Archive of SID

پژوهش‌های علوم دامی
Animal Science Researches

نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۲۸ شماره ۳/ سال۱۳۹۷/ صفحات ۱۱۳ تا ۱۲۶

تجزیه و تحلیل ژنتیکی پارامترهای الگوی رشد حاصل از مقایسه توابع غیرخطی در گوسفند مغانی با استفاده از راهبرد بیزی

آذر راشدی ده‌صحرائی*[۱]، جمال فیاضی[۲]، عباس مسعودی[۳] و رستم عبداللهی آرپناهی[۴]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۱۷

[۱] دانش‌آموخته دکتری ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان
[۲] دانشیار ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان
[۳] دانش‌آموخته مقطع دکتری تغذیه دام، دانشگاه لرستان
[۴] استادیار ژنتیک و اصلاح نژاد دام، پردیس ابوریحان دانشگاه تهران
*مسئول مکاتبه: Email: Azar.Rashedi2010@yahoo.com

چکیده

زمینه مطالعاتی: مدل‌های رشد، توابع ریاضی هستند که برای توصیف الگوی رشد به کار می‌روند. **هدف**: هدف از انجام این پژوهش، برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی پارامترهای رشد حاصل از بهترین مدل غیرخطی و عوامل محیطی مختلف مؤثر بر این پارامترها در گوسفندان مغانی بود. **روش‌کار**: در این پژوهش، به منظور برآورد اجزاء (کو)واریانس پارامترهای الگوی رشد، از تعداد ۷۲۷۸ رکورد وزن تولد، ۵۸۸۱ رکورد وزن شیرگیری، ۵۰۱۳ رکورد وزن شش‌ماهگی، ۲۸۱۹ رکورد وزن نه‌ماهگی و ۲۸۸۳ رکورد وزن یک‌سالگی گوسفندان مغانی که طی سال‌های ۱۳۷٤ تا ۱۳۸۹ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد این گوسفند واقع در جعفرآباد مغان جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. در این مطالعه پارامترهای الگوی رشد (وزن بلوغ، نرخ رشد و نرخ بلوغ) با استفاده از چهار مدل رگرسیون غیرخطی گومپرتز، لجستیک، برودی و ون‌برتالانفی با رویه NLIN نرم‌افزار SAS محاسبه شد. جهت برآورد اجزای واریانس-کواریانس پارامترهای الگوی رشد از روش آماری بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس و نرم‌افزار MTGSAM استفاده شد. **نتایج**: مدل ون‌برتالانفی به علت داشتن بیشترین ضریب تبیین و کمترین مقدار آکائیکی به عنوان مدل برتر در مقایسه با سایر مدل‌ها، انتخاب شد. عوامل محیطی سال تولد (P<۰/۰۱)، جنسیت بره (P<۰/۰۱) و سن مادر هنگام زایش (P<۰/۰۵) بر وزن بلوغ و نرخ رشد از لحاظ آماری معنی‌دار بودند. اثرات ثابت سال تولد و جنسیت بره بر نرخ بلوغ اثر معنی‌دار داشتند (P<۰/۰۱). از بین شش مدل خطی برازش شده در روش بیزی، بر اساس کمترین مقدار واریانس باقیمانده برای وزن بلوغ مدل ٤، برای نرخ رشد مدل ٦ و برای نرخ بلوغ مدل ٥ انتخاب گردید. وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده بر اساس مدل مناسب انتخاب شده، برای صفات مذکور به ترتیب برابر ۰/۰۰۳±۰/۲۹، ۰/۰۰٤±۰/۳٥ و ۰/۰۰٥±۰/۲۱ بود. همبستگی بین پارامترهای الگوی رشد مثبت و نزدیک به صفر برآورد شد. **نتیجه‌گیری کلی**: طبق نتایج به دست آمده، اثر عوامل محیطی بر پارامترهای الگوی رشد مهم و تأثیرگذار هستند و باید در تجزیه و تحلیل این پارامترها مورد بررسی قرار گیرند.

واژگان کلیدی: الگوی رشد؛ توابع غیرخطی؛ روش بیزی؛ گوسفند مغانی

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

گوسفند مغانی از جمله، گوسفندان دنبه‌دار، متوسط وزن و همانند بیشتر نژادهای گوسفندان ایرانی دارای پشمی ضخیم می‌باشد (فرهوش ۲۰۰۳). این گوسفند یکی از مستعدترین نژادهای گوسفند گوشتی ایران می‌باشد. درشت بودن جثه، مقاومت در برابر تغییرات آب و هوا، قابلیت تولید بره‌های سنگین و غیره عواملی هستند که موجب گردیده‌اند تا دامداران در استان‌های مختلف کشور تمایل و رغبت زیادی جهت پرورش این نژاد از خود نشان داده و نسبت به نگهداری آن به صورت گله-های روستایی و یا پراکنده در واحدهای دامپروری اقدام نمایند. این گوسفندان بیشتر از لحاظ تولید گوشت اهمیت داشته و یا به عبارت دیگر تولید گوشت در این نژاد هدف اصلی پرورش می‌باشد (فرهوش ۲۰۰۳).

رشد یک خصوصیت ضروری سیستم های بیولوژیکی و یک افزایش در اندازه بدن به ازاء واحد زمان است که به صورت ترکیبی از اثرات ژنتیکی و محیطی توصیف می شود. دانستن روابط بین متغیرها و این‌که چگونه تغییر یک یا چند متغیر سبب تغییر مقادیر متغیرهای دیگر می-شود، از اهمیت و کاربرد بالایی بویژه در حوزه مسائل علوم زیستی برخوردار است (بحرینی بهزادی و همکاران، ۲۰۱۰). مدل‌سازی رشد موجودات زنده به طور وسیع در صد سال گذشته مورد بررسی قرار گرفته است. اساس این مطالعات توسط برودی (۱۹٤٥)، ریچاردز (۱۹۵۹) و سایر محققینی که توانستند تعریف ریاضی از رشد بیولوژیکی ارائه کنند، گذاشته شد. تابع لجستیک[1] تابع ون‌برتالانفی[2] تابع گومپرتز[3] و انواع مختلف توابع تعمیم یافته لجستیک از جمله توابع مهم و معروفند که دارای خصوصیت سیگموئیدی یا S شکل[4] می‌باشند. سه بخش اصلی رشد بر روی نمودارها قابل تشخیص است: بخش سریع رشد، بخش خطی و بخش رشد کند که به بلوغ منتهی می‌شود (کوسک و ایدوران۲۰۱۰). در اکثر موارد، بیان رشد موجودات بوسیله مدل‌های سیگموئیدی غیرخطی انجام می‌شود (داسکیران و همکاران ۲۰۱۰)، زیرا برخی از این مدل‌های آماری بدلیل کم بودن تعداد پارامترها نسبت به مدل‌های خطی، قابل اعتمادترند (ووری و همکاران ۲۰۰٦). مدل-های رشد غیرخطی اطلاعات مفیدی در ارتباط با مشکلات مدیریتی، سن مناسب کشتار، تنظیم رژیم غذایی و خصوصاً زمان رسیدن به بلوغ در پرورش گوسفند ارائه می‌کنند (آکباس و همکاران ۱۹۹۹؛ کر و همکاران ۲۰۰٦ و کسکین و داسکیران ۲۰۰۷). تاکنون مدل‌های رشد غیرخطی مختلف جهت برازش منحنی رشد حیوانات مختلف مثل گوسفند (بطائی و لروی ۱۹۹۸)، گاو (کپس و همکاران ۱۹۹۹)، مرغ گوشتی (ناقوس و همکاران ۲۰۱۲) و بلدرچین (گورکان و همکاران ۲۰۱۲) استفاده شده است.

