

استفاده از نمونه‌گیری گیبس برای تخمین پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گاو نجدی

مهنوش عسکری‌منش^۱، جمال فیاضی^۲، محمد تقی بیگی‌نصیری^۳، هدایت‌اله روشنفکر^۴، محمود نظری^۳ و
آذر راشدی ده صحرائی^{۴*}

۱، ۲، ۳ و ۴ به ترتیب دانش آموخته کارشناسی ارشد، اعضای هیئت علمی، مربی و دانشجوی دکتری اصلاح نژاد دام دانشگاه کشاورزی و منابع
طبیعی رامین خوزستان
*نویسنده مسئول: azar.rashedi2010@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۲۸

چکیده

هدف از انجام این مطالعه، برآورد اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی و محیطی صفات وزن بدن در سنین مختلف، در گاو نجدی با استفاده از روش آماری بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس بود. برای برآورد اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی، از رکوردهای جمع‌آوری شده توسط ایستگاه اصلاح نژاد گاو نجدی، واقع در شهرستان شوشتر طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹، استفاده گردید. صفات مورد مطالعه در این پژوهش، وزن بدن در سنین مختلف (اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، یک‌سالگی و وزن ۱۸ ماهگی) بودند. اثرات عوامل محیطی سال تولد، فصل تولد، جنس گوساله و سن مادر هنگام زایش، روی صفات وزن تولد و شیرگیری معنی دار بودند ($P < 0/05$). وزن‌های شش‌ماهگی، یک‌سالگی و ۱۸ ماهگی نیز بطور معنی‌داری تحت تأثیر عوامل اثرات ثابت سال و فصل تولد و جنس گوساله بود ($P < 0/05$). مدل مناسب به دست آمده بر اساس میزان واریانس باقی‌مانده، برای صفات اوزان تولد، شیرگیری و شش‌ماهگی، مدل ۲ بود که شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم دام و اثرات محیطی دائمی مادری بود. بهترین مدل برای وزن یک‌سالگی و ۱۸ ماهگی مدل ۱ بود که شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم دام می‌باشد. مقادیر وراثت پذیری مستقیم حاصل از نتایج مدل مناسب، برای وزن‌های تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، یک‌سالگی و ۱۸ ماهگی به ترتیب برابر، ۰/۴۵، ۰/۱۷، ۰/۱۰، ۰/۱۸ و ۰/۱۳ برآورد شد. برآوردهای پایین وراثت‌پذیری در این بررسی (به غیر از صفت وزن تولد)، می‌تواند ناشی از بالا بودن واریانس محیطی باشد. بنابراین از طریق انتخاب فنوتیپی امکان بهبود این صفات کم و پیشرفت ژنتیکی حاصل، زیاد نخواهد بود. در نتیجه، مدیریت خوب و بهبود شرایط محیطی می‌توانند نقش مهمی در تغییر عملکرد این صفات داشته باشند.

