برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رائینی

الهام رضوان نژاد*، محمد مرادی شهربابک، حسین مروج و احمد صفی جهانشاهی[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۹/۲۵ تاریخ پذیرش:۱۳۸۷/۱۱/۵

چکیده:

در این تحقیق از تعداد۳۳۱۳، ۳۲۹۷، ۲۶۵۶، ۲۰۱۶، ۱۴۶۰ رکورد مربوط به صفت وزن تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه ماهگی و کرک بزهای کرکی رائینی ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بافت، که در فاصله سالهای ۱۳۴۵ تا۱۳۸۲ جمع آوری شده بود، استفاده گردید. تخمین پارامترهای ژنتیکی و برآورد روند ژنتیکی بر اساس مدل‌های دام یک ودو صفتی انجام شد. وراثت پذیری مستقیم برای صفات فوق به ترتیب ۰/۱۳، ۰/۱۲، ۰/۱۲، ۰/۰۷، ۰/۲۰ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی بین صفات تولد و سه ماهگی،تولد و۶ ماهگی ،تولد و ۹ماهگی، تولد و کرک، سه ماهگی و۶ ماهگی، ۳ ماهگی و ۹ ماهگی،۳ ماهگی و کرک،۶ ماهگی و ۹ ماهگی،۶ ماهگی و کرک ،۹ ماهگی و کرک، به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۵۰، ۰/۲۷، ۰/۱۸-، ۰/۲۹، ۰/۲۰، ۰/۱۶، ۰/۲۲، ۰/۱۹، ۰/۲۵، برآورد گردید.روند ژنتیکی نیز با آنالیز یک صفتی برای این صفات به ترتیب ۰/۰۹، ۳/۰۶، ۱/۹۱، ۱۱/۶۲، ۰/۱۸ و با آنالیز دو صفته به ترتیب ۰/۲۸، ۶/۳۰، ۲/۰۵، ۱۲/۳۲، ۲/۹۳- گرم در سال برآورد گردید.

واژه‌های کلیدی: بز کرکی رائینی، مدل دام، وراثت پذیری، همبستگی ژنتیکی، روند ژنتیکی

مقدمه

ایران اولین مکان اهلی شدن بز بوده است و نژاد رائینی در بین سایر نژادهای بزدر ایران تنها نژاد تولید کننده کرک به صورت تجاری است. بز رائینی در حاشیه کویر و اطراف یزد تا حدود رائین کرمان و قسمت شرقی استان فارس به منظور تولید گوشت و شیر پرورش می‌یابد (۵).

به منظور بهبود صفات اقتصادی مانند وزن تولد، وزن شیر گیری، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی و وزن کرک در بز کرکی رائینی، برآورد اجزای واریانس این صفات ضروری به نظر می‌رسد و با تخمین آنها نقش اثرات ژنتیکی و به طور خاص نقش ژنتیک افزایشی و اثرات محیطی از همدیگر تفکیک شده و به این وسیله روش مناسب اصلاح نژاد مشخص می‌شود(۳).

بهترین روش جهت محاسبه اجزای واریانس روش (DFREML) و بر اساس مدل دام می‌باشد که با استفاده از آن علاوه بر تخمین ضرایب وراثت پذیری صفات اقتصادی، همبستگی این صفات هم تعیین شده و بدین ترتیب میزان اثر انتخاب مستقیم و یا اثر انتخاب همبسته مشخص می‌شود(۲و۱۰).در جامعه‌ای که انتخاب صورت می‌گیرد وآمیزش بین حیوانات با توجه به خصوصیات ژنتیکی آنها برنامه ریزی می‌شود، لازم است میزان تغییرات در ارزش اصلاحی در مدت اجرای برنامه انتخاب، بررسی شود(۶). با

۱- به ترتیب کارشناس ارشد، استادیاران گروه علوم دامی دانشگاه تهران و کارشناس ارشد جهاد کشاورزی کرمان

* نویسنده مسئول: Email: rezvannejad 2002 @ yahoo.com

برآورد روند ژنتیکی و محیطی در جمعیت، ارزیابی روش‌های مختلف انتخاب امکان پذیر گشته و چگونگی مدیریت (از قبیل تغذیه وبهداشت) آشکار می گردد(۴). در این مدل از اطلاعات همه خویشاوندان، در ارزیابی حیوان استفاده می‌شود و بنابراین برآورد حاصل، برای شایستگی ژنتیکی دقیق‌تر است (۱۱و۸).در یک مطالعه در گوسفند نژاد تارگی افزایش ارزش اصلاحی طی ۴۹ سال مورد بررسی و براساس مدل یک صفتی برای وزن تولد، شیرگیری و پشم به ترتیب ۰/۳، ۷/۵، ۰/۳ کیلوگرم گزارش شد و با تجزیه وتحلیل دو صفتی به میزان کمی زیادتر از این مقادیر برآورد شد(۹). در گزارش دیگری در بز مرخز با استفاده از تجزیه وتحلیل یک صفتی تغییرات ارزش اصلاحی سالانه طی ۷ سال برای وزن تولد، شیرگیری، یک سالگی به ترتیب ۹، ۳۶، ۸۴ گرم برآورد شد(۶).