مدل‌های رشد، توابع ریاضی هستند که برای توصیف الگوی رشد به کار می‌روند. به عبارت دیگر این توابع اطلاعات مربوط به رشد حیوان را در قالب چند پارامتر که دارای تفسیر زیستی هستند ارائه می‌دهند (سالم و همکاران ۲۰۱۳). تغییرات این پارامترها در طول زمان می تواند یک منحنی رشد ریاضی ایجاد کند (کاراکوس و همکاران ۲۰۰۸). به دلیل اهمیت اقتصادی وزن بلوغ دام، منحنی‌های رشد یکی از موضوعات مهم مورد نظر متخصصین اصلاح دام شده و از آنجایی که این مدل‌ها در برآورد زود هنگام پارامترهای رشد مورد نظر در بهبود گوسفندان نقش دارند، این مدل‌ها در اهداف انتخاب هم استفاده می‌شوند (بیلگین و همکاران ۲۰۰٤). امروزه نرخ رشد یا چگونگی تغییرات وزن بدن در مراحل مختلف زندگی به عنوان عاملی مهم در فرآیند اصلاحی در نظر گرفته می‌شود (کوک و همکاران ۲۰۰۹). دلیل این امر را می‌توان ارتباط مستقیم این صفت با میزان تولید گوشت دانست (ماندال و همکاران۲۰۰۸). علیرغم پژوهش‌های انجام شده در مورد برآورد پارامترهای

[1] -Logistic
[2] -Von Bertalanffy
[3] -Gompertz
[4] Sigmoid or S-curve

www.SID.ir

Archive of SID

صفات وزن بدن در نژادهای مختلف گوسفند در دنیا، فراسنجه‌های ژنتیکی خود پارامترهای الگوی رشد و عوامل محیطی مؤثر بر این پارامترها، به جز چند مورد، در منابع علمی گزارشی ارایه نشده است. در مطالعاتی توسط محققین مختلف، برای گوسفند مهربان (بطایی و لروی ۱۹۹۸)، برای گوسفند هورو (آبگاز و همکاران ۲۰۱۰)، برای گوسفند بلوچی (ساقی و همکاران ۲۰۱۰)، برای بز آلپاین (کوم و هاجنو ۲۰۱۰)، برای گوسفند لری بختیاری (ارجمند و همکاران ۲۰۱۲) و برای گوسفند کردی (مولایی و همکاران ۲۰۱۳) اثر عوامل محیطی بر پارامترهای الگوی رشد و فراسنجه‌های ژنتیکی این پارامترها را به دست آوردند. هدف از انجام این پژوهش، برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی پارامترهای رشد حاصل از بهترین مدل غیرخطی و عوامل محیطی مختلف مؤثر بر این پارامترها در گوسفندان مغانی بود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش، به منظور برآورد اجزاء (کو)واریانس پارامترهای الگوی رشد، از تعداد ۷۲۷۸ رکورد وزن تولد، ۵۸۸۱ رکورد وزن شیرگیری، ۵۰۱۳ رکورد وزن شش‌ماهگی، ۲۸۱۹ رکورد وزن نه‌ماهگی و ۲۸۸۳ رکورد وزن یک‌سالگی گوسفندان مغانی که طی سال‌های ۱۳۷٤ تا ۱۳۸۹ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد این گوسفند واقع در جعفرآباد مغان جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. اطلاعات مربوط به حیوانات دارای شماره نامشخص، ردیف‌های تکرار شده برای یک حیوان و نیز رکوردهای مربوط به حیواناتی که در اطلاعات مربوط به سال، ماه، روز تولّد، جنس بره و نیز نوع تولّد دارای نقص بودند، حذف شدند. صفات مورد مطالعه شامل وزن‌های تولّد، سه‌ماهگی، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یک-سالگی بود و به این منظور حیواناتی که برای هر کدام از این صفات رکورد نداشتند، حذف شدند. بر اساس وزن بدن در سنین مختلف و با استفاده از مقادیر مختلف آغازین، هر یک از پارامترهای منحنی رشد با استفاده از نسخه ۹/۱ نرم افزار SAS و رویه NLIN برآورد شدند. چهار مدل غیرخطی برودی، گومپرتز، لجستیک و ون‌برتالنفی روی صفات رشد، برازش داده شدند که در جدول ۱ نشان داده شدند.

جدول ۱- تابع ریاضی مدل‌های غیرخطی و توابع وابسته

Table 1. Nonlinear mathematical function models and related functions

	معادله ریاضی Mathematical function	نقطه عطف Inflection point	سن در نقطه عطف Inflection age	نرخ رشد Growth rate	سن بلوغ Age to maturity
برودی Brody	y=a*(1-b*exp(-k*t))	---	---	$V_e=ka(1-y/a)$	-(ln(a-y/ba))/k
ون برتالانفی Von Bertalanffy	y=a*(1-b*exp(-k*t))**3	$y_i=8a/27$	$t_i=\ln(3b)/k$	$V_e = 3Ky\left[\left(\frac{a}{y}\right)^{1/3}-1\right]$	$-\frac{\ln\left(\frac{1-\sqrt[3]{\frac{y}{a}}}{b}\right)}{K}$
لجستیک Logistic	y=a*(1+exp(-k*t))**(-m)	$y_i=a/2$	$t_i=-\ln(2a/m-1)/k$	$V_e = mKa\left(\frac{e^{-kt}}{1+e^{-kt}}\right)$	$-\frac{\ln\left[\left(\frac{a}{y}\right)^{1/m}-1\right]}{K}$
گومپرتز Gompertz	y=a*exp(-b*exp(-k*t))	$y_i=a/e$	$t_i=\ln(b)/k$	$V_e=kyln(a/y)$	$-\frac{\frac{\ln\left(\ln\frac{y}{a}\right)}{-b}}{K}$

y = weight, in kg, at age t; t = age in days; a, b, k and m = parameters

(لوپی و همکاران، ۲۰۱۵)

www.SID.ir

Archive of SID

پس از برازش مدل‌های مختلف و به دست آوردن پارامترهای رشد، بهترین تابع برازش شده بر اساس مقدار ضریب تبیین (بحرینی بهزادی ۲۰۱۱) و شاخص آکائیک تصحیح شده (مولائی و همکاران ۲۰۱۳) انتخاب گردید و پارامترهای الگوی رشد بر اساس تابع انتخاب شده، برای تک تک دام‌ها محاسبه گردید.