کلمات کلیدی: پارامترهای ژنتیکی، صفات رشد، نمونه‌گیری گیبس، گاو نجدی

مقدمه

در فرهنگ اصلاح نژاد، رشد به صورت افزایش در اندازه و وزن بدن طی یک دوره‌ی زمانی خاص و نمو به تمام فرآیندهای فیزیولوژیکی و مورفولوژیکی مربوط می‌شود که منجر به تغییراتی در ساختار داخلی و ظاهری شده، و با تغییر نسبت‌های بدن و همچنین عملکردهای بیولوژیکی جدید، تظاهر می‌یابد، تعریف شده است (ادریس و خسروی‌نیا، ۱۳۷۹). صفات رشد از نظر افزایش موفقیت اقتصادی لاشه تولیدی، دارای اهمیت می‌باشند. وزن تولد گوساله یکی از پارامترهایی است که اثر مهمی بر رشد گوساله، بخصوص در دوره قبل از شیرگیری دارد (متین و بوئیان، ۱۹۹۶). وزن تولد اولین شاخص رشد بوده و برای اندازه‌گیری رشد دام در مراحل بعدی رشد، به عنوان نقطه شروع مهم است. همچنین توجه به رشد بعد از شیرگیری از نظر اصلاح نژادی اهمیت زیادی دارد. زیرا در این دوره، وابستگی گوساله به مادرش از بین می‌رود و نقش ژنتیکی حیوان در بروز صفات، اهمیت بیشتری می‌یابد (خواجه گیاهی و همکاران، ۱۳۸۲). با تخمین وراثت‌پذیری به منظور پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پاسخ به انتخاب، می‌توان مناسب‌ترین روش انتخاب و سیستم آمیزش را در گله‌های پرورشی اجرا نمود. در تمامی برنامه‌های اصلاح نژادی به برآورد اجزای واریانس نیاز است. این اجزا باید به طور دقیق و صحیح با استفاده از مدل‌ها و روش‌های آماری مناسب و داده‌های صحیح و کافی، توسط فرد اصلاح‌گر برآورد گردند تا در نهایت با انتخاب حیوانات برتر از لحاظ ژنتیکی و استفاده از آن‌ها به‌عنوان والدین نسل بعدی، میانگین تولید تغییر داده شود. توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه گذشته به‌عنوان یک موضوع ثابت در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده است و در این ارتباط روش بیزی مبتنی بر روش نمونه‌گیری گیبس^۱، به‌عنوان روشی نوین و کارآمد، امروزه در سراسر دنیا و در اکثر رشته‌های علوم، مورد توجه قرار گرفته است. یکی از روش‌های متداول روش بیزی، نمونه‌گیری گیبس می‌باشد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). نمونه‌گیری گیبس، یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف^۲ (MCMC) می‌باشد. در این روش‌ها، نمونه‌هایی از درون توزیع‌های مشخص گرفته شده و به همین دلیل آنها را مونت کارلو می‌نامند. همچنین دلیل اطلاق نام زنجیره مارکوف به این روش‌ها، آن است که هر

نمونه وابسته به نمونه قبلی می‌باشد. در نمونه‌گیری گیبس، نمونه‌های تصادفی از توزیع‌های پسین حاشیه‌ای^۳، با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از توزیع‌های پسین شرطی^۴، تولید می‌شوند. در نمونه‌گیری گیبس معمولاً نمونه‌های ابتدایی حذف می‌شوند. در دوره‌های طولانی، مقدار آغازین توزیع که زنجیره ایجاد می‌کند، چون توزیع در نهایت به همگرایی می‌رسد، مؤثر نخواهد بود. اما در دوره‌های کم، نخستین مقدار آغازین در نتایج اثرگذار می‌باشد. روش نرمال جلوگیری از نتایج متأثر از مقادیر آغازین، حذف کردن تعداد کمی از نمونه‌ها است. این دورها را اصطلاحاً دوره‌های قلق‌گیری^۵ می‌نامند. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نتایج دقیق‌تری به دست آید (مرود، ۲۰۰۵). نمونه‌گیری گیبس نخستین بار توسط (گمن و گمن، ۱۹۸۴) ابداع گردید. در اصلاح دام، (ونگ و همکاران، ۱۹۹۳)، نمونه‌گیری گیبس را برای برآورد اجزای واریانس در مدل مولد نر و مدل دام مورد استفاده قرار دادند. همچنین از این روش برای مطالعه اجزای واریانس در مدل‌های با اثرات مادری، مدل‌های آستانه‌ای و مدل‌های رگرسیون تصادفی نیز استفاده شده است. همچنین این روش برای برآورد اجزای واریانس و پیش‌بینی ارزش ارثی در مدل‌های خطی-آستانه‌ای به کار گرفته شده است (مرود، ۲۰۰۵). گاو نجدی از مهمترین نژاد گاوهای بومی ایران است که در استان خوزستان پراکنده هستند. از خصوصیات مهم گاو نجدی می‌توان، قدرت تحمل درجه حرارت بالا، گوساله‌زایی خوب (یک گوساله در سال)، عدم سخت‌زایی و مقاومت در برابر انگل‌های داخلی و خارجی را نام برد که آنها را برای نگهداری و پرورش در شرایط روستا مناسب می‌سازد (نظری و همکاران، ۱۳۸۶). گاو نجدی جثه‌ای بزرگتر از سایر گاوهای محلی موجود در استان خوزستان دارد و از ویژگی‌های بارز آن، وجود برجستگی کوهانی در ناحیه جدوگاه می‌باشد. رنگ بدن این گاو، قرمز حنائی تا قهوه‌ای روشن می‌باشد و دارای قدی بلند، شکمی بزرگ، موهای نرم و براق و شاخ کوچک است (رسولی و همکاران، ۱۳۸۹). هدف اصلی از انجام این پژوهش، برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد گاو نجدی خوزستان با استفاده از روش آماری بیزی بود تا از این اطلاعات در جهت افزایش بازدهی