هدف از تحقیق حاضر برآورد اجزای واریانس، وراثت پذیری حاصل از تجزیه یک صفتی وهمبستگی ژنتیکی حاصل از تجزیه دو صفتی وتعیین تغییرات سالانه ارزش اصلاحی (روند ژنتیکی) برای صفات تولد، شیرگیری، ۶ماهگی و ۹ماهگی و وزن کرک یک‌سالگی می‌باشد.

مواد وروش‌ها

در این پژوهش از رکوردهای وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن کرک یک‌سالگی بزهای کرکی رائینی موجود در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد این بزدر بافت واقع در استان کرمان، به منظور برآورد میزان تغییرات ژنتیکی و روند ژنتیکی و فنوتیپی و محیطی در طی ۳۷ سال (۱۳۸۲-۱۳۴۵) استفاده شد.

خلاصه اطلاعات مورداستفاده در جدول یک آورده شده است.

برآورد ارزش اصلاحی بر اساس مدل دام یک صفتی و دو صفتی بااستفاده از نرم افزار (DFREML) مایر (۱۰) تخمین زده شد.

مدل ریاضی مورد استفاده به شرح ذیل می‌باشد:

$$Y_{iklmno}=\mu+Year_i+T_k+S_l+B(a_{iklmno}-a)+A_j+M_m+C_n+c_{iklmno}$$

Y_{iklmno} = رکورد صفت i

عوامل ثابت:

μ = میانگین جمعیت

$Year_i$ = اثر سال رکورد برداری

T_k = اثر نوع تولد و پرورش (۱یا۲یا۳قلو)

S_l = اثر جنس بره(نر یا ماده)

عامل کمکی:

B= ضریب تابعیت Yاز a (سن میش هنگام زایش)

a_{iklmno} = سن میش هنگام زایش

a = میانگین سن میشها هنگام زا یش

عوامل تصادفی:

M_m = اثر ژنتیکی مادر

C_n = اثرواریانس محیطی دائمی مادر

e_{iklmno} = اثر سایر عوامل محیطی یا خطای توام با هر یک از مشاهدات

و سپس برای برآورد روند ژنتیکی صفات از تابعیت میانگین ارزش‌های اصلاحی آنها بر سال استفاده شد.

جدول۱. تعداد رکورد و صفات مورد تجزیه و تحلیل

	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن شش ماهگی	وزن نه ماهگی	وزن کرک یکسالگی
تعدادرکورد	۳۳۱۳	۳۲۹۷	۲۶۵۶	۲۰۱۶	۱۴۶۰
تعداد حیوان	۳۹۴۹	۳۹۶۵	۳۲۳۲	۲۵۱۳	۲۲۲۰
تعداد پدرها	۱۵۶	۲۳۴	۲۰۸	۱۷۸	۱۷۰
میانگین و انحراف معیار	۲/۳۲±۰/۲۹	۱۰/۲۵±۳/۳۱	۱۳/۳۱±۳/۵۸	۱۵/۰۳±۱/۹۹	۰/۴۵۰±۰/۹۱
ضریب تغییرات	۱۱/۳۵۲	۱۲/۴۳۲	۱۲/۲۳۱	۱۳/۳۷۸	۲۹/۱۲۱

نتایج و بحث

در این تحقیق ابتدا میانگین و انحراف معیار اوزان تولد و ۳ ماهگی و ۶ ماهگی و ۹ ماهگی و وزن کرک محاسبه شد که به ترتیب (۲/۳۲±۰/۲۹) و (۱۰/۲۵±۳/۳۱) و (۱۳/۳۱±۳/۵۸) و (۱۵/۰۳±۱/۹۹) کیلوگرم و (۱۹۱/۲۱ ±۴۴۹/۷۴) گرم بدست آمد.

۱- تجزیه یک صفتی

الف- صفات قبل از شیرگیری

وزن تولد: وارثت پذیری مستقیم وزن تولد حاصل از مدل‌های حیوانی مختلف در تحقیق حاضر متفاوت بوده و دامنه‌ای از ۹ درصد تا ۲۴ درصد داشت که در نژادهای مختلفی مثل مرخز (۶)۰/۲۲ و بزآنقوره ترکیه (۱۲)۰/۰۰۰۴ و برای بزکرکی نیوزیلند(۷) و رائینی(۳) باروش‌هاروی و همبستگی داخل گروهی برادران و خواهران ناتنی پدری،۰/۲۱و ۰/۱۷ گزارش شده است در این وزن بهترین مدل برآوردشده مدل ۸است با بالاترین LogL که وراثت پذیری مستقیم را ۰/۱۳برآورد نموده است و اندازه h^2_m, C^2 به ترتیب از مدل‌های ۳و۲برابر با ۰/۱۵و۰/۱۶برآورد شده‌اند که نشان دهنده اهمیت اثرات تصادفی ژنتیک و محیطی دائمی مادری در وزن تولد است البته تفاوت معنی‌داری میان مدل۳ و مدل ۸ که بهترین مدل می‌باشد وجود ندارد پس مدل ۳ می‌تواند جهت آنالیز وزن تولد به کار رود.

