

برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس صفات وزن بدن در گوسفند زندی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی

سمیه صمدی^۱، بهزاد همتی^{۱*}، محمود هنرور^۲ و طرلان فرحوش^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۸/۰۱

تاریخ تصویب: ۱۳۹۱/۱۲/۱۰

چکیده

در این تحقیق از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۴ لغایت ۱۳۸۸، گوسفندان زندی موجود در گله‌های تحت پوشش واحد اصلاح نژاد معاونت امور دام، سازمان جهاد و کشاورزی استان تهران، ایستگاه تحقیقاتی گوسفند نژاد زندی که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور مدیریت می‌شود، استفاده شده است. مؤلفه‌های واریانس - کواریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن بدن در هنگام تولد و در سنین سه، شش، نه‌ماهگی و یکسالگی به وسیله مدل تابعیت تصادفی با استفاده از نرم افزار Wombat به روش تجزیه یک صفت برآورد شدند. ضریب تنوع صفات در شش‌ماهگی، داری کمترین مقدار و در سه‌ماهگی دارای بیشترین مقدار بود. واریانس ژنتیک افزایشی مستقیم، در مراحل اولیه تا سن سه‌ماهگی، افزایش یافته و سپس به تدریج کاهش می‌یابد. واریانس فنوتیپی با افزایش سن، روند افزایشی داشته و در نتیجه در سن یکسالگی به بیشترین مقدار خود رسیده است که این روند افزایشی، بیانگر این است که با افزایش سن، اثرات محیطی بیشتر شده و دام بیشتر تحت شرایط محیطی قرار گرفته است. وراثت‌پذیری مستقیم، تا وزن ۳ ماهگی روند افزایشی و سپس تا وزن یک سالگی روند کاهشی داشته است. بیشترین وراثت‌پذیری مادری نیز مربوط به وزن تولد بود که با افزایش سن کاهش یافت. نسبت واریانس محیط دائمی مستقیم به واریانس فنوتیپی، از تولد تا سن شش ماهگی، روند کاهشی داشته و سپس در سن نه‌ماهگی بیشتر شده است. نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی یا وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر، از تولد تا سن یکسالگی، روند کاهشی داشته است. با افزایش فاصله بین سنین مختلف، همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیط دائمی مستقیم، ژنتیکی مادری و فنوتیپی بین دام‌ها کاهش یافت.

واژه‌های کلیدی: صفت رشد، مؤلفه‌های واریانس - کواریانس، پارامترهای ژنتیکی، مدل تابعیت تصادفی، گوسفند زندی.

۱- دانشگاه آزاد اسلامی، واحد کرج، گروه علوم دامی، کرج، ایران
۲- دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شهر قدس، گروه علوم دامی، شهر قدس، ایران
۳- دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شبستر، گروه علوم دامی، شبستر، ایران
* عهده دار مکاتبات: (hemati@kiau.ac.ir)

امروزه در اغلب کشورها برای بهبود خصوصیات تولیدی حیوانات از روش‌های علمی اصلاح نژاد دام استفاده می‌شود. بنابراین لازم است که صفات مختلف، رکوردگیری شده و مشخصات شجره‌ای حیوانات ثبت شود. از این اطلاعات برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مختلف در یک جامعه و همچنین پیش‌بینی نااریب ارزش اصلاحی حیوانات استفاده می‌شود (امام جمعه کاشان، ۱۳۷۶). گوسفند زندی از نظر تولید گوشت و همچنین قدرت مقاومت در مقابل عوامل نامساعد محیطی از جمله گوسفندان خوب ایرانی محسوب می‌شود و تحت عنوان یکی از سه نژاد پوستی ایران شناخته می‌شود. پراکنش آن در مناطق اطراف تهران، خلیجستان، آشتیان و چند شهر اطراف می‌باشد. مقاومت بالای دام‌های بومی در برابر شرایط محیطی هر منطقه نشان دهنده ضرورت استفاده از تکنیک‌های اصلاح نژادی به منظور حفظ ذخایر ژنتیکی و افزایش راندمان دام‌های بومی می‌باشد.