3- Marginal posterior distribution

4- Conditional posterior distribution

5- Burn in period

1- Gibbs sampling

2- Markov Chain Monte Carlo

گرم (بهار و تابستان) و سرد (پاییز و زمستان) تقسیم بندی شد. سن مادر در ۷ سطح، شامل مادران ۲ تا ۸ ساله تجزیه و تحلیل شد. لازم به ذکر است که مادران تا سن ۳۰ ماهگی، مادران ۲ ساله در نظر گرفته شدند. مدل آماری مورد استفاده برای بررسی اثر عوامل محیطی برای وزن تولد بدین صورت بود:

$$y_{ijklm} = \mu + by_i + bs_j + sex_k + agd_l + e_{ijklm}$$

مدل خطی آماری زیر، برای بررسی اثرات محیطی مؤثر بر صفات اوزان شیرگیری، شش‌ماهگی، یکسالگی و ۱۸ ماهگی، استفاده شد.

$$y_{ijklm} = \mu + by_i + bs_j + sex_k + agd_l + b(Ag_{ijkl} - \bar{Ag}) + e_{ijklm}$$

که اجزای این مدل شامل عوامل زیر می‌باشد:

y_{ijklm} = هر یک از مشاهدات برای صفت مورد مطالعه، μ میانگین جامعه، by_i : اثر آمین سال تولد گوساله، bs_j : اثر آمین فصل تولد گوساله، sex_k : اثر آمین جنس گوساله، agd_l : اثر آمین سن مادر هنگام زایش، b : ضریب تابعیت سن دام در وزن مربوطه، Ag_{ijkl} : سن دام هنگام وزن کشی، \bar{Ag} : میانگین سن دام هنگام وزن کشی.

به منظور بررسی اثرات مادری بر صفات مورد مطالعه، اجزای واریانس با شش مدل حیوانی تک‌متغیره مختلف برآورد گردید (مایر، ۲۰۰۰) و بر اساس میزان واریانس خطا در هر مدل، مدل مناسب انتخاب شد. بدین صورت که مدلی که کم‌ترین میزان واریانس خطا را داشت، مدل مناسب در نظر گرفته شد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۱).

$y = Xb + Z_1a + e$	(مدل ۱)
$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e$	(مدل ۲)
$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e$	(مدل ۳) $Cov(a, m) = 0$
$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e$	(مدل ۴) $Cov(a, m) = A\sigma_{am}$
$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e$	(مدل ۵) $Cov(a, m) = 0$
$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e$	(مدل ۶) $Cov(a, m) = A\sigma_{am}$

باقی‌مانده، $Cov(a, m)$: کواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری.

اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی به وسیله نرم‌افزار MTGSAM (ون تاسل و ون‌ولک، ۱۹۹۵) برآورد گردید. MTGSAM^۱ یک مجموعه برنامه به زبان فرترن (یک زبان سطح بالا برای انجام محاسبات ریاضی علمی و مهندسی) می‌باشد که با بکارگیری نمونه‌گیری گیبس در برآورد اجزای

اقتصادی استفاده شود و در نهایت با نیل به این موضوع حداکثر سوددهی در سیستم تولیدی به دست آید.

مواد و روش‌ها

این پژوهش با استفاده از اطلاعات شجره‌ای و رکوردهای وزن بدن در سنین مختلف گاو نجدی، انجام شد. داده‌های مورد استفاده، طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹، توسط ایستگاه اصلاح نژاد گاو نجدی، واقع در شهرستان شوشتر جمع‌آوری گردید. صفات مورد بررسی در این تحقیق، صفات رشد بوده و داده‌های مورد استفاده شامل ۱۶۸۹ رکورد وزن تولد، ۱۳۰۸ رکورد وزن شیرگیری، ۱۲۹۰ رکورد وزن شش ماهگی، ۱۲۱۸ رکورد وزن یکسالگی و ۹۶۱ رکورد ۱۸ ماهگی رشد بود که حاصل از ۷۱ پدر و ۵۱۴ مادر بودند. ابتدا اثر عوامل محیطی، روی صفات مورد بررسی با استفاده از رویه مدل خطی عمومی نرم‌افزار آماری SAS نسخه ۹/۱ (SAS, 2004) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. اثرات ثابت مورد مطالعه شامل، اثر فصل تولد، سال تولد، جنس گوساله و سن مادر هنگام زایش بودند که نتایج تجزیه واریانس عوامل محیطی مؤثر بر این صفات در جدول ۳ نشان داده شده است. با توجه به متفاوت بودن سن دام‌ها هنگام وزن کشی، سن دام هنگام وزن کشی، به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. برای مقایسه میانگین صفات در سطوح مختلف اثرات ثابت، از آزمون توکی-کرامر استفاده گردید. با توجه به شرایط ویژه آب و هوایی استان خوزستان، فصل تولد به صورت دو فصل