$$AICc = AIC + \frac{2p(p+1)}{n-p-1}$$

$AIC = n(\log(2\pi) + \log(sse) - \log(n)) + 2(n + p + 1)$

AICc: ضریب آکائیک تصحیح شده n: تعداد رکورد، p: تعداد پارامتر موجود در مدل‌های مختلف و sse: مجموع مربعات باقیمانده مدل‌ها می‌باشد. تابع دارای کمترین مقدار AICc و بیشترین مقدار ضریب تبیین، به عنوان بهترین تابع انتخاب گردید. اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی پارامترهای الگوی رشد، با استفاده از مدل حیوانی تک‌متغیره و سه‌متغیره با روش آماری بیزی با استفاده از نرم‌افزار MTGSAM (ون‌تاسل و ون‌ولک ۱۹۹۵) برآورد شدند. تعداد دورهای نمونه‌گیری گیبس مورد استفاده ۲۰۰۰۰۰ دور بود. ۱۰ درصد این تعداد (۲۰۰۰۰ دور)، به عنوان دورهای سوخته یا قلق‌گیری در نظر گرفته شد. معیار همگرایی برای توقف تکرارها در این تجزیه و تحلیل نیز ده رقم اعشار (10^{-10}) در نظر گرفته شد. فاصله نمونه‌گیری ۴۰۰ و تعداد تکرارهای Gouss-Seidel ۱۰۰۰۰ در نظر گرفته شد. به‌منظور یافتن مناسب‌ترین مدل در برگیرنده اثرات ثابت و تصادفی مؤثر بر هر یک از پارامترهای الگوی رشد مورد بررسی، مدل‌های زیر، با و بدون در نظر گرفتن اثرات مادری شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثرات محیطی دائمی مادری در مدل، آزمون شدند. مدل‌های آزمون شده به‌صورت زیر بودند (مایر ۲۰۰۶):

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{e} \quad \text{(مدل ۱)}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_2c} + \mathbf{e} \quad \text{(مدل ۲)}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_3m} + \mathbf{e} \qquad Cov(a, m) = 0 \quad \text{(مدل۳)}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_3m} + \mathbf{e} \qquad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \quad \text{(مدل ٤)}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_2c} + \mathbf{Z_3m} + \mathbf{e} \qquad Cov(a, m) = 0 \quad \text{(مدل ٥)}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_2c} + \mathbf{Z_3m} + \mathbf{e} \qquad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \quad \text{(مدل ٦)}$$

y: بردار مشاهدات برای صفت مورد استفاده، **b**: بردار اثرات ثابت، **a**: بردار اثرات ژنتیکی مستقیم، **m**: بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، **c**: بردار اثرات را به مشاهدات مربوط می‌کند، $\mathbf{Z_1}$: ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می‌کند، $\mathbf{Z_2}$:ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری، **X**: ماتریس ضرایب که اثرات ثابت محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، $\mathbf{Z_3}$: ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، **e**: بردار اثرات باقی‌مانده، Cov(**a**,**m**): کواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری. از بین شش مدل دام برازش شده، مدل دارای کمترین مقدار واریانس باقیمانده، به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید.

نتایج و بحث

بر اساس نتایج به دست آمده مقدار ضریب آکائیک (AIC) و ضریب آکائیک تصحیح شده (AICc) برای مدل برودی ٤٠٥١٢/١٨٩ و ٤٠٥١٢/١٩، برای مدل گومپرتز ٤٠٥٣١/٢٩٩ و ٤٠٥١٣/٢٩، برای مدل لجستیک ٤٠٦٣٧/١١٨ و ٤٠٦٣٧/١٢ و برای مدل ون‌برتالانفی ٤٠٥١٢/٠١٨ و ٤٠٥١٢/٠٢ محاسبه شد. مقدار ضریب تبیین برای مدل‌های مذکور به ترتیب برابر ۰/۹٦٥٢٣٤، ۰/۹٦٥٠٦٩، ۰/۹٦٤١٣٧ و ۰/۹٦٥٢٣٦ بود. مدل

www.SID.ir

Archive of SID

ون‌برتالانفی با داشتن مقدار کمتر ضریب آکائیک، ضریب آکائیک تصحیح شده و مقدار بیشتر ضریب تبیین، نسبت به سایر مدل‌های بررسی شده در تشریح رشد، در نژاد مغانی، مناسب‌تر شناخته شد. در نتیجه استفاده از این مدل در بهبود رشد، بکارگیری روش‌های تغذیه مناسب، تعیین سن مناسب برای کشتار و پیش‌بینی صحیحی از رشد در گوسفند مغانی مناسب است. مدل برودی نیز با داشتن معیارهایی نزدیک معیارهای مدل ون‌برتالانفی، به احتمال فراوان می‌تواند ابزار مفیدی برای افزایش کلی تولید، مدیریت غذایی گله و تعیین زمان مناسب تجویز دارو باشد، زیرا عموماً روی اوزان زنده بدن تمرکز دارد. پارامترهای منحنی رشد با استفاده از مدل ون‌برتالانفی، برای تک‌تک دام‌ها محاسبه شد و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. نتایج میانگین حداقل مربعات پارامترهای منحنی رشد در گوسفند مغانی به تفکیک اثرات ثابت، در جدول ۲ آورده شده است. طبق نتایج بدست آمده، سال تولد بر پارامترهای وزن بلوغ (A)، نرخ رشد (B) و نرخ بلوغ (K) در گوسفندان مغانی، معنی‌دار بود (P<۰/۰۱). تفاوت در شرایط، اقلیمی، محیطی و مدیریتی با تأثیر بر کیفیت و کمیت علوفه مورد دسترسی بره و مادر بر پارامترهای وزن بلوغ، نرخ رشد و نرخ بلوغ تأثیر می گذارند. همچنین ممکن است تأثیر شدید شرایط محیطی سال‌های مختلف بر بروز استعداد ژنتیکی بره‌ها باعث تغییرات نامنظم در عملکرد فنوتیپی حیوانات شده باشد. بنابراین باید در برنامه‌های اصلاح نژادی قبل از هر اقدامی شرایط محیطی بهینه برای بروز هر چه بیشتر پتانسیل ژنتیکی گله فراهم شود. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) و بطائی و لروی (۱۹۹٦) سال تولد را بر پارامترهای منحنی رشد معنی‌دار گزارش کردند. جنسیت بره بر پارامترهای وزن بلوغ، نرخ رشد و نرخ بلوغ معنی‌دار بود (P<۰/۰۱). بره‌های نر، وزن بلوغ بالاتری نسبت به بره‌های ماده داشتند. نرخ رشد از تولد تا بلوغ و نرخ بلوغ نیز در بره‌های نر، بالاتر از بره‌های ماده بود. درگوسفند نژاد هورو جنسیت یک منبع معنی‌دار بر متغیر A (P<۰/۰۱) و متغیر B (P<۰/۰۵) بود (آبگاز و همکاران ۲۰۱۰)، اما اثرمعنی‌داری بر نرخ بلوغ نداشت. در حالی که ماده ها نرخ بلوغ بالاتری نسبت به نرها داشتند به طوری که ماده‌هایی با وزن تولد مشابه با نرها به علت نرخ بلوغ سریعتر، زودتر بالغ شده و وزن مجانبی کمتری از نرهای هم سن خود خواهند داشت که این به علت تفاوت در جنسیت و نقش هورمون‌های جنسی بر افزایش وزن و بر نرخ بلوغ است، چون هورمون‌های جنسی در جنس ماده نسبت به جنس نر در سنین پایین‌تر، ترشح شده و سبب افزایش نرخ بلوغ و کاهش وزن مجانبی می‌شود (مؤمن و اسلمی‌نژاد ۲۰۱۲). اثر تیپ تولد بره، بر هیچ‌کدام از پارامترهای الگوی رشد گوسفند مغانی معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵). به این معنی که بره‌های تک‌قلو و دوقلو متولد شده، تفاوت معنی‌داری از نظر وزن بلوغ، نرخ رشد و نرخ بلوغ، نشان ندادند. (آبگاز و همکاران ۲۰۱۰)، اثر تیپ تولد را بر وزن بلوغ و نرخ بلوغ گوسفندان هورو غیر معنی‌دار گزارش کردند. سن مادر هنگام زایش بر دو پارامتر وزن بلوغ و نرخ رشد گوسفندان مغانی معنی‌دار یود (P<۰/۰۵)، که این تفاوت را می‌توان مربوط به بلوغ جسمی میش‌ها و مقدار شیر تولیدی متفاوت توسط میش‌ها در سنین مختلف دانست (راشدی و همکاران، ۲۰۱٦). سن مادر هنگام زایش، بر پارامتر نرخ بلوغ اثر معنی‌دار نداشت بطائی و لروی (۱۹۹٦) و (آبگاز و همکاران۲۰۱۰)، سن مادر را در گوسفندان نژاد مهربان و گوسفندان هورو، بر پارامتر نرخ رشد معنی‌دار گزارش کردند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۲- میانگین حداقل مربعات پارامترهای الگوی رشد در گوسفند نژاد مغانی برای سن مادر و جنسیت