جدول ۲. نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن تولد

	h^2_s	C^2	h^2_m	r_{ms}	LogL
مدل۱	۰/۰۴۲±۰/۲۴	...	...	...	۱۱۰۷/۸۳
مدل۲	۰/۰۳۶±۰/۱۲	۰/۰۲۶±۰/۱۵	...	...	۱۱/۱۱۰۹
مدل۳	۰/۰۳۵± ۰/۰۹	...	۰/۰۲۶±۰/۱۶	...	۱۱۱۱/۴۶
مدل۴	۰/۰۳۸±۰/۱۳	...	۰/۰۳۱±۰/۲۱	-۰/۰۸	۱۱۱۰/۸۷
مدل۷	۰/۰۳۵±۰/۱۰	۰/۰۱۴±۰/۰۷	۰/۰۱۹±۰/۰۹	....	۱۱۱۱/۶۵
مدل۸	۰/۰۳۸±۰/۱۳	۰/۰۱۹±۰/۰۹	۰/۱۲	-۰/۴۵	۱۱۱۲/۵۸

h^2_s: وراثت پذیری مستقیم، h^2_m وراثت پذیری مادری C^2: نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی
r_{ms}:همبستگی ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم

وزن ۳ ماهگی: وراثت پذیری مستقیم برآورده شده از مدل‌های مختلف در دامنه ۰/۱۲تا۰/۱۷ است که در نژادهای مختلف مثل مرخز(۶)۰/۱۸،آنقوره ترکیه(۱۲)۰/۰۰۲، نیوزیلند (۷) ۰/۱ وکرکی رائینی(۳) ۰/۲۳ گزارش شده است. بالاترین LgoL رامدل ۸ دارا می‌باشد که وراثت پذیری مستقیم را ۰/۱۲محاسبه کرده است که البته این مدل تفاوت معنی داری با مدل۲ ندارد و مدل ۲ می‌تواند در آنالیزها بکار گرفته شود. قابل ذکر است c^2, h^2_m برآورده شده از مدل ۳ و مدل۲دارای مقادیر۰/۰۳ و ۰/۰۱ می‌باشد.

جدول ۳. نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن شیرگیری

	h^2_a	C^2	h^2_m	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/۰۳۵±۰/۱۳	....	....	....	۴۸۰۶/۰۳-
مدل ۲	۰/۰۳۵±۰/۱۲	۰/۰۲±۰/۰۳	....	....	-۴۸۰۵/۳۰
مدل ۳	۰/۰۳۶±۰/۱۲	....	۰/۰۱±۰/۰۱	....	-۴۸۰۶/۳۷
مدل ۴	۰/۰۴۱±۰/۱۷	....	۰/۰۳±۰/۰۸	-۰/۷۲	-۴۸۰۶/۴۳
مدل ۷	۰/۰۳۵±۰/۱۲	۰/۰۱±۰/۰۲	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	....	-۴۸۰۵/۷۸
مدل ۸	۰/۰۴۱±۰/۱۷	۰/۰۲±۰/۰۵	۰/۰۳±۰/۰۴	-۰/۹۹	-۴۸۰۴/۸۵

h^2_a: وراثت پذیری مستقیم، h^2_m وراثت پذیری مادری، C^2: نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی
r_{ma}: همبستگی ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم

ب- صفات بعد از شیر گیری:

اوزان ۶ و ۹ ماهگی: اهمیت اثر محیطی دائمی و اثر ژنتیکی مادری در صفات بعد از شیر گیری کم بوده و مقادیر C^2, h^2_m برآورده شده از مدل‌های مختلف برای این اوزان در مقایسه با وزن تولد و ۳ ماهگی کمتر است.