مدل تابعیت تصادفی برای ارزیابی پارامترهای ژنتیکی صفاتی که به‌طور مرتب در طول زمان اندازه‌گیری می‌شوند مناسب است (برای مثال رکورد وزن بدن در طول عمر حیوان و رکورد روز آزمون تولید شیر در گاوهای شیری). در این مدل امکان تصحیح برای سن و محاسبه اثر عوامل محیطی خاص برای زمان رکوردگیری وجود دارد و کاهش فاصله نسلی به دلیل پیش‌بینی ارزش اصلاحی بر اساس مراحل اولیه رشد یا تولید شیر صورت می‌گیرد و برای هر سنی (در داخل دامنه‌ای از داده‌ها) از ضرایب رگرسیون ژنتیکی استفاده می‌شود. در این مدل، به دلیل استفاده از مقدار زیاد اطلاعات از هر حیوان و امکان محاسبه واریانس‌ها برای هر سن و کواریانس بین دو سن متفاوت، افزایش دقت اصلاحی ایجاد می‌شود.

مدل تابعیت تصادفی برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش‌بینی ارزش اصلاحی نسبت به مدل دام بنا به دلایلی مزیت دارد که از جمله این دلایل می‌توان به عدم نیاز به تصحیح رکوردها برای وزن بدن در یک سن خاص، منظور نمودن اثرات محیطی خاص برای هر روز رکوردگیری در تجزیه و تحلیل آماری، پیش‌بینی ارزش اصلاحی دام‌ها در سنین پایین و... اشاره نمود. در این مدل برای هر حیوان ضرایب تابعیت برآورد می‌شود. از این رو برای هر حیوان منحنی رشد با شیب خاص مربوط به خود منظور خواهد شد و در نهایت واریانس همه پارامترهای رشد (شیب آنها) نسبت به منحنی جامعه برآورد می‌شود.

هدف از این پژوهش بررسی میزان تاثیر عوامل شناخته شده محیطی بر روی صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی و تخمین پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات مذکور در بره‌های گوسفند زندی با روش تابعیت تصادفی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت رشد در گوسفند زندی، رکوردهای جمع آوری شده در سال‌های ۱۳۷۴ لغایت ۱۳۸۸ گوسفندان زندی موجود در گله‌های تحت پوشش واحد اصلاح نژاد معاونت امور دام،

سازمان جهاد و کشاورزی استان تهران که توسط مرکز اصلاح نژاد دام کشور مدیریت می‌شود، مورد استفاده قرار گرفت. این گله‌ها به صورت پراکنده و در چند شهر این استان قرار دارند. مولفه‌های واریانس و ضریب وراثت پذیری مستقیم و مادری و ضریب همبستگی‌های ژنتیکی و فتوتیپی با استفاده از روش رگرسیون تصادفی برآورد شدند. جهت آماده سازی، ویرایش و ایجاد فایل‌های داده و شجره، از نرم افزارهای FoxPro و Excel2007 استفاده شد و در نهایت تجزیه و تحلیل و آنالیز فایل شجره با استفاده از نرم افزار CFC و Pedigree صورت پذیرفت.

جدول ۱- اطلاعات فایل شجره برای صفات وزن بدن

۱۲۰۰۴	افراد دارای رکورد
۱۲۳۰۳	افراد کل شجره
۵۵۲	پدرها
۴۴۷۰	مادرها
۴۳۰۳	مادربزرگ مادری
۴۴۶۳	پدربزرگ مادری

صفات مورد مطالعه در تحقیق حاضر، شامل: وزن‌های تولد (BW)، شیرگیری (WW)، ۶ ماهگی (W6)، ۹ ماهگی (W9) و ۱۲ ماهگی (W12) می‌باشند. برای تجزیه داده‌ها، ابتدا برازش مدل با استفاده از رویه GLM نرم افزار SAS (۲۰۰۱) انجام شد.

اثر عوامل ثابت مدل، شامل: اثرات گله، سال تولد، جنس و نوع تولد به ترتیب دارای ۲۵، ۱۴، ۲ و ۴ سطح بودند. تجزیه و تحلیل آماری صفات مذکور از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده^۱ (REML) با استفاده از نرم افزار Wombat برآورد شدند. جهت مقایسه اثرات تصادفی، از آزمون نسبت لگاریتم درست‌نمایی^۲ LRT استفاده شد. در این آزمون، لگاریتم درست‌نمایی هر مدلی که بیشترین مقدار را دارد، به عنوان مبنا انتخاب می‌شود و سپس با استفاده از تفاوت لگاریتم درست‌نمایی، X^2 (کی دو یا کای اسکوار) به شکل ذیل برای آزمون وجود تفاوت بین مدل‌ها محاسبه می‌شود.

$$X^2 = -2 (\text{Log Likelihood}_e - \text{Log Likelihood}_m)$$

مدل مورد نظر (e) - مدل حداکثر (m)

این تفاوت برای تمام مدل‌ها محاسبه شده و با عدد X^2 موجود در جدول مقایسه می‌شوند. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار لگاریتم درست‌نمایی را با اختلاف معنی‌دار دارد، مناسب‌ترین مدل است.