Table2- Least-squares mean of growth curve parameters in Moghani sheep breed for age of dam and sex

اثر/صفت Variable/trait	وزن بلوغ Mature weight	نرخ رشد Growth rate	نرخ بلوغ Mature rate
سن مادر Age of dam	P<0.05	P<0.05	ns
2	38.39±3.48^{f}	1.66±0.55^{b}	0.85±0.37^{a}
3	39.48±3.45^{d}	1.66±0.55^{a}	0.88±0.26^{a}
4	39.88±3.47^{a}	1.64±0.55^{c}	0.84±0.37^{a}
5	39.78±3.49^{b}	1.6±0.55^{d}	0.82±0.37^{a}
6	39.17±3.51^{e}	1.55±0.55^{e}	0.8±0.37^{a}
7	39.74±3.51^{c}	1.36±0.55^{f}	0.69±0.37^{a}
جنسیت sex	P<0.01	P<0.01	P<0.01
نر male	39.86±3.47^{a}	1.8±0.55^{a}	0.97±0.36^{a}
ماده female	38.96±3.47^{b}	1.36±0.55^{b}	0.66±0.36^{b}

ns : نشان دهنده عدم معنی‌داربودن آماری است. میانگین‌های داخل هرگروه، به جزآنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری با هم اختلاف معنی‌دار دارند.

Ns: indicates a lack of statistical significance. Means within each group, which have the same letters are not statistically significant.

اجزای واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی وزن بلوغ با استفاده از تجزیه و تحلیل تک متغیره، در جدول ۳ آورده شده است. برای پارامتر وزن بلوغ، از بین شش مدل خطی برازش شده، مدل ٤ با داشتن کمترین مقدار واریانس باقیمانده، به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید. این مدل دارای اثرات ژنتیکی تصادفی خود دام و اثرات تصادفی ژنتیکی مادری با در نظر گرفتن کواریانس بین مادر و فرزند می‌باشد. بر اساس نتایج حاصل از مدل مناسب انتخاب شده (مدل ٤)، برای پارامتر A وراثت‌پذیری مستقیم دام برابر ۰/۰۰۳±۰/۲۹ بود و وراثت‌پذیری مستقیم مادری برای این صفت ۰/۰۰۱±۰/۱۸ برآورد گردید. (آبگاز و همکاران۲۰۱۰)، در پژوهشی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای پارامتر وزن بلوغ (A) در گوسفند نژاد هورو ۰/۱±۰/۲۹ برآورد نمودند که با نتایج بدست آمده در این پژوهش، یکسان بوده و مطابقت داشت. همچنین این مقدار وراثت‌پذیری محاسبه شده در گوسفند مغانی برای پارامتر A مشابه مقادیر برآورد شده وراثت‌پذیری مستقیم این پارامتر در مطالعه ماوروجنیس و کانستنتینوس (۱۹۹۰) برای گوسفندان چیوس[5] (۰/۳) و ساقی و همکاران (۲۰۱۲) برای گوسفندان بلوچی (۰/۳) بود. وراثت‌پذیری برآورد شده برای پارامتر وزن بلوغ (A) در گوسفندان کردی، توسط مولائی و همکاران (۲۰۱۳)، ۰/۲۹ بود که با مقدار محاسبه شده در این مطالعه (۰/۲۹) یکسان بود. بطائی و لروی (۱۹۹۸) وراثت‌پذیری مستقیم را برای پارامتر وزن بلوغ (A) گوسفندان مهربان ۰/۵۲ گزارش کردند که از مقدار برآورد شده در این پژوهش بیشتر بود. (مؤمن و اسلمی‌نژاد ۱۳۹۱)، مولائی و همکاران (۲۰۱۳) و بحرینی بهزادی و همکاران (۲۰۱۲) در مطالعاتی جداگانه برای گوسفند بلوچی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن بلوغ را به ترتیب ۰/۰۲۵±۰/۱۷، ۰/۰۲ ± ۰/۱۸ و ۰/۰۳ ± ۰/۰٦ گزارش کردند که از مقدار وراثت‌پذیری بدست آمده در این تحقیق (۰/۰۰۳±۰/۲۹) کمتر بود. مقدار واریانس

[5] -Chios

www.SID.ir

Archive of SID

ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای این متغیر (A)، به ترتیب ۹/۹۷ و ٦/۱۵ برآورد شد. مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی در گوسفندان کردی و بلوچی توسط مولائی و همکاران (۲۰۱۳) به ترتیب ۳۲/۸ و ۸/۰٦ برآورد شد. این واریانس در گوسفندان کردی بالاتر و در گوسفندان بلوچی کمتر از مقدار محاسبه شده در این تحقیق برای گوسفندان مغانی بود که این تفاوت می‌تواند به دلیل تعداد متفاوت رکورد مورد استفاده به ازای هر دام در هر تحقیق، تفاوت در ساختار داده‌ها، نوع مدل و نوع روش مورد استفاده برای آنالیز باشد.