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 محیطی دائمی مادری، X : ماتریس ضرایب که اثرات ثابت را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_1 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_2 : ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_3 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، e : بردار اثرات

نمونه‌گیری گیبس در آنالیز آماری بیزی توانست برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارائه نماید. استفاده از این روش زمانی که محقق از نرمال بودن داده‌ها و تعداد کم رکوردهای مورد نظر نگران است، می‌تواند مفید باشد. همچنین پاسخ‌های روش بیزین چون میزان واریانس خطای پیش‌بینی کمتری دارند، واقعی‌تر هستند. اگر پیش‌فرض‌ها به خوبی انتخاب شوند، این ویژگی مفید برآوردهای بیزین بیشتر خود را نشان می‌دهد. در صورتی که از چرخه‌های بیشتری نمونه‌گیری گیبس استفاده شود و تعداد کمی از نمونه‌ها حذف گردند، برآوردهای معتبری از پارامترها به دست خواهد آمد. بنابراین به نظر می‌رسد نتایج حاصل از روش بیزی دقیق‌تر و معتبرتر از روش‌های دیگر باشد.

نتایج و بحث

ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره‌ای، گاوهای نجدی مورد مطالعه، در جدول ۱ نشان داده شده است. تعداد کل حیوانات موجود در شجره، ۱۸۴۷ دام منحصر به فرد بود. تعداد ۳۶۸ رأس از حیوانات موجود در شجره همخون بودند. کل پدرهای موجود در شجره، ۷۱ رأس و کل مادرها، ۵۱۴ رأس بودند. ۱۵۸ رأس از کل حیوانات، نسل پایه را تشکیل دادند. پدران نسل پایه ۱۸ رأس و مادران نسل پایه ۱۴۰ رأس بودند. این تعداد حیوان موجود در شجره، ۵۸۵ رأس دارای نتاج بوده و برای ۱۲۶۲ رأس، نتاجی ثبت نشد. پدربزرگ‌ها و مادربزرگ‌های موجود در شجره، به ترتیب برابر، ۵۵ و ۲۴۲ رأس بودند. تعداد حیوانات دارای رکورد برای هر کدام از صفات مورد مطالعه و آمار توصیفی صفات مذکور، در جدول ۲ نشان داده شده است.

(کو) واریانس، با مدل‌های حیوانی استفاده می‌شود. این نرم‌افزار، توسط ون‌تاسل و ون‌ولک (۱۹۹۵) ارائه شد. برنامه‌های MTGSAM می‌توانند، برای آنالیزهای تک‌صفتی یا برای هر یک از مدل‌های چندصفتی مورد استفاده قرار گیرند. حجم آنالیزهایی که امکان اجرا شدن دارند، به تعداد صفات و حیوانات موجود در آنالیز و همچنین به سرعت و حافظه رایانه بستگی دارد. در برنامه‌های MTGSAM برای هر صفت، اثرات ثابت و متغیر جداگانه مشخص می‌شوند. برای هر صفت در آنالیزها، یک اثر تصادفی همبسته اضافی (ژنتیک مادری) و هر تعداد از اثرات تصادفی غیرهمبسته می‌توانند استفاده شوند. نرم‌افزار MTGSAM شامل سه فایل اجرایی به نام MTGSNRM، MTGSPREP و MTGSRUN می‌باشد. برای شروع کار با نرم‌افزار، ابتدا باید مرحله NRM را اجرا نمود. در این مرحله با وارد کردن اطلاعات اولیه شجره‌ای معکوس ماتریس خویشاوندی محاسبه می‌گردد تا از این مقدار در مرحله بعد استفاده گردد. همچنین این برنامه تعداد و موقعیت رکوردهای مشترک را برای خود حیوان، پدر و مادر حیوان شناسایی می‌کند و یک ضریب خویشاوندی از حیوانات، پدرها و مادرها محاسبه می‌کند. در مرحله PREP اطلاعات اولیه مورد نظر از جمله تعداد و موقعیت ستون‌های متغیرهای عددی (شجره و اثرات ثابت) و همچنین متغیرهای واقعی (متغیرهای کمکی و صفات)، برای مشخص شدن اثرات ثابت، تصادفی و متغیر کمکی از کاربر پرسیده می‌شود. برنامه PREP پس از خواندن فایل دیتای اصلی، با افزایش تعداد سطوح اثرات ثابت و تصادفی، یک فایل دیتای جدید تولید می‌کند که این اطلاعات در ساخت معادله‌های مدل مختلط مورد استفاده قرار می‌گیرند. اهمیت برنامه RUN در تولید نمونه‌گیری گیبس برای اجزای واریانس، اثرات ثابت و تصادفی تحت یک مجموعه‌ای از گزینه‌های قابل انتخاب است. در این برنامه مقادیر پیش‌فرض، برای ایجاد مقادیر مورد انتظار از توزیع پیشین اجزای واریانس، (کو) واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، مادری، محیطی و باقی‌مانده در نظر گرفته می‌شود. همچنین در این برنامه مواردی چون تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس و معیار همگرایی برآوردها در نظر گرفته می‌شود (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). در پژوهش حاضر، تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، ۱۰۰۰۰ دور، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس، ۱۰۰۰۰ دور، تعداد دورهای سوخته ۱۰۰۰۰ دور، فاصله نمونه‌گیری ۲۰۰ و معیار همگرایی برآوردها، $[10^{-1}]$ در نظر گرفته شد.