اما وراثت پذیری برای وزن ۶ ماهگی با استفاده از مدلهای مختلف در دامنه ۰/۱۲ و ۰/۰۸ و برای وزن ۹ ماهگی ۰/۰۷ برآورد گردید. مقادیر C^2, h^2_m با استفاده از مدلهای ۳ و ۲ به ترتیب برای وزن ۶ ماهگی ۰/۰۳ و ۰/۰۲ و برای ۹ ماهگی بسیار ناچیز برآورد شد. بهترین مدل برای این اوزان مدل ۸ می‌باشد اما در هیچ کدام از این دو وزن این مدل تفاوت معنی داری با مدل ۱ ندارد. در بز کرکی رائینی وراثت پذیری وزن ۹ ماهگی (۳) ۰/۳۳ برآورد شده بود. نتایج برآوردهای محققین قبلی بر روی نژادهای مختلف گوسفند (۱) مبین این مطلب است که نقش اثرات محیطی و ژنتیکی مادری در اوزان بعد از شیر گیری با افزایش سن حیوان کاهش می‌یابد.

جدول ۴. نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن شش ماهگی

	h^2_a	C^2	h^2_m	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/۰۳۲±۰/۰۹	....	....	....	-۳۴۰۴/۱۱
مدل ۲	۰/۰۳۲±۰/۰۸	۰/۰۲±۰/۰۲	....	....	-۳۴۰۷/۸۱
مدل ۳	۰/۰۳۴±۰/۰۸	....	۰/۰۱±۰/۰۱	....	-۳۴۰۴/۳۸
مدل ۴	۰/۰۳۷±۰/۱۲	....	۰/۰۳±۰/۰۶	-۰/۷۰	-۳۴۰۳/۲۵
مدل ۷	۰/۰۳۲±۰/۰۸	۰/۰۱±۰/۰۲	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۱	....	-۳۴۰۴/۱۸
مدل ۸	۰/۰۳۶±۰/۱۲	۰/۰۱±۰/۰۲	۰/۰۲±۰/۰۴	-۰/۷۶	-۳۴۰۳/۱۷

جدول ۵. نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن نه ماهگی

	h^2_a	C^2	h^2_m	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/۰۳۵±۰/۰۷	....	....	....	-۲۶۵۶/۴۰
مدل ۲	۰/۰۳۵±۰/۰۷	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	....	....	-۲۸۱۴/۴۰
مدل ۳	۰/۰۳۵±۰/۰۷	....	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	....	-۲۶۵۶/۳۰
مدل ۴	۰/۰۳۵±۰/۰۷	....	۰/۰۰۲±۰/۰۰۵	-۰/۱۸	-۲۶۵۶/۳۰
مدل ۷	۰/۰۳۵±۰/۰۷	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	....	-۲۶۵۶/۳۰
مدل ۸	۰/۰۳۵±۰/۰۷	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۳±۰/۰۰۷	-۰/۲۳	-۲۶۵۶/۳۰

h^2_a: وراثت پذیری مستقیم، h^2_m وراثت پذیری مادری، C^2: نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی
r_{ma}: همبستگی ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم

وزن کوک: وراثت پذیری مستقیم با استفاده از مدل‌های مختلف در دامنه۰/۲تا ۰/۱۸محاسبه شد که در مطالعات قبلی برای نژاد مرخز (۶)۰/۱و آنقوره ترکیه (۱۲)۰/۳، نیوزیلند (۷)۰/۳۶ وکرکی رائینی ۰/۱۹محاسبه شده بود بهترین مدل برای وزن کرک یک‌سالگی (مدل۱) برآورد شد که نشان دهنده اهمیت کم اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات ژنتیکی مادری بر روی این صفت می‌باشد که مقادیرناچیز C^2, h^2_m گواه این مطلب می‌باشد.

جدول ۶ نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن کرک یکسالگی

	h^2_a	C^2	h^2_m	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/۰۵۸±۰/۳۰	....	....	....	۱۹۹۴/۳۸
مدل ۲	۰/۰۵۸±۰/۳۰	۰/۰۰۲±۰/۰۰۵	....	....	۱۹۸۴/۵۰
مدل ۳	۰/۰۵۲±۰/۱۸	....	۰/۰۰۱±۰/۰۰۱	....	۱۹۸۳/۸۱
مدل ۴	۰/۰۵۳±۰/۱۹	....	۰/۰۰۱±۰/۰۰۲	-۰/۵۸	۱۹۸۴/۰۵
مدل ۷	۰/۰۵۸±۰/۳۰	۰/۰۰۲±۰/۰۰۵	۰/۰۰۱±۰/۰۰۱	....	۱۹۸۴/۵۰
مدل ۸	۰/۰۵۴±۰/۱۹	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۱	۰/۰۰۱±۰/۰۰۱	۰/۹۹	۱۹۸۴/۶۰

h^2_a: وراثت پذیری مستقیم، h^2_m وراثت پذیری مادری، C^2: نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی
r_{ma}: همبستگی ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم

۲- تجزیه دو صفتی

در آنالیز دو صفتی هدف برآورد همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات مختلف می‌باشد که با استفاده از بهترین مدل تعیین شده در آنالیز یک صفتی صورت می گیرد.