جدول ۳- برآورد اجزاء (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی پارامتر وزن بلوغ (A) در گوسفند مغانی

Table 3- Estimate of (co) variance components and genetic parameters of mature weight's (A) parameter in Moghani sheep

اجزاء/مدل Components/model	مدل ۱ Model 1	مدل ۲ Model 2	مدل ۳ Model 3	مدل ٤ Model 4	مدل ٥ Model 5	مدل ٦ Model 6
واریانس ژنتیکی افزایشی دام σ^2_a	7.32	7.22	9.63	9.97	9.09	9.11
واریانس ژنتیکی افزایشی مادر σ^2_m	---	---	5.5	6.15	5.04	5.03
واریانس محیطی دائمی مادری σ^2_{pe}	---	1.34	---	---	0.94	0.96
واریانس باقیمانده σ^2_e	25.83	24.68	22.63	22.24	22.39	22.39
واریانس فنوتیپی σ^2_p	33.15	33.24	33.92	33.05	33.91	33.91
وراثت پذیری مستقیم h^2_a	0.22±0.001	0.22±0.003	0.28±0.004	0.29±0.003	0.27±0.003	0.27±0.003
وراثت پذیری مادری h^2_m	---	---	0.16±0.002	0.18±0.001	0.15±0.002	0.15±0.003
کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری σ_{am}	---	---	---	-3.29	---	-3.58
همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری r_{am}	---	---	---	-0.52	---	-0.51
واریانس فنوتیپی ناشی از محیط دائمی مادر c^2	---	0.04±0.0003	---	---	0.02±0.003	0.03±0.002

از بین شش مدل مختلف دام برازش شده برای متغیر نرخ رشد (B)، مدل ٦ با مقدار واریانس خطای کمتر به عنوان مدل مناسب، برای برآورد اجزای واریانس- کواریانس انتخاب شد. بر اساس نتایج حاصل از این مدل (جدول ٤)، مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم دام ۰/۰۰۰۵، واریانس ژنتیکی مادری ۰/۰۰۰۳، واریانس محیطی دائمی مادری ۰/۰۰۰۱ و واریانس فنوتیپی ۰/۰۰۱ برآورد گردید. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۳۵±۰/۰۰٤ و وراثت‌پذیری مادری ۰/۱۹±۰/۰۰۲ بود. مقدار c^2 (نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است)، در این پژوهش برای این متغیر، برابر ۰/۰±۰٤/۰۱ محاسبه شد. کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری، به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۱- و ۰/۳٤- برآورد شد. مؤمن و اسلمی‌نژاد (۲۰۱۲) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای پارامتر B ۰/۰±۱۹/۰۳ برای گوسفندان بلوچی گزارش کردند که از مقدار برآورد شده در این پژوهش کمتر بود. مولائی و همکاران (۲۰۱۳) برای گوسفندان کردی و بلوچی به ترتیب مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را ۰/۲±۰/۰۳ و ۰/۰±۲/۰۳ برآورد نمودند. بطائی و لروی (۱۹۹۸) در گوسفندان مهربان، آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفندان هورو، بحرینی بهزادی و همکاران (۲۰۱۲) در

www.SID.ir

Archive of SID

گوسفندان بلوچی و ساقی و همکاران (۲۰۱۲) در گوسفندان بلوچی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای پارامتر B به ترتیب برابر ۰/۲۸، ۰/۱۸، ۰/۱٦ و ۰/۱۸ گزارش نمودند که همه این مقادیر، از وراثت‌پذیری برآورد شده در این پژوهش برای پارامتر B در گوسفندان مغانی کمتر بود. مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی برای گوسفندان کردی و بلوچی در تحقیق مولائی و همکاران (۲۰۱۳) برای پارامتر B به ترتیب برابر ۰/۰۰۰۱ و ۰/۰۰۰۱ بود. این مقادیر واریانس، از مقدار برآورد شده در این تحقیق کمتر بودند. تفاوت موجود در برآوردهای پژوهش‌های مختلف، به نوع مدل مورد استفاده برای آنالیز، نژاد گوسفند، ساختار و حجم اطلاعات موجود برای برآورد پارامترها، تفاوت در مدیریت گله‌های مختلف و اعمال برنامه‌های اصلاح نژادی متفاوت بستگی دارد (راشدی، ۲۰۱۳).

جدول ۴- برآورد اجزاء (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی پارامتر نرخ رشد (B) در گوسفند مغانی

Table 4- Estimate of (co) variance components and genetic parameters of growth rate (B) in Moghani sheep

اجزاء/مدل Components/model	مدل ۱ Model 1	مدل ۲ Model 2	مدل ۳ Model 3	مدل ٤ Model 4	مدل ٥ Model 5	مدل ٦ Model 6
واریانس ژنتیکی افزایشی دام σ^2_a	0.0003	0.0003	0.0004	0.0004	0.0004	0.0005
واریانس ژنتیکی افزایشی مادر σ^2_m	---	---	0.0003	0.0003	0.0003	0.0003
واریانس محیطی دائمی مادری σ^2_{pe}	---	0.0002	---	---	0.0001	0.0001
واریانس باقیمانده σ^2_e	0.976e-03	0.837e-03	0.791e-03	0.851e-03	0.732e-03	0.729e-03
واریانس فنوتیپی σ^2_p	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
وراثت پذیری مستقیم h^2_a	0.25±0.004	0.24±0.003	0.31±0.003	0.27±0.003	0.29±0.01	0.35±0.003
وراثت پذیری مادری h^2_m	---	---	0.23±0.001	0.19±0.002	0.19±0.001	0.19±0.002
کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری σ_{am}	---	---	---	-0.0001	---	-0.0001
همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری r_{am}	---	---	---	-0.44	---	-0.33
واریانس فنوتیپی ناشی از محیط دائمی مادر c^2	---	0.14±0.005	---	---	0.11±0.01	0.03±0.01

مدل مناسب از بین شش مدل مختلط برازش شده، برای متغیر نرخ بلوغ، بر اساس کمترین مقدار واریانس باقیمانده انتخاب شد. مدل ٥ واریانس باقیمانده یکسان با مدل ٦ داشت ولی چون مدل ساده‌تر بود به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. این مدل دارای اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان، اثرات ژنتیکی مادری و اثرات محیطی دائمی مادری است. کواریانس بین مادر و فرزند در این مدل صفر در نظر گرفته می‌شود که باعث سادگی این مدل نسبت به مدل ٦ شد. بر اساس نتایج بدست آمده (جدول ٥)، مقادیر واریانس ژنتیکی افزایشی دام، واریانس ژنتیکی مادری، واریانس محیطی دائمی مادری و واریانس فنوتیپی به ترتیب برابر ۰/۰۸، ۰/۰٥، ۰/۰۰٦ و ۰/۳۸ برآورد گردید. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم برای این پارامتر ۰/۰۰٥±۰/۲۱ محاسبه شد. وراثت‌پذیری مادری برآورد شده برای این پارامتر ۰/۰۰۱±۰/۱۲ بود. مقدار c^2 (نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از اثرات

www.SID.ir

Archive of SID

محیطی دائمی مادر است) برای نرخ بلوغ ۰/۰۰٤±۰/۰۲ برآورد گردید. مولائی و همکاران (۲۰۱۳)، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای نرخ بلوغ در گوسفندان بلوچی ۰/۰۵ گزارش نمودند.