مولفه‌های (کو) واریانس و ضرایب همبستگی ژنتیکی و فتوتیپی صفات مذکور، از روش حداکثر درست‌نمایی

1- Restricted maximum likelihood

2- Likelihood Ratio Test

محدود شده (REML) با استفاده از نرم افزار Wombat برآورد شدند. سپس همبستگی‌های ژنتیکی و فوتویی تمام صفات توسط آنالیز تابعیت تصادفی برآورد شدند. از مدل زیر برای آنالیز صفات استفاده شد.

$$Y_{ij} = F_{ij} + \sum_{m=1}^3 \beta_m \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^{k_{MA}} \alpha_{im} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^{k_{MA}} \gamma_{im} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^{k_{CA}} \delta_{im} \phi_m(t_{ij}) + \sum_{m=1}^{k_{CA}} \rho_{im} \phi_m(t_{ij}) + e_{ij}$$

در این مدل: Y_{ij} : زامین رکورد از i امین حیوان،

F_{ij} : اثر عوامل ثابت،

β_m : ضریب تابعیت تصادفی،

ϕ_m : m امین چند جمله‌ای لژاندر برای سن t_{ij}

t_{ij} : سن استاندارد شده در رکورد

و محیط دائمی حیوان می‌باشند. α_{im} ، γ_{im} ، δ_{im} و ρ_{im} به ترتیب ضرایب رگرسیون برای آثار ژنتیک مستقیم، ژنتیک مادری، محیطی دائمی مادری و محیط دائمی حیوان می‌باشند.

اندازه‌گیری و غیره) هستند. عوامل ثابت این مدل شامل سن دام، نوع تولد (تولد تک قلو یا دو قلو) و گروه‌های هم‌قطار (سال، فصل و جنس) و آثار تصادفی، شامل اثر محیطی دائمی مادری و اثر ژنتیک حیوان می‌باشند.

نتایج و بحث

در تحقیق حاضر، وراثت‌پذیری مستقیم، ابتدا روند افزایشی و سپس کاهشی داشته است که با گزارش‌های فیشر و همکاران^۲ (۲۰۰۴) و ندایی (۱۳۸۹) متفاوت بوده و آن‌ها مقادیر وراثت‌پذیری در طول سنین مختلف را، با افزایش سن، با روند افزایشی گزارش نمودند. دلیلی که می‌تواند سبب این روند نامنظم ضریب وراثت‌پذیری باشد، کاهش اثر عوامل مادری در سنین بالاتر است که ممکن است باعث افزایش واریانس فوتویی نسبت به واریانس افزایشی مستقیم در مخرج کسر گردد و در نتیجه وراثت‌پذیری مستقیم، تخمین کمتری را برای سنین مختلف نشان دهد (غفوری و همکاران^۳، ۲۰۰۸).

میانگین و انحراف معیار وزن تولد، وزن شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی، به ترتیب $4/67 \pm 21/67$ ، $5/58 \pm 32/89$ ، $5/42 \pm 35/36$ ، $6/26 \pm 42/48$ کیلوگرم بود. مقدار ضریب تنوع صفات، داری

3- Restricted maximum likelihood

2- Fisher *et al.*

3- Ghafouri *et al.*

کمترین مقدار (۱۶٪) در سن ۱۸۰ روزگی و بیشترین مقدار (۲۱٪) در سن ۹۰ روزگی بود. واریانس ژنتیک افزایشی مستقیم، در مراحل اولیه تا سن ۹۰ روزگی، افزایش یافته که بیشترین مقدار آن ۷/۵۳ بوده و سپس بتدریج کاهش می‌یابد. تغییرات واریانس فنوتیپی با افزایش سن، روند افزایشی داشته و در نتیجه در سن ۳۶۰ روزگی به بیشترین مقدار خود رسیده است که این روند افزایشی، بیانگر این نکته است که با افزایش سن، اثرات محیطی بیشتر شده و دام بیشتر تحت شرایط متغیر محیطی قرار گرفته است و همچنین با افزایش میانگین، واریانس نیز افزایش می‌یابد.