همبستگی ژنتیکی بین صفات وزن تولد وشیرگیری، وزن تولد و۶ماهگی، وزن تولد و۹ماهگی، وزن تولد و وزن کرک یک‌سالگی، وزن شیرگیری و ۶ماهگی، وزن شیرگیری و ۹ماهگی، وزن شیرگیری و کرک یک‌سالگی، وزن ۶ ماهگی و ۹ ماهگی، وزن۶ ماهگی وکرک یک‌سالگی، وزن۹ ماهگی وکرک یک‌سالگی به ترتیب۴۱ /۰، ۰/۵۰، ۰/۲۷، ۰/۱۸-، ۰/۲۹، ۰/۲۰، ۰/۱۶، ۰/۲۲، ۰/۱۹، ۰/۲۵، برآورد گردید.در گذشته نیز همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات وزن (تولد- شیرگیری) و (شیرگیری-نه ماهگی) و (تولد-نه ماهگی) و به ترتیب (۴۰/۸±۵۹/۴) و (۲۳/۴±۶۳/۴) و(۳۶/۴±۶۰/۲) درصد برآورد گردیده بود (۳). طبق تحقیقات گذشته همبستگی بین صفات وزن بدن با وزن کرک بسیار کم اما مثبت و همبستگی بین صفات وزن بدن بالا محاسبه شده است. همچنین در مرخز (۶) نیز همبستگی بین صفات مختلف رشد مثبت و نسبتاً بالا گزارش شده است همبستگی بین صفات رشد و وزن کرک مثبت ولی کمتر از همبستگی بین صفات مربوط به وزن بدن می‌باشد.

همبستگی فنوتیپی اصولا کمتر از همبستگی ژنتیکی می‌باشد که به علت اثر متفاوت عوامل محیطی بر روی صفات مختلف می‌باشد در تحقیق حاضر نیز همبستگی ژنتیکی بین صفات در اکثر موارد بالاتر از همبستگی فنوتیپی می‌باشد که مطابق با تحقیقات گذشته است اما آنچه که قابل مشاهده است همبستگی نسبتاً کمتر بین صفات رشد و بیده الیاف در بین سایر همبستگی‌ها و در ضمن افزایش همبستگی ژنتیکی بین صفات مربوط به وزن‌های بالاتر با وزن کرک است.

جدول۷. نتایج تجزیه و تحلیل دو صفتی

	وزن تولد	وزن شیر گیری	وزن شش ماهگی	وزن نه ماهگی	وزن کرک یک سالگی
وزن تولد	...	۰/۲۲	۰/۲۸	۰/۱۸	-۰/۳
	...	۰/۴۱	۰/۵۰	۰/۳۷	-۰/۱۸
وزن شیر گیری	...	...	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۰۹
	...	...	۰/۲۹	۰/۳۰	۰/۱۶
وزن شش ماهگی	...	...	...	۰/۳۰	۰/۱۱
	...	...	...	۰/۳۲	۰/۱۹
وزن نه ماهگی	...	...	...	...	۰/۱۹
	...	...	...	...	۰/۲۵

اعداد بالا مربوط به همبستگی فنوتیپی و اعداد پایین مربوط به همبستگی ژنتیکی

در برآورد روند ژنتیکی بر اساس تجزیه و تحلیل دو صفتی،آنچه که قابل توجه است، افزایش روند ژنتیکی برآورد شده برای اکثر صفات نسبت به تجزیه و تحلیل یک صفتی آنها می‌باشد که مطابق با برآورد روند ژنتیکی توسط هانفورد (۹) برای گوسفند تارگی است. چرا که با پیش بینی ارزش اصلاحی حیوانات بر اساس تجزیه و تحلیل دو صفتی، اثر سایر عوامل(مانند صفات دیگر) نیز در برآورد لحاظ می‌شودو به علت همبستگی مثبت بین صفات مورد بررسی، برآورد میانگین ارزش اصلاحی دقیق تر و بالاتر می‌باشد و در نتیجه روند ژنتیکی افزایش می‌یابد. در جدول ۸ می‌توان روند ژنتیکی حاصل از تجزیه و تحلیل تک صفتی را با میانگین روند ژنتیکی تجزیه و تحلیل دو صفتی برای صفات مقایسه کرد. در مورد وزن کرک یک‌سالگی روند ژنتیکی حاصل از تجزیه و تحلیل دو صفتی آن کمتر ازتجزیه و تحلیل یک صفتی است که علت آن می‌تواند همبستگی منفی بین وزن کرک و وزن تولد می‌باشد.