جدول ۵- برآورد اجزاء (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی پارامتر نرخ بلوغ (K) در گوسفند مغانی

Table 5- Estimate of (co) variance components and genetic parameters parameter of mature rate (K) in Moghani sheep

اجزاء/مدل Components/model	مدل ۱ Model 1	مدل ۲ Model 2	مدل ۳ Model 3	مدل ٤ Model 4	مدل ٥ Model 5	مدل ٦ Model 6
واریانس ژنتیکی افزایشی دام σ^2_a	0.05	0.04	0.08	0.08	0.08	0.08
واریانس ژنتیکی افزایشی مادر σ^2_m	---	---	0.05	0.05	0.05	0.05
واریانس محیطی دائمی مادری σ^2_{pe}	---	0.009	---	---	0.006	0.006
واریانس باقیمانده σ^2_e	0.322	0.316	0.291	0.228	0.287	0.287
واریانس فنوتیپی σ^2_p	0.37	0.37	0.37	0.38	0.38	0.38
وراثت پذیری مستقیم h^2_a	0.12±0.003	0.12±0.003	0.21±0.001	0.22±0.004	0.21±0.005	0.21±0.005
وراثت پذیری مادری h^2_m	---	---	0.12±0.001	0.13±0.002	0.12±0.001	0.12±0.001
کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری σ_{am}	---	---	---	-0.04	---	-0.04
همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری r_{am}	---	---	---	-0.68	---	-0.67
واریانس فنوتیپی ناشی از محیط دائمی مادر c^2	---	0.02±0.003	---	---	0.02±0.003	0.02±0.004

مقدار وراثت‌پذیری گزارش شده توسط مؤمن و اسلمی‌نژاد (۲۰۱۲)، برای گوسفندان بلوچی ۰/۰۳ بود. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی روی گوسفندان هورو، مقدار وراثت‌پذیری نرخ بلوغ را ۰/۱٤ برآورد نمودند. این مقادیر گزارش شده از وراثت‌پذیری نرخ بلوغ، کمتر از مقدار برآورد شده برای این صفت در گوسفندان مغانی در پژوهش حاضر بود. بحرینی بهزادی و همکاران (۲۰۱۲) و ساقی و همکاران (۲۰۱۲) نیز مقادیری کمتر از مقدار برآورد شده در این تحقیق (۰/۲۱) را برای گوسفندان بلوچی گزارش کردند. مقادیر گزارش شده توسط این محققین به ترتیب برابر ۰/۱۵ و ۰/۱ بود. بطائی و لروی (۱۹۹۸) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای نرخ بلوغ (K) در گوسفندان مهربان، ۰/٤٥ گزارش نمودند که از مقدار برآورد شده در این تحقیق (۰/۲۱) بیشتر بود. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) علت تفاوت وراثت‌پذیری نرخ بلوغ در تحقیقات مختلف را تفاوت شرایط زیست محیطی، وضعیت چرای گوسفندان و مدیریت در طی سال‌های جمع‌آوری داده‌ها گزارش کردند.

جدول ٦ بیانگر وراثت‌پذیری و همبستگی‌های بین پارامترهای الگوی رشد، در گوسفندان مغانی با استفاده از تجزیه و تحلیل چندمتغیره حاصل از آنالیز بیزی است. اعداد روی قطر وراثت‌پذیری پارامترها، اعداد بالای قطر، همبستگی ژنتیکی بین پارامترها، اعداد زیر قطر همبستگی فنوتیپی و اعداد داخل پرانتز، همبستگی باقیمانده بین پارامترهای الگوی رشد را نشان می‌دهند. مقدار

www.SID.ir

Archive of SID

وراثت‌پذیری بدست آمده از تجزیه و تحلیل چند متغیره برای سه پارامتر وزن بلوغ، نرخ رشد و نرخ بلوغ، به ترتیب برابر ۰/۰۰۲±۰/۳، ۰/۰۰۲±۰/۲۹ و ۰/۰۰۲±۰/۲۹ بود. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) در تحقیقی که روی گوسفند هورو انجام دادند، بیشترین وراثت‌پذیری را برای وزن بلوغ (۰/۲۹) و کمترین وراثت‌پذیری را برای نرخ بلوغ (۰/۱٤) برآورد کردند. بحرینی بهزادی و همکاران (۲۰۱۱) در تحقیقی که روی گوسفند بلوچی انجام دادند، برآورد وراثت‌پذیری کوچکتری برای پارامترهای نرخ رشد (۰/۱٦)، نرخ بلوغ (۰/۱۵) و وزن بلوغ (۰/۰٦) داشتند. علت تفاوت وراثت‌پذیری پارامترهای الگوی رشد در تحقیقات مختلف، می‌تواند به دلیل تفاوت در شرایط زیست محیطی، وضعیت چرای گوسفندان و مدیریت طی سال‌های جمع‌آوری داده‌ها باشد آبگاز و همکاران (۲۰۱۰). همبستگی ژنتیکی بین همه پارامترهای منحنی رشد، مثبت و کوچک بود و مقدار آن برای A و B ۰/۰۰۷، برای دو پارامتر A و k ۰/۰۰۱ و برای B و k ۰/۰۰۹ بود. در مطالعات انجام شده برای برآورد همبستگی ژنتیکی بین پارامترهای مختلف منحنی رشد، گزارش‌های متفاوتی ارائه شده است. بطائی و لروی (۱۹۹۸)، همبستگی ژنتیکی بین دو پارامتر A **و** B را ۰/۱۲-، بین **A و K را** ۰/٤- و بین B **و** K را ۰/۹۵ برای گوسفندان مهربان، گزارش نمودند. همبستگی ژنتیکی بین وزن بلوغ و نرخ بلوغ که ۰/٤- برآورد شد، به این معنی است که با افزایش نرخ بلوغ، وزن بلوغ کاهش می‌یابد. بنابراین حیوانات زودرس نسبت به حیواناتی که دیرتر به سن بلوغ می‌رسند، در بزرگسالی وزن کمتری دارند. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰)، همبستگی ژنتیکی بین پارامترهای وزن بلوغ (A) و نرخ رشد (B) و بین نرخ رشد (B) با نرخ بلوغ (K) را مثبت و به ترتیب برابر ۰/۳۹ و ۰/۲۵ برای گوسفندان هورو برآورد نمودند. این محققین همبستگی ژنتیکی بین وزن بلوغ و نرخ بلوغ را منفی و برابر ۰/۰۷- گزارش نمودند. همبستگی مثبت بین وزن بلوغ و نرخ بلوغ، با نتایج (آبگاز و همکاران، ۲۰۱۰) که برای گوسفندان هورو این مقدار را ۰/۰۷- برآورد نمودند مغایر بود. نتایج نشان دهنده همبستگی ژنتیکی کم و مثبت میان متغیرهای مورد بررسی بود. همبستگی بین صفات مختلف نزدیک به صفر برآورد شد که براین موضوع دلالت دارد که انتخاب بر اساس هرکدام از پارامترهای رشد، اثری بر پارامتر دیگر ندارد (آبگاز و همکاران ۲۰۱۰). بر اساس نتایج به دست آمده، دامنه همبستگی فنوتیپی بین پارامترهای رشد، از ۰/۰۰۱ بین پارامتر A و K تا ۰/۰۱ بین دو پارامتر K و B متغیر بود. همبستگی فنوتیپی بین پارامترهای B و K ۰/۰۰٦ برآورد شد. آبگاز و همکاران (۲۰۱۰) مقدار همبستگی فنوتیپی را در گوسفندان هورو، برای پارامترهای A و B ۰/۰٤، برای دو پارامتر A و K ۰/۳٦- و برای دو پارامتر B و K ۰/۲۵ برآورد نمودند. ساقی و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی روی گوسفندان بلوچی، مقدار همبستگی فنوتیپی را برای پارامترهای مذکور، به ترتیب ۰/۲۱، ۰/٤۷ و ۰/٤٤- گزارش کردند. مولائی و همکاران (۲۰۱۳)، همبستگی فنوتیپی را برای پارامترهای A و B ۰/٦۸، برای دو پارامتر A و K ۰/٦٤- و برای دو پارامتر B و K ۰/۳۷- در گوسفندان کردی برآورد نمودند. این محققین همبستگی ژنتیکی را برای گوسفندان بلوچی برای پارامترهای A و B ۰/۵۷، برای دو پارامتر A و K ۰/۵٤- و برای دو پارامتر B و K ۰/۳۷- برآورد نمودند. همبستگی باقیمانده بین پارامترهای الگوی رشد در گوسفندان مغانی برای پارامترهای A و B ۰/۰۰۸، برای دو پارامتر A و K ۰/۰۰۷- و برای دو پارامتر B و K ۰/۰۱٦ برآورد شد. تفاوت در این برآوردها در گزارش‌های مختلف، می‌تواند به‌دلیل تفاوت در مدل یا روش تجزیه و تحلیل و هم‌چنین در برخی موارد به تفات‌های بین نژادی مربوط شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۶- وراثت پذیری (قطرجدول)، همبستگی ژنتیکی (بالای قطر)، همبستگی فنوتیپی (زیر قطر) و همبستگی باقیمانده (داخل پرانتز) بین پارامترهای منحنی رشد گوسفند مغانی