برآورد مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس

برای بدست آوردن مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس، ابتدا ماتریس ضرایب واریانس - کوواریانس هر یک از مؤلفه‌ها برآورد گردید. جداول ۲ الی ۵، به ترتیب مقادیر ضرایب واریانس - کوواریانس هر یک از مؤلفه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۲- ماتریس ضرایب واریانس - کوواریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم (k_a)

k_{a2}	k_{a1}	k_{a0}	
		۳۰/۲۹۵	k_{a0}
	۸/۰۶۲۴	۴۳/۸۶۱	k_{a1}
۲/۵۶۸۶	۰/۵۸۷۸۶	-۸/۶۴۱۸	k_{a2}

k_{a0} - ضریب ژنتیک افزایشی در نقطه برازش صفر، k_{a1} - ضریب ژنتیک افزایشی در نقطه برازش ۱ و k_{a2} - ضریب ژنتیک افزایشی در نقطه برازش ۲

جدول ۳- ماتریس ضرایب واریانس - کوواریانس ژنتیکی افزایشی مادری (k_m)

K_{m2}	K_{m1}	K_{m0}	
		۱۴/۸۵۰	K_{m0}
	۱/۲۲۸۴	۳/۳۹۳۲	K_{m1}
۰/۵۹۷۴۹	۰/۶۳۷۸۸	۰/۵۶۱۸۸	K_{m2}

K_{m0} - ضریب ژنتیک افزایشی مادری در نقطه برازش صفر، K_{m1} - ضریب ژنتیک افزایشی مادری در نقطه برازش ۱ و K_{m2} - ضریب ژنتیک افزایشی مادری در نقطه برازش ۲

جدول ۴- ماتریس ضرایب واریانس - کوواریانس محیط دائمی حیوان (k_p)

K_{p2}	K_{p1}	K_{p0}	
		۰/۰۳۹۲	K_{p0}
	۰/۰۹۷۰	-۰/۰۶۱۶۹	K_{p1}
۱/۳۸۸۵	-۰/۳۲۶۷۶	۰/۲۱۱۲۵	K_{p2}

K_{p0} - ضریب محیط دائمی حیوان در نقطه برازش صفر، K_{p1} - ضریب محیط دائمی حیوان در نقطه برازش ۱ و K_{p2} - ضریب محیط دائمی حیوان در نقطه برازش ۲

برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس صفات وزن بدن در گوسفند زندی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی

جدول ۵- ماتریس ضرایب واریانس - کواریانس محیط دائمی مادری (k_c)

K_{c2}	K_{c1}	K_{c0}	
		۰/۵۱۱۶۲	K_{c0}
	۰/۱۳۸۸۷	۰/۱۰۹۱۵	K_{c1}
۰/۰۹۶۵۵	-۰/۰۵۳۴۵	-۰/۲۲۱۸۸	K_{c2}

k_{a0} - ضریب محیط دائمی مادری در نقطه برازش صفر، k_{a1} - ضریب محیط دائمی مادری در نقطه برازش ۱ و k_{a2} - ضریب محیط دائمی مادری در نقطه برازش ۲

پس از برآورد ماتریس‌های واریانس - کواریانس ضرایب تابعیت تصادفی، مؤلفه‌های واریانس - کواریانس ژنتیک افزایشی و محیط دائمی وزن بدن در مراحل مختلف رکوردبرداری برآورد شدند.

جدول ۶- مقادیر مؤلفه‌های واریانس ژنتیک افزایشی حیوان، مادری، محیط دائمی حیوان، دائمی مادر و فنوتیپی، همراه انحراف معیار

سن (ماه)	واریانس ژنتیک افزایشی	واریانس ژنتیک افزایشی مادری	واریانس محیط دائمی حیوان	واریانس محیط دائمی مادر	واریانس فنوتیپی
۰	۰/۱۱۹ ± ۰/۰۰۲	۰/۰۴۱ ± ۰/۰۰۸	۰/۰۰۲ ± ۰/۰۰۰	۰/۰۲۲ ± ۰/۰۴۱	۰/۴۲۲ ± ۰/۰۰۷
۳	۷/۵۲۸ ± ۰/۵۲۵	۰/۷۴۲ ± ۰/۲۲۱	۰/۶۸۱ ± ۰/۰۰۰	۰/۵۰۸ ± ۰/۰۴۱	۱۶/۰۸۰ ± ۰/۳۲۰
۶	۲/۴۵۸ ± ۰/۰۷۵	۰/۹۲۶ ± ۰/۴۵۶	۰/۱۳۷ ± ۰/۰۰۰	۰/۱۱۸ ± ۰/۰۱۵	۱۷/۹۲۰ ± ۰/۴۱۳
۹	۱/۲۸۶ ± ۰/۰۴۵	۰/۹۰۴ ± ۰/۳۲۷	۰/۸۱۲ ± ۰/۰۰۰	۰/۱۸۴ ± ۰/۰۸۴	۱۴/۷۱۰ ± ۰/۴۰۱
۱۲	۱/۴۸۲ ± ۰/۰۶۴	۱/۶۰۹ ± ۰/۵۵۱	۰/۹۸۲ ± ۰/۰۰۰	۰/۰۲۹ ± ۰/۰۰۰	۱۷/۹۱۰ ± ۰/۶۳۲