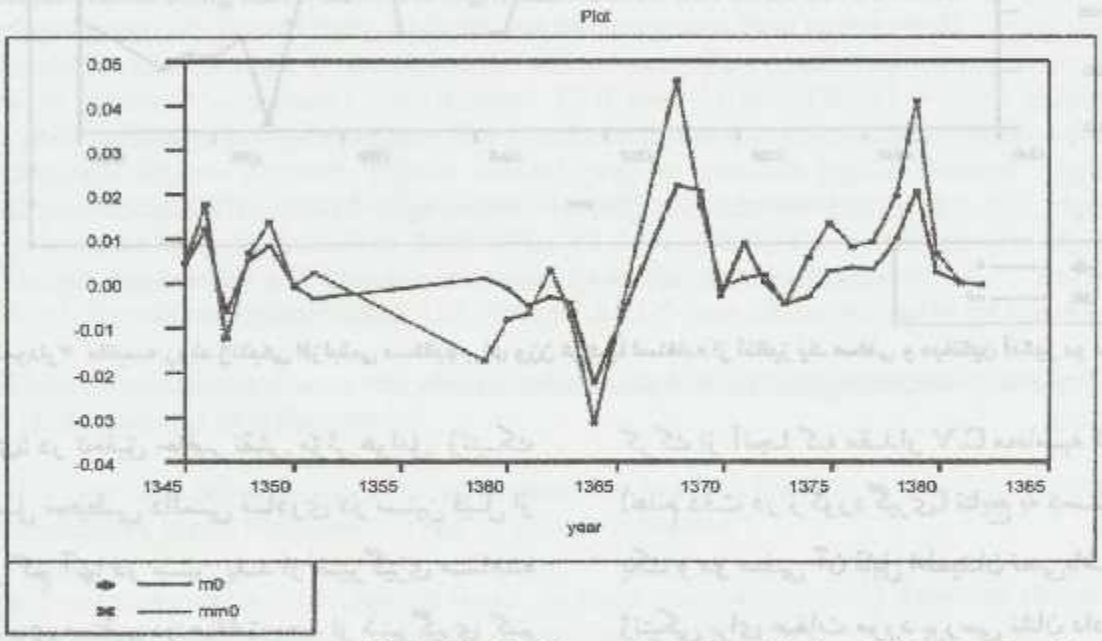
جدول ۸. روند فنوتیپی، محیطی وژنتیکی تجزیه و تحلیل یک و دو صفتی برای صفات مورد مطالعه (گرم در سال)

	روند فنوتیپی	روند محیطی	روند ژنتیکی دوصفتی	روند ژنتیکی یک صفتی
وزن تولد	-۱/۶۲	-۱/۷۱	-۰/۲۸	۰/۰۹
وزن شیرگیری	-۸۳/۰۶	-۸۶/۱۲	۶/۳۰	۳/۰۶
وزن شش ماهگی	۴۳/۵۵	۴۱/۶۵	۲/۰۵	۱/۹۱
وزن نه ماهگی	۲۸۳/۶۵	۲۷۲/۰۲	۱۳/۲۲	۱۱/۶۲
وزن کرک یک سالگی	۵/۸۴	۵/۷۸	-۲/۹۳	۰/۱۸

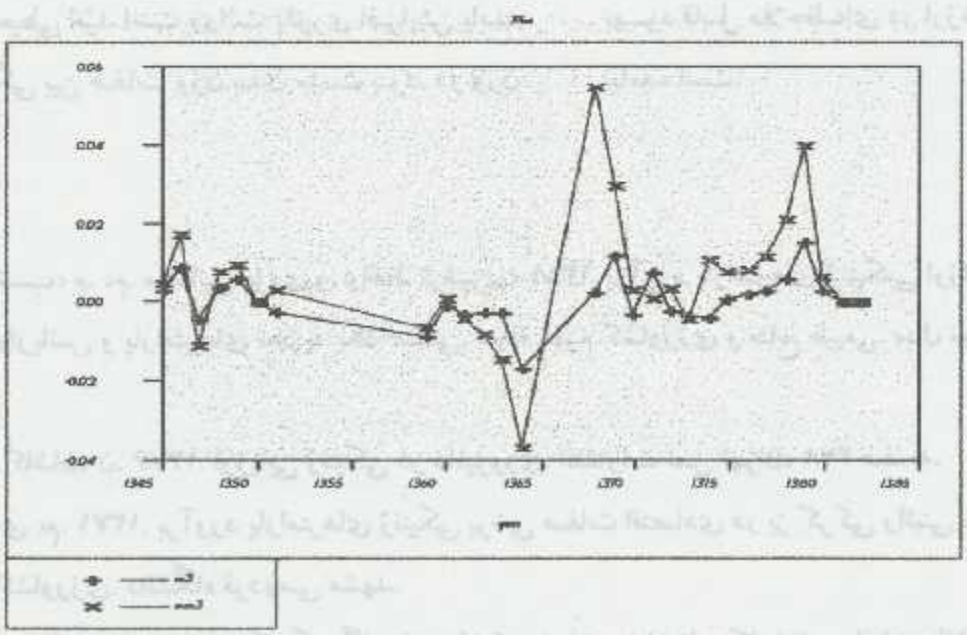
در جدول ۸، علاوه بر روند ژنتیکی، روند فنوتیپی و محیطی حاصل ازآنالیز یک صفتی نیز قابل مشاهده می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود در وزن تولد و وزن شیر گیری، روند فنوتیپی منفی می‌باشد که ناشی از روند منفی در عوامل محیطی است. پس فنوتیپ میانگین حیوانات بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی است که این عوامل شامل شرایط آب و هوایی، تغییر در مدیریت و سطح بهداشت می‌باشد. بنابراین باید در برنامه‌های به نژادی قبل از هر اقدامی شرایط محیطی بهینه و همگن برای بروز هر چه بیشتر پتانسیل ژنتیکی گله فراهم شود تا بدین طریق روند فنوتیپی با روند