Table 6- Heritability (diagonal), genetic correlations (above diagonal) phenotypic correlations (below diagonal) and residual correlations (in parentheses) of growth curve parameters in Moghani sheep

	A	B	K
A	0.3±0.002	0.007	0.001
B	0.006(0.008)	0.29±0.002	0.009
K	0.001(-0.007)	0.01(0.016)	0.29±0.002

نتیجه گیری

مطالعه منحنی رشد در دام‌های گوشتی به دلایل گوناگون حائز اهمیت است. بنابراین توابعی برای توصیف منحنی رشد ارائه شده است که انتخاب بهترین تابع برای مطالعه الگوی رشد دام‌ها به نظر ضروری می‌رسد. پارامترهای مورد بررسی و اجزای مدل تحت تأثیر اثرات مورد مطالعه قرار داشتند. طبق نتایج به دست آمده، اثر عوامل محیطی بر پارامترهای الگوی رشد مهم و تأثیرگذار هستند و باید در تجزیه و تحلیل این پارامترها مورد بررسی قرار گیرند. همبستگی پایین برآورد شده بین پارامترهای منحنی رشد نشان‌دهنده اینست که انتخاب بر اساس هر کدام از پارامترهای رشد تأثیری بر پارامتر دیگر ندارد. نتایج به دست آمده در این پژوهش مغایر با نتایج برخی محققین در این زمینه بود. تفاوت موجود در برآوردهای پژوهش‌های مختلف، به نوع مدل مورد استفاده برای آنالیز، نژاد گوسفند، ساختار و حجم اطلاعات موجود برای برآورد پارامترها، تفاوت در مدیریت گله‌های مختلف و اعمال برنامه‌های اصلاح نژادی متفاوت بستگی دارد.

منابع مورد استفاده

Abegaz S, Vanwyk JB and Olivier JJ, 2010. Estimation of genetic and phenotypic parameters of growth curve and their relationship with early growth and productivity in Horro sheep. Archiv Tierzucht 53:85-94.

Akbas Y, Taskin T and Demiroren E, 1999. Comparison of several models to fit the growth curves of Kivircik and Daglic male lambs. Turk Journal of Veterinary Animal Science 23:537–554.

Arjmand M, Asadi E and Moharrari A, 2012. Determination of growth curves in Lori-Bakhtyari sheep. Master's Thesis. Shahrekord University. 60 pp.

Bahreyni MR, 2011. Genetic and phenotypic characteristics of growth curve characteristics and prediction of some carcass traits by artificial neural network in Baluchi sheep. Ph.D Thesis. Ferdowsi University.

Bahreyni MR, 2012. Estimation og genetic and phenotypic parameters for growth curve in baluchi sheep. The 12th Genetic Congress of Iran. Tehran.

Bahreyni MR, Aslami nejad A and Ebrahimzadeh M, 2010. Evaluation of Nonlinear Growth Models in Growth Prediction in Baluchi Sheep. 4th Iranian Congress of Animal Sciences, Karaj.

Bathaei SS and Leroy PL, 1996. Growth and mature weight of Mehrab Iranian fat-tailed sheep. Small Ruminant Research 22: 155-162.

Bathaei SS and Leroy PL, 1998. Genetic and phenotypic aspects of the growth curve characteristics in Mehraban Iranian fat-tailed sheep. Small Ruminant Research 29: 261-269.

Bilgin OC and Esenbuga H, 2003. Parameter estimation in non-linear growth models. Journal of Animal Production (in Turkish), 44: 81-90.

Brody S, 1945. Bioenergetics and growth. Rheingold publishing Crop., NY.

Daskiran I, Koncagul S and Bingol M, 2010. Growth characteristics of indigenous Norduz female and male lambs. Journal of Agricultural Sciences 16: 62–69.

Farhoosh T, 2003. A Study of Some Characteristics of the wool fiber of hybrid sheep (Arkhamerinus-Ghezel & Arkhamerius-Moghani). Master thesis of genetic and animal breeding. University of Tabriz.

www.SID.ir

Archive of SID

Gurcan EK, Cobano glo O and Genc S, 2012. Determination of Body weight – Age Relationship by Non – Linear Models in Japanese quail. Journal Animal and Veterinary Advances, pp: 314 – 317.

Kaps M, Herring WO and Lamberson WR, 1999. Genetic and environmental parameters for mature weight in Angus cattle. Journal of Animal Science 11: 569–574.

Karakus K, Eyduran E, Kum D, Ozdemir T and Cengiz F, 2008. Determination of the best growth curve and measurement Interval in Nuduz Male Lambs. Journal Animal Veterinary Advances 7: 1464 – 1466.

Keskin S and Daskiran I, 2007. Comparison of growth models in Norduz female Kids. Indian Veterinary Journal, pp: 1066-1068.

Kor A, Baspinar E, Karaca S and Keskin S, 2006. The determination of growth in akkeci (white goat) female kidsby various growth models. Czech Journal of Animal Science 51: 110 – 116.

Kucuk M and Eyduran E, 2010. The determination of the best growth model for Akkaraman and German blackheaded mutton x Akkaraman B1 crosbreed lambs. Bulgarian Journal of Agricultural Science 15: 90-92.

Kucuk M, Eyduran E, Bolacali M and Ozdemir T, 2009. Determination of the best growth curve for body weights of (Angora X Coloured Nohair Goat) cross-breed F1 and colored mohair goat kids. Indian Veterinary Journal 86:46-49.

Kume K and Hagno L, 2010. Study of growth curve varations for kids 0-6 months old of Alpaine goat breed in Albania. Archiva Zootechnic, 13 (2): 54-62.

Lupi Tm, Nogales S, Leon JM, Barba C and Delgado JV, 2015. Characterization of commercial and biological growth curves in the Segureña sheep breed. Animal 9: 1341-1348.

Mandal A, Roy R and Rout PK, 2008. Direct and maternal effects for body measurements at birth and weaning in -Muzaffarnagari sheep of India. Small Ruminant Research 75:123127.

Mavrogenis AP and Constantinou A, 1990. Relationships between pre-weaning growth, post-weaning growth and mature body size in Chios sheep. Animal Production, 50 (2): 271-275.