جدول ۷- مقادیر همبستگی ژنتیک افزایشی مستقیم حیوان در مراحل مختلف

سن (ماه)	۱	۹۰	۱۸۰	۲۷۰	۳۶۰
۰	۱	۰/۹۲۲۴	۰/۸۲۴	۰/۷۲۵	۰/۶۰۵
۳	۰/۹۲۲۴	۱	۰/۹۵۵۹	۰/۶۲۲	۰/۳۸۱
۶	۰/۸۲۴	۰/۹۵۵۹	۱	۰/۹۴۳	۰/۶۰۶
۹	۰/۷۲۵	۰/۶۲۲	۰/۹۴۳	۱	۰/۸۳۳
۱۲	۰/۶۰۵	۰/۳۸۱	۰/۶۰۶	۰/۸۳۳	۱

جدول ۸- مقادیر همبستگی ژنتیک افزایشی مادر در مراحل مختلف

سن (ماه)	۱	۹۰	۱۸۰	۲۷۰	۳۶۰
۰	۱	۰/۹۸۵	۰/۸۸۳	۰/۶۸۴	۰/۴۵۴
۳	۰/۹۸۵	۱	۰/۹۵۱	۰/۸۰۱	۰/۶۰۲
۶	۰/۸۸۳	۰/۹۵۱	۱	۰/۹۴۶	۰/۸۱۹
۹	۰/۶۸۴	۰/۸۰۱	۰/۹۴۶	۱	۰/۹۶
۱۲	۰/۴۵۴	۰/۶۰۲	۰/۸۱۹	۰/۹۶	۱

همانطور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، واریانس ژنتیک افزایشی مستقیم در مراحل اولیه تا سن ۹۰ روزگی افزایش یافته که بیشترین مقدار آن ۷/۵۳ بوده و سپس به تدریج کاهش می‌یابد، ولی واریانس محیط دائمی حیوان، دارای دو مرحله اوج در سنین ۹۰ و ۳۶۰ روزگی می‌باشد (نمودار ۱). با توجه به نمودار ۲، واریانس ژنتیکی مادری از تولد تا سن ۳۶۰ روزگی تغییرات افزایشی و واریانس محیط دائمی مادری نیز دارای دو مرحله اوج در سنین ۹۰ و ۲۷۰ روزگی می‌باشد (نمودار ۴). این نتایج، مشابه نتایج یافته‌های لئی و برادرستون^۱ (۲۰۰۲)، فیشر و همکاران^۲ (۲۰۰۴)، صفایی و همکاران (۲۰۰۶) و نجفی (۱۳۸۹) می‌باشد. تغییرات واریانس فنوتیپی، با افزایش سن، روند افزایشی داشته و در نتیجه در سن ۳۶۰ روزگی به بیشترین مقدار خود رسیده است که این روند افزایش، بیانگر آن است که با افزایش سن، اثرات محیطی بیشتر شده و دام بیشتر تحت شرایط متغیر محیطی قرار گرفته است. همانطور که در نمودار ۴ ملاحظه می‌شود، اثرات مادری نقش مهمی در خصوصیات بره‌ها دارند، اما اعداد آن کمتر از واریانس ژنتیکی مستقیم است. یعنی مقدار افزایش، خیلی کمتر است. در این نمودار، نشان داده شده که با افزایش سن، روند افزایش، با نتایج برخی از محققان از جمله صفایی و همکاران (۲۰۰۶)، و نجفی (۱۳۸۹)، مطابقت دارد، ولی برخی از محققان نشان دادند که با افزایش سن، آثار مادری به دلیل کاهش وابستگی نتاج به مادر و بروز اثر ژنتیکی افزایشی خود حیوان کاهش می‌یابد.