جدول ۱- ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره‌ای گاوهای نجدی مورد مطالعه

اطلاعات	تعداد	اطلاعات	تعداد
کل حیوانات	۱۸۴۷	حیوانات غیر از نسل پایه	۱۶۸۹
حیوانات هم خون	۳۶۸	پدران غیر از نسل پایه	۵۳
کل پدرها	۷۱	مادران غیر از نسل پایه	۳۷۴
کل مادرها	۵۱۴	کل اجداد	۲۹۷
حیوانات دارای نتاج	۵۸۵	پدر بزرگ‌ها	۵۵
حیوانات بدون نتاج	۱۲۶۲	مادر بزرگ‌ها	۲۴۲
حیوانات نسل پایه	۱۵۸	اجداد والدین	۱۶۷
پدران نسل پایه	۱۸	اجداد پدرها	۴۴
مادران نسل پایه	۱۴۰	اجداد مادرها	۱۲۳

جدول ۲- آمار توصیفی صفات رشد در گاوهای نجدی

صفات	تعداد	میانگین (کیلوگرم)	تغییرات (درصد)	حداقل (کیلوگرم)	حداکثر (کیلوگرم)
وزن تولد	۱۶۸۹	۱۸/۱۲±۰/۰۷	۱۴/۶۵	۱۲	۳۰/۵
وزن شیرگیری	۱۳۰۸	۴۰/۹۲±۰/۲۷	۱۸/۴۹	۱۴	۸۷
وزن ۶ ماهگی	۱۲۹۰	۵۸/۲۵±۰/۴۳	۲۰/۹۶	۲۰	۱۳۰
وزن یکسالگی	۱۲۱۸	۱۰۸/۷۴±۰/۷۵	۱۸/۹۷	۳۵/۵	۲۱۰
وزن ۱۸ ماهگی	۹۶۱	۱۸۷/۷۶±۱/۳۷	۱۶/۶۴	۵۴	۳۷۴