Meyer K, 2006. A program for Mixed Model Analyses by Restricted Maximum Likelihood. Animal genetics and Breeding Unit, University of New England Armidale, NSW 2351, AUSTRALIA.

Molaei M, Aslaminejad A, Shariati MM and Saghi D, 2013. Comparition of growth curve for Kordi and Baluchi sheep using NLIN function. Master Thesis of Genetic and Animal Breeding, Ferdowsi University.

Momen A and Aslaminejad A, 2012. Estimated of genetic parameters of brody growth curve in baluchi sheep. Master Thesis of Genetic and Animal Breeding, Ferdowsi University.

Naghos M, Pakdel A and Vaez R, 2012. Growth pattern in breeding lines in Arian broiler chickens.
Iranian Journal of Animal Science Research. 4:78-84.

Rashedi A, 2013. Estimation of genetic and phenotypic parameters for growth traits and wool yield in Lori-Bakhtiary sheep via Bayesian approach. Master Thesis, Ramin University. 107 pp.

Rashedi A, Fayazi J, Beigi Nasiri MT and Vatankhah M, 2016. Genetic and Phenotypic Analyses of Body Weight Traits for Lori-Bakhtiari Lambs at Different Ages. Research on Animal Production 7: 157-164.

Richards FJ, 1959. A flexible growth function for empirical use. Journal of Experimental Botany. 10(29): 290–300.

Saghi DA, Aslaminejad A, Tahmoorespur M, Farhangfar H, Nassiri M and Dashab GR, 2012. Estimation of genetic parameters for growth traits in Baluchi sheep using Gompertz growth curve function. Indian Journal of Animal Sciences, 82(8): 889–892.

Salem MMI, EL-Hedayni Dalia KA, Latif MGA and Mahdy AE, 2013. Comparison of Non-linear growth models to describe the growth curves in fattening Friesian crossbred and buffalo male calves. Alex. Journal of Agriculture Research 58: 273- 277.

Van Tassell CP and Van Vleck LD, 1995. A Manual for Use of MTGSAM. A Set of FORTRAN Programs to Apply Gibbs Sampling to Animal Models for Variance Component Estimation [DRAFT]. U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service. University of Nebraska – Lincoln.

Vuori K, Stranden I, Sevon-Aimonen ML and Mantysaari EA, 2006. Estimation of non-linear growth models by linearization: a simulation study using a Gompertz function. Genetics Selection Evolution 38:343-358.

www.SID.ir

Archive of SID

Genetic analysis of growth curve parameters obtained by nonlinear functions in Moghani sheep using Bayesian approach

A Rashedi Dehsahraei[1]*, J Fayazi[2], A Masoudi[3] and R Abdollahi Arpanahi[4]

Received: January 12, 2017 Accepted: February 6, 2018

[1]PhD Graduated Student of Genetics & Animal Breeding- Agriculture and Natural Resources Science University of Khouzestan, Iran
[2]Associate Professor, Department of Animal Science - Agriculture and Natural Resources Science University of Khouzestan, Iran
[3] PhD Graduated Student of Animal Nutrition University of Lorestan, Iran
[4] Assistant Professor, Department of Animal and Poultry Science College of Aburaihan, University of Tehran, Iran
*Corresponding Author; Email: Azar.Rashedi2010@yahoo.com

Introduction: Develop mentalists are often interested in understanding change processes; so, growth models are the most common analytical tools for examining such processes. Nonlinear growth curves are especially valuable to develop mentalists, because the defining characteristics of growth processes such as estimating initial levels, rates of changes during growth spurts, and asymptotic levels. A variety of growth models are described beginning with the linear growth model and moving to nonlinear models of varying complexity. A detailed discussion of nonlinear models is provided, highlighting the added insights into complex developmental processes associated with their use. Non-linear models can be an option to establish the mathematical behaviour of body development throughout the life of the Iranian sheep breed (Bahreini-Behzadi et al. 2010). These models require lower computational and faster convergence than other methods. Moreover, in genetic evaluation programs with large data sets, non-linear models are more advantageous. Non-linear models were analysed to describe both the biological and commercial growth curves of the Moghani sheep, one of the most important Iranian breeds. Growth models are mathematical functions which are applied for describing the growth pattern. Understanding, estimating, and capturing the defining characteristics of growth processes are key components of developmental research. The aim of this study was to estimate (co)variance components for growth curve parameters and investigate environmental effects on these parameters in Moghani sheep**.**

Material and methods: Data on body weight were collected by Jafarabad sheep-breeding station during 1995 to 2011. The number of records used to estimate (co) variance components of growth curve parameters for birth weight, weaning weight, 6-month weight, 9-month weight, and yearling weight were 7278, 5881, 5013, 2819 and 2883, respectively. Environmental factor such as, age of dam at birth, sex of lambs, type of birth, birth year, and birth season were studied on parameters of growth pattern. The procedure of SAS software was used for studying of fix effects. Based on body weight at different ages and using different initial values, each of the growth curve parameters was estimated using SAS software version 9.1 and NLIN procedure. Growth curve parameters (mature weight, growth rate, and mature rate) were estimated using 4 nonlinear regression models (brody, gompertz, logestic, and bertalanfy). After fitting different models and obtaining growth parameters, the best fit function was selected based on the amount of correction coefficient and corrected Akaeic index and the parameters of the growth pattern were calculated based on the selected function for each animal. The function has the lowest value of the Akaeic index and the highest amount of explanation coefficient, selected as the best function. Estimation of (co)variance components of growth curve parameters was conducted using Bayesian approach implemented in MTGSAM software. The number of Gibbs sampling rounds used was 200,000 rounds. Ten percent of these numbers (20,000 rounds) was burn-in. The convergence criterion for stopping repetitions in this analysis was also considered as 10 decimals (10-10). Sampling intervals of 400 and Gouss-

www.SID.ir

Archive of SID

Seidel 10000 repetitions were considered. In order to find the best model incorporating the constant and random effects affecting each of the parameters of the growth pattern, the following models, with and without regard to maternal effects including maternal additive genetic effects and permanent maternal environmental effects in the model (Meyer's models) were tested.

Results and discussion: The Von Bertalonfy model presented the highest R^2 and the lowest AIC compared with the other models and selected as the superior model. Environmental factors such as birth year, sex, and age of mother had significant effects on the mature weight (A) and growth rate (B). Fix effects of birth year and sex had significant effect on the mature rate (K), ($P<0.01$). Among the six linear models, according to minimum residual variance for mature weight model 4, for growth rate model 6, and for rate of maturity model 5 were selected. Using the most appropriate models in Bayesian approach, the direct heritability for curve parameters was 0.29±0.003, 0.35±0.004 and 0.21±0.004, respectively. The genetic correlation between all the growth curve parameters was positive and small and its value between A and B was 0.007, between both parameters A and k 0.001 and between B and k 0.009. The results obtained in this study contradicted the results of some researchers in this regard (Mollaei et al.2013). The difference in the estimates of different researches depends on the type of model used for analysis, the breed of sheep, and the structure of available information to estimate the parameters, the differences in the management of different herds and the application of different breeding programs (Bathaei and Leroy, 1998).

Conclusion: According to the results, the effect of environmental factors on the parameters of the growth pattern is important and should be investigated in the analysis of these parameters.

Keywords: Bayesian approach, Growth pattern, Moghani sheep, Nonlinear-functions

www.SID.ir