در نمودار ۳ که مربوط به محیط دائمی حیوان - مانند لنگش پا - می‌باشد، نشان داده شده که با افزایش سن، تغییرات محیطی دام بیشتر شده و دام بیشتر تحت تأثیر محیط قرار می‌گیرد. فرهاد غفوری کسبی (۱۳۸۶)، عباسی (۱۳۸۳) و مولیان و همکاران^۳ (۲۰۰۷) نشان دادند که این نمودار روند افزایشی دارد. اما در سن ۱۸۰ روزگی به دلیل عدم رکوردبرداری دقیق، واریانس محیط دائمی حیوان، یک روند کاهشی را نشان می‌دهد. در نمودار ۴، ملاحظه می‌گردد که روند این نمودار طبیعی است، چرا که با افزایش سن، آثار مادری کمتر می‌شود و دام بیشتر تحت تأثیر ژن‌های خود قرار می‌گیرد.

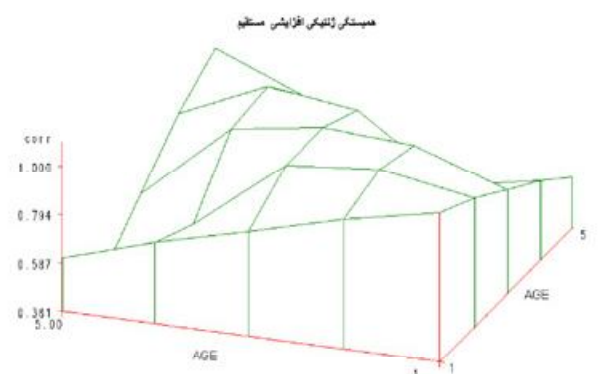
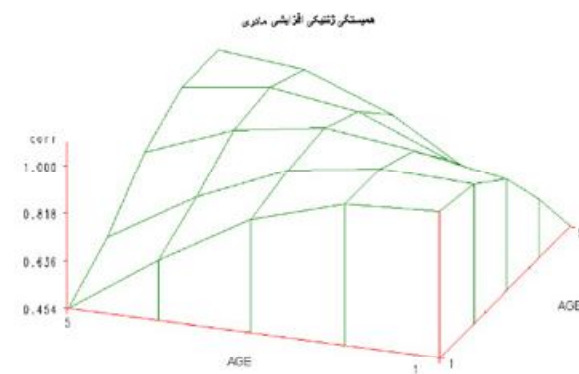
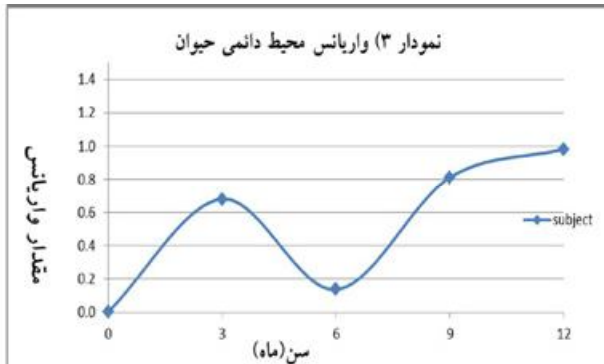
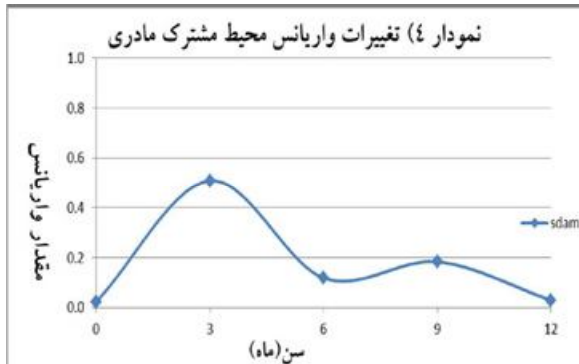
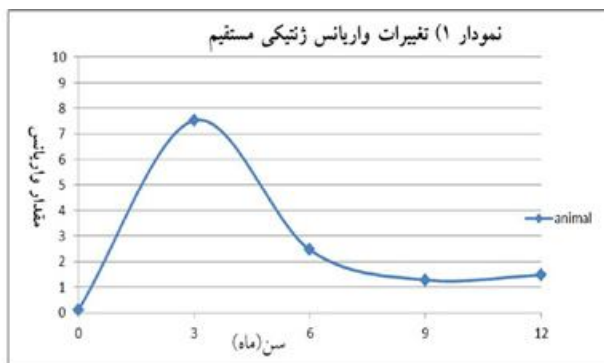
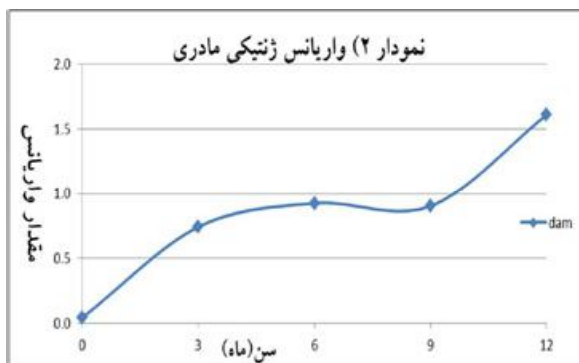
محیط مادری - مانند صدماتی که در دوران جنینی به مادر وارد می‌شود - می‌تواند عملکرد فرزند را تحت تأثیر قرار دهد. شفر و همکاران^۴ نشان دادند که این روند از تولد تا رسیدن به حداکثر وزن، افزایش و سپس کاهش یافته و در انتهای نمودار به صفر می‌رسد که با یافته‌های سایر محققان از جمله مولیان و همکاران (۲۰۰۷)، عباسی (۱۳۸۳) و غفوری کسبی (۲۰۰۸) مطابقت دارد. نمودارهای همبستگی، نشان می‌دهند که همبستگی ژنتیکی افزایشی مادر نیز مانند همبستگی ژنتیکی افزایشی، با افزایش سن کاهش می‌یابد. همانطور که مشاهده می‌شود، در سنین پایین‌تر، همبستگی ژنتیکی مادری، خیلی بالاست و نشان می‌دهد ژن‌های مادری در اولین سنین، تأثیری