ژنتیکی گله هم راستا شود. منفی بودن روند عوامل محیطی در سنین قبل از شیر گیری می‌تواند ناشی از نا مناسب بودن عوامل محیطی موثر بر این سنین به خصوص عوامل مربوط به مادر باشد یعنی باید شرایط محیطی را برای مادر بهبود بخشید تا روند فنوتیپی این اوزان نیز افزایش یابد. در نمودارهای رسم شده برای ۵ صفت مورد بررسی می‌توان میان روند ژنتیکی حاصل از آنالیز یک صفتی و دو صفتی به طور مجزا مقایسه‌ای انجام داده و تفاوت‌ها را مشاهده نمود.

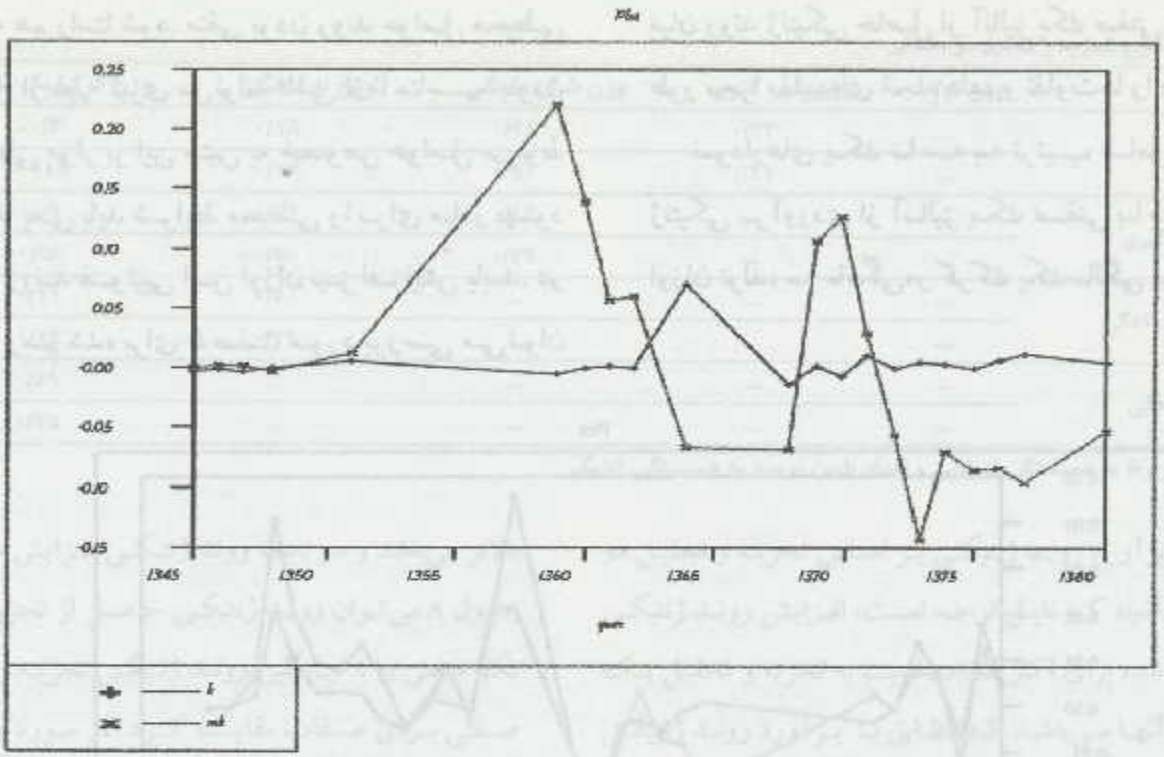
نمودارهای یک تا سه به ترتیب شامل مقایسه روند ژنتیکی برآوردی از آنالیز یک صفتی با دو صفتی برای اوزان تولد، سه ماهگی،و کرک یک‌سالگی می باشد.