معنی‌دار است. اثر ثابت فصل تولد، روی صفات رشد گاو نجدی، در این مطالعه، مهم و معنی‌دار بود ($P < 0/01$). همانطور که در جدول ۳ نشان داده شد، بالاترین میانگین وزن بدن در فصل سرد و کمترین آن در فصل گرم مشاهده شد. دلیل این امر را می‌توان چنین عنوان کرد که فصل تولد می‌تواند روی وفور غذا، خوش‌خوراکی، میزان خشبی شدن علوفه مصرفی و نیز ایجاد تنش گرمایی و کم‌اشتهایی روی میزان مصرف خوراک مؤثر باشد، که به تبع آن وزن بدن تحت تأثیر قرار می‌گیرد (متین و بوئیان، ۱۹۹۶، سالکز و همکاران، ۲۰۰۶، آبی راجارا و همکاران، ۲۰۰۷ و طاهری و همکاران، ۲۰۰۹). سن مادر هنگام زایش، تأثیر معنی‌داری بر وزن تولد و وزن شیرگیری داشت ($P < 0/01$). اثر سن مادر بر وزن شش‌ماهگی، در سطح خطای ۰/۰۵ معنی‌دار بود ($P < 0/05$). اثر سن مادر، بر صفات وزن یکسالگی و وزن ۱۸ ماهگی، معنی‌دار نبود ($P > 0/05$). مادران ۲ تا ۴ سال، در همه صفات، گوساله‌های با وزن کمتری نسبت به مادران ۴ تا ۸ ساله داشتند. علت معنی‌دار بودن اثر سن مادر بر صفات رشد، احتمالاً به درجه تکامل رشد جسمی، وزن بدن، دستگاه تناسلی و تولید شیر بیشتر توسط مادر، در سنین بالاتر مربوط می‌شود (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). تفاوت مادران در سنین مختلف، می‌تواند بخاطر بزرگتر شدن رحم مادر و محیط بزرگ‌تر و مناسب‌تر شدن آن برای تغذیه جنین و نیز

میانگین حداقل مربعات و خطای معیار صفات مورد مطالعه به تفکیک اثرات ثابت مورد بررسی، در جدول ۳ نشان داده شده است. اثر ثابت سال تولد روی همه صفات مورد بررسی معنی‌دار ($P < 0/01$) بود. در بین سال‌ها نوساناتی در اوزان بدن دیده شد. عوامل اقلیمی، مدیریت، تغذیه و بهداشت، طی سال‌های مختلف متغیر می‌باشد. سال تولد از طریق تفاوت در شرایط اقلیمی، محیطی و مدیریتی سبب نوسانات و تغییر در وزن بدن، در سنین مختلف می‌شود. به طوری که تغییرات در میزان رطوبت و دمای محیط، به طور مستقیم، بر تغذیه و چرا در مرتع و در نتیجه افزایش یا کاهش وزن فرزند اثر دارد. شرایط متغیر آب و هوایی (میزان بارندگی سالانه، رطوبت و دمای محیط) که کیفیت و کمیت علوفه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، سبب تغییرات در میزان مواد غذایی در دسترس حیوان و تأمین احتیاجات لازم می‌شود. به این ترتیب صفات از تولد تا شیرگیری را به طور مستقیم، وزن تولد را به دلیل تغییرات در شرایط محیطی مادری، به طور غیر مستقیم و صفات بعد از شیرگیری را به صورت تأثیری که بر تغذیه خود فرزند دارد، تحت تأثیر قرار می‌دهد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۱). (پیکو و همکاران، ۲۰۰۴ و گنزالز و همکاران، ۲۰۰۹)، اثر معنی‌دار سال تولد را بر صفات رشد گزارش کرده‌اند و (رزبوسکا و همکاران، ۲۰۰۱) گزارش نمودند، که اثر سال تولد تنها بر وزن تولد

مؤثر بوده اما ثبت و رکوردگیری نشدند، قرار دادن آن‌ها در مدل امکان‌پذیر نبوده و سبب زیاد شدن واریانس کل شد، ولی به‌وسیله مدل کنونی و با رکوردهای ثبت شده امکان توجیه نداشت که سبب برآورد پایین مقدار ضریب تبیین شد. ضریب تغییرات برای صفات مذکور به ترتیب برابر، ۱۴/۶۵، ۱۸/۴۹، ۲۰/۹۶، ۱۸/۹۷ و ۱۶/۶۴ محاسبه گردید. ضریب تغییرات، معیاری نسبی از پراکنش است و به صورت درصد بیان می‌شود. این معیار فاقد واحد است، بنابراین برای مقایسه به کار می‌رود. هر چه مقدار ضریب تغییرات بیشتر باشد، پراکنش داده‌ها بیشتر است (کاپس و ویلیام، ۲۰۰۴).