1- Leai and Brotherstone

2- fisher *et al.*3- Molina *et al.*4- Schefer *et al.*

برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس صفات وزن بدن در گوسفند زندی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی

مشابه همان ژن‌ها در آخرین سنین رشد دارند. همچنین همبستگی‌ها نشان می‌دهد میش‌هایی که پتانسیل ژنتیکی بالاتر از میانگین جمعیت برای وزن تولد بره‌ها دارند و بره‌هایی با وزن تولد بالاتر تولید می‌کنند، وزن شیرگیری بره‌های آن‌ها نیز بالاتر از میانگین جمعیت خواهد بود. همچنین همبستگی ژنتیکی مادری بالا در سنین ۱۸۰ تا ۳۶۰ روزگی نشان می‌دهد که اثرات مادری در این سنین، توسط ژن‌های مشابهی کنترل می‌شوند. لذا در صورت کنترل عوامل محیطی و انتخاب قوچ‌ها و میش‌های زندی با ارزش اصلاحی برتر، می‌توان انتظار داشت که واریانس ژنتیکی کاهش یافته و میانگین جامعه از لحاظ صفت تولید گوشت افزایش یابد.



فهرست منابع

- ۱- احمدی متقی، ع. ۱۳۸۱. برآورد ضرایب اقتصادی برخی صفات مهم تولیدی در گوسفند بلوچی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، دانشکده کشاورزی ساری.
- ۲- باقری، م. ۱۳۸۱. برآورد ضرایب اقتصادی برخی صفات مهم اقتصادی در گوسفند لری بختیاری پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، دانشکده کشاورزی ساری.
- ۳- زحمتکش ب. ۱۳۸۵. برآورد ضرایب اقتصادی برخی صفات مهم تولیدی در گوسفند قره گل شیراز. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، دانشکده کشاورزی ساری.
- ۴- فرخی، ح. ۱۳۸۲. برآورد ضرایب اقتصادی برخی صفات مهم تولیدی در گوسفند زل مازندران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، دانشکده کشاورزی ساری.
- ۵- نجفی، م. ج. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند نژاد مغانی با استفاده از مدل تابعیت تصادفی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج.
- ۶- ندایی، ع. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن بدن با استفاده از مدل تابعیت تصادفی در گوسفند سنگسری، پایان نامه کارشناسی ارشد. پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران.
- ۷- واعظ ترشیزی، ر. ۱۳۶۹. بررسی استعداد تولیدی و ژنتیکی گوسفندان نژاد بلوچی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.
- ۸- وطن خواه، م. ۱۳۸۴. اصلاح نژاد گوسفند لری - بختیاری در سیستم روستایی تعیین مدل مناسب. پایان نامه دوره دکتری، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
- 9- Abbasi, M. A. , Vaez Torshizi, R. , Nejatii Javaremi, A. and Osfour, R. , 2004. Estimation of genetic parameters for body weight traits using random regression model in Baluchi sheep breed. Pajouhesh sazandegi.
- 10- Amer P. R. , McEwan J. C. , Dodds K. G. & Davis G. H. 1999. Economic values for ewe prolificacy and lamb survival in New Zealand sheep. Livestock Production Science. 58, 75-90
- 11- Anonymous. (2008). Review function and capabilities of agriculture province with look at organization.
- 12- Farid, A. and M. Makarchian. 1977. A study on body weight and measurement of some fat tailed Iranian sheep breeds, Journal of Agriculture.
- 13- Harris D. L. & Newman S. 1994. Breeding for profit: Synergism between genetic improvement and livestock production (a review). Journal of Animal Science 72.