نمودار۱ . مقایسه روند ژنتیکی افزایش مستقیم برای وزن تولد با استفاده از آنالیز یک صفتی و میانگین دو صفتی



نمودار۲. مقایسه روند ژنتیکی افزایش مستقیم برای وزن سه ماهگی با استفاده از آنالیز یک صفتی و میانگین دو صفتی



نمودار۳. مقایسه روند ژنتیکی افزایشی مستقیم برای وزن کرک با استفاده از آنالیز یک صفتی و میانگین آنالیز دو صفتی

نتیجه گیری: در تحقیق حاضر نقش مؤثر عوامل ژنتیک مادری وعوامل محیطی دائمی مادری در سنین قبل از شیرگیری واثر کم آنها در سنین بعد از شیرگیری مشاهده شد. وراثت پذیری مستقیم در صفات بعد از شیرگیری کم بود که علت آن زیاد بودن واریانس محیطی می‌باشد که با بهبود شرایط محیطی امید است وراثت پذیری افزایش یابد. همچنین همبستگی بین صفات وزن بدن مثبت بود. در وزن کرک از آنجا که مقدار C.V محاسبه شده آن زیاد بود (عدم دقت در رکوردگیری) نتایج به دست آمده از تجزیه یک و دو صفتی آن قابل اطمینان نمی‌باشد. برآورد روند ژنتیکی برای صفات مورد بررسی نشان داد که چون انتخاب دام‌ها بر اساس ارزش اصلاحی آنها صورت نمی‌گرفته است بهبود قابل ملاحظه‌ای در ارزش اصلاحی گله به وجود نیامده است.

منابع

۱- اسکندری نسب، م. ،م. سلمانی ایزدی ر. واعظ ترشیزی، ۱۳۸۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی اوزان بدن در گوسفند بلوچی: مولفه‌های واریانس و پارامترهای تجزیه یک صفتی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. سال نهم. شماره دوم. صفحه ۱۶۹-۱۷۸

۲- امام جمعه کاشان، ن. ۱۳۷۶. ارزیابی ژنتیکی در دامپروری. انتشارات نص تهران، ۴۷۸ صفحه.

۳- امامی میبدی ،م. ۱۳۷۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رانینی . پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی. دانشگاه فردوسی مشهد.

۴- جهاندار. م. ۱۳۸۰. تخمین روند ژنتیکی گاوهای هلشتاین ایران . پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه زابل.

۵- خصالی اقطاعی، ا. ۱۳۸۱. تعیین شاخص انتخاب در بز کرکی رائینی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی. دانشگاه زابل.

۶- رشیدی، ا. ۱۳۷۸. ارزیابی ژنتیکی صفات اقتصادی در بز مرخز، رساله دکترا. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس.

7. Bigham, M.L., C.A . Morris , B.R. Southey and L.Baker. 1991. Hertability and genetic correlation from Newzealand cashmere goat. Live. Prod. Sci.
8. Falconer, D.S. 1989. Introduction to quantitative genetics. Longman, Landon, 438 PP.
9. Hanford. K.j, L. D. vanvleck and G.D.Snowder. 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of targhee sheep. Anim. Sci.81:630-640.
10. Meyer, k. 1989. Restricted maximum likelihood to estimate variance components for animal models with several effects using aderivative free algorithm. Genet. Sel. Evol. 21: 317-340.

The estimation of genetic parameters and genetic trend for some economic traits in Raienian cashmere goat

RezvanNejad*, E. , Moradi Shahrbabak, M. , Moravej, H. and Safi Jahanshahi, A. [1]

Abstract

In this study 3313,3297,2656,2016,1460 records for birth ,3 month-old ,6 month-old,9 month-old and cashmere weights on Raienian cashmere goat were used. These records were collected in Baft station from 1345 to 1382.The animal model was used to estimate genetic parameters and genetic trend for these traits. Heritability was estimated 0.13,0.12 ,0.12, 0.07,and 0.20 respectively On the basis of the best model for each trait, estimated heritabilities of birth, 3 month, 6month, 9 month, and cashmere weights were 0.13, 0.12, 0.07, and 0.02 respectively. Genetic correlation between birt weight-3month weight, birth weight -6month weight, birth weight -9month weight, birth weight - cashmere weight, 3month weight -6month weight, 3month weight -9month weight, 3month weight - cashmere weight, 6month weight -9month weight, 6month weight -cashmere weight, 9month weight - cashmere weight was estimated 0.41,0.50,0.27,0.18,0.29,0.20,0.16,0.22,0.19 ,0.25 respectively, using bivariate analysis . The estimated genetic trend by univariate model for these traits was 0.09,3.06, 1.91,11.62,0.18 and by bivariate model was 0.28,6.30,2.05, 12.22,-2.93 respectively.

Key words: Raienian cashmere goat,Animal model,Heritability, Genetic correlation, Genetic trend

---

1- A Contribution from Jahad keshavarzi of kerman and department of animal science, Tehran university

*- Corresponding author Email: Rezvannejad2002@yahoo.com