اجزای (کو) واریانس صفات رشد قبل از شیرگیری: نتایج برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات رشد قبل از شیرگیری، در جدول ۴ نشان داده شده است. مدل مناسب به دست آمده بر اساس میزان واریانس باقی‌مانده، برای صفات وزن تولد و وزن شیرگیری، مدل ۲ بود که حاوی اثرات ژنتیکی مستقیم حیوان و اثرات محیطی دائمی مادری بود. این نتیجه نشان داد که گاوهای این نژاد، در ماه‌های ابتدایی زندگی بیشتر از زمان‌های دیگر تحت تأثیر عوامل مادری قرار دارند. صفات رشد در حیوانات اهلی نه تنها به‌وسیله ظرفیت ژنتیکی خود حیوان، بلکه تحت تأثیر عوامل مادری نیز می‌باشند. در پستانداران، مادر علاوه بر ژن‌های منتقل شده به فرزند، از طریق سیتوپلاسم و محیط رحمی در دوره قبل از تولد و از طریق مراقبت‌ها و رفتارهای مادری و تولید شیر در دوره بعد از تولد، بر فنوتیپ فرزند اثر می‌گذارد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). به عبارت دیگر، اثرات مادری ممکن است به هر اثری که والد ماده در بروز فنوتیپ نتاج خود اعمال می‌کند، اطلاق شود. به عنوان مثال مادر با تولید شیر زیاد، علاوه بر اینکه این استعداد ژنتیکی خود را می‌تواند به نتاج منتقل کند، می‌تواند به واسطه تولید شیر زیاد، سبب بهبود افزایش وزن روزانه و وزن شیرگیری نتاج خود شود (دوگما و همکاران، ۲۰۰۲). مقادیر برآورد شده وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات وزن تولد و وزن شیرگیری، بر اساس نتایج حاصل از مناسب‌ترین مدل، به ترتیب برابر ۰/۱۷، ۰/۴۵، ۰/۱۷ بود. مقدار وراثت‌پذیری برآورد شده برای وزن تولد، از مقدار گزارش شده توسط موریلو و همکاران (۲۰۱۲)، برای وزن تولد گاوهای نژاد سیمنتال بیشتر بود. این محققین، مقدار وراثت‌پذیری را برای وزن تولد، ۰/۱۷ گزارش نمودند.

افزایش مقدار ذخیره بدنی مادر، با بالا رفتن سن تا هشت‌سالگی باشد (عسکری‌منش و همکاران، ۱۳۹۰). در تحقیق حاضر همان‌طور که ذکر شد، اثر سن مادر فقط بر اوزان تولد و شیرگیری و شش‌ماهگی، معنی‌دار شد و در سنین بالاتر به دلیل قطع ارتباط مادر و فرزند، این اثر معنی‌دار نشد. اثر جنسیت گوساله متولد شده، بر تمام صفات مورد مطالعه، در سطح بالایی معنی‌دار بود ($P < 0/01$). براگا و همکاران (۲۰۰۰) و کاسو و همکاران (۲۰۱۰)، اثر جنس را بر صفات رشد گوساله، مهم و معنی‌دار گزارش نمودند. معمولاً جنس نر در مقایسه با جنس ماده، داری وزن سنگین‌تری می‌باشد. تفاوت در وزن بدن در دو جنس نر و ماده می‌تواند به دلیل تفاوت کروموزوم‌های جنسی و احتمالاً تفاوت در وجود جایگاه‌های ژنی مربوط به رشد، خصوصیات فیزیولوژیکی و تفاوت در نوع و ترشح هورمون‌ها، به خصوص هورمون‌های جنسی که سبب رشد حیوانات می‌شوند، باشد. به طوری که هورمون استروژن روی رشد استخوان‌های دراز در جنس ماده، اثر محدودکننده‌ای دارد که می‌تواند یکی از دلایلی باشد که معمولاً جنس ماده دارای جثه کوچک‌تر و وزن سبک‌تری نسبت به جنس نر است (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱ و راشدی و همکاران، ۱۳۹۱). مقدار ضریب تبیین (R^2) برای صفات اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، یکسالگی و وزن ۱۸ ماهگی، به ترتیب برابر، ۰/۲۲، ۰/۴۲، ۰/۴۰، ۰/۳۸ و ۰/۴۷ برآورد گردید. ضریب تبیین یا تعیین مقدار نسبتی از کل تغییرات است که به وسیله مدل، توجیه یا بیان می‌شود. مقدار ضریب تبیین، بین صفر تا یک، متغیر است (کاپس و ویلیام، ۲۰۰۴). دلیل پایین بودن ضریب تبیین در این پژوهش را می‌توان چنین عنوان کرد که بخشی از واریانس کل، مربوط به اثرات ژنتیکی دام بوده که در این مرحله از آنالیز قرار دادن این اثرات در مدل امکان‌پذیر نبود، ولی در مرحله بعد، با توجه به استفاده از معادلات مدل مختلط