- 14- Harris D. L. 1970. Breeding for efficiency in livestock production: defining the economic objectives. *Journal of Animal Science*. 30, 860-5.
- 15- Hazel L. N. 1943. The genetic basis for constructing selection indexes. *Genetics* 28, 476.
- 16- Ghafouri Kesbi ,F. Eskandarinasab, M, P. M H, Shahir. 2008. Estimation of direct and maternal effects on body weight in Mehraban sheep using random regression model. *Arch. Tierz.*
- 17- Molina, A. , Menendez B. , Valera, M. and Serradilla, J. M. 2007. Random regression model for growth during the first three of month age in Spanish Merrino sheep. *Journal of Animal Science*. 85:2830-2839
- 18- Mrode, R. A. 2005. Linear model for the prediction of animal breeding values. 2th edition CAB International, Wallingford, UK
- 19- Safaei, M. ; Eskandarinasab, M. ; Shearftoosy, A. 2006. Estimates of genetic parameters for growth traits in Baluchi sheep using random regression models. *Agriculture Science Technology*. 20 (2006), 93-102.
- 20- Schaeffer, L. R. and Dekkers J. C. M. 1994. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. 5th world congress genetics applied livestock production. Guelph, Canada, 18:442-446
- 21- Van Arendonk J. A. M. 1991. Use of profit equations to determine relative economic value of dairy cattle herd life and production from field data. *Journal of Dairy Science*. 74, 1101-1107.
- 22- Vesley, J. A. , H. F. Peters, S. Slen And O. Robinson. 1970. Heritability and genetic correlation in growth and wond traits of Rombullet and Tominelet sheep. *Journal of Animal Science*. 30:174 -181.
- 23- YAZDI, M. H.; ENGSTROM, G.; NASHOLM, A.; JOHANSSON, K.; JORJANI, H.; LILJEDAHN, L. E. 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. *Journal of Animal Science*. 65: 247-255.

Estimation of (co) variance components for body weight traits using random regression model in Zandi sheep

S. Somayeh¹., B. Hemati^{1*}., M. Honarvar² and T. Farahvash³

Received Date: 21/11/2012

Accepted Date:28/02/2013

Abstract

In this study we used the data records of Zandi sheep herds from the years 1995 until 2009. These records were extracted from the sheep recording database of Iranian animal breeding center. Genetic parameters and components of variance – covariance were estimated for body weights at birth and ages of three, six, nine and twelve months using random regression models by Wombat software in one trait analyzing. The lowest and highest coefficients of variation were found for body weights of six and three months respectively. Direct additive genetic variance was increased up to three months and then reduced by one year of age. Phenotypic variance was increased and reached to highest level at one year body weight that could be for increasing of environmental effects. Direct heritability was increased up to 3 months of age and then decreased until 12 months of age. Most maternal heritability for birth weight was also found to decrease with age.

Direct permanent environmental variance to phenotypic variance was decreased from birth day to six months age and then declined up to nine months of age. Maternal permanent environmental variance to phenotypic variance or heritability of maternal permanent environment, from birth to one year age, had a decreasing trend. By increasing the distance between different ages, direct additive genetic, direct permanent environment, maternal genetic and phenotypic correlations between animals was declined.

Key word: Growth traits, Variance – covariance Component, Genetic Parameters, Random Regression model and Zandi sheep.

1- Animal Science Department, Islamic Azad University, Karaj Branch, Karaj, Iran

2- Animal Science Department, Islamic Azad University, Shahr e ghods Branch, Tehran, Iran

3- Animal Science Department, Islamic Azad University, Shabestar Branch, Tabriz, Iran

* Corresponding author (hemati@kiauo.ac.ir)