپی صفت کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش با مقدار ۰/۴۲۲۷ کیلوگرم در هر سال نسبتاً مطلوب می‌باشد.

روند ژنتیکی صفات مورد بررسی برای تجزیه یک صفتی و چند صفتی نشان می‌دهد که میزان پیشرفت ژنتیکی در هر سال برای اغلب صفات در حد بسیار کم می‌باشد به طوری که این روند برای تجزیه یک صفتی فقط برای میزان آبستنی و کل وزن شیرگیری معنی‌دار ($P < 0/05$) بوده و برای سایر صفات معنی‌دار نیست، برای تجزیه چند صفتی نیز فقط برای صفت کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش معنی‌دار ($P < 0/05$) است. هم‌چنین روند ژنتیکی برای صفات تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در حد بسیار کم و منفی است. گزارش شده است که میزان پیشرفت ژنتیکی از طریق انتخاب در داخل نژاد از حدود ۰/۵ تا ۳ درصد میانگین در هر سال متغیر می‌باشد (۱۱). با این حال میزان پیشرفت ژنتیکی حاصل شده برای هیچ کدام از صفات مورد بررسی حتی در حد ۰/۵ درصد میانگین نیز نمی‌باشد. برای مثال میزان پیشرفت ژنتیکی برای کل وزن شیرگیری به ازای هر میش مورد آمیزش که در این مطالعه از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد در حد ۲۳ گرم در هر سال برآورد شده است در حالی که با توجه به میانگین ۲۶/۷۷ کیلوگرم برای این صفت با فرض حداقل میزان پیشرفت (۰/۵ درصد)، بایستی روند ژنتیکی بیش از ۱۳۰ گرم در هر سال برای این صفت حاصل می‌شد.

روند محیطی صفات وزن بدن میش و تعداد بره متولد شده در هر زایش میش در سطح احتمال کوچک‌تر از ۵ درصد معنی‌دار نیست (جدول ۳) ولی برای سایر صفات این روند معنی‌دار می‌باشد. بخش عمده روند فنوتیپی مشاهده شده برای

منابع مورد استفاده

۱. اسکندری نسب، م. ۱۳۷۷. برآورد مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس و روند ژنتیکی صفات تولیدی در یک گله گوسفند بلوچی. رساله دوره دکتری علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.
۲. سرگلزائی، م. و م. ع. ادريس. ۱۳۸۰. تخمین روند ژنتیکی و محیطی برخی از صفات مربوط به رشد در گوسفند لری بختیاری. مجموعه مقالات اولین سمینار ژنتیک و اصلاح نژاد دام، طیور و آبزیان کشور، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران.
۳. وطن خواه، م.، م. مرادی شهر بابک، ا. نجاتی جوارمی، س. ر. میرائی آشتیانی و ر. واعظ ترشیزی. ۱۳۸۳. مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران. مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور، دانشکده کشاورزی، کرج.
4. Bedier, N. Z., A. Younis, E. S. E. Galal and M. Mokhtar. 1992. Optimum ewe in desert Barki sheep. *Small Rumin. Res.* 7: 1-7.
5. Burfening, P. J., S. D. Kachman, K. J. Hanford and D. Rossi. 1993. Selection for reproductive rate in Rambouillet sheep: Estimated genetic change in reproductive rate. *Small Rumin. Res.* 10: 317-330.
6. Ercanbrack, S. K. and A. D. Knight. 1998. Responses to various selection protocols for lamb production in Rambouillet, Targhee, Columbia and Polypay sheep. *J. Anim. Sci.* 76: 1311-1325.
7. Hanford, K.J., L. D. Van Vleck and G. D. Snowder. 2002. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Columbia sheep. *J. Anim. Sci.* 80: 3086-3098.
8. Hanford, K.J., L. D. Van Vleck and G. D. Snowder. 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Targhee sheep. *J. Anim. Sci.* 81: 630-640.
9. Meyer, K. 2000. DFREML User Notes. Version 3.1, New England Univ., Armidal, Australia.
10. Sakul, H., G. E. Bradford and M. R. Dally. 1999. Selection for litter size or weaning weight in range sheep: I. Selection practiced and direct response. *Sheep and Goat Res. J.* 15: 126-137.
11. Smith, C. 1984. Rates of genetic change in farm livestock. *Res. Dev. Agric.* 1: 79-85.
12. Van Wyk, J. B., G. J. Erasmus and K. V. Konstantinov. 1993. Genetic and environmental trends of early growth traits in the Elsenburg Dormer sheep stud. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 23:85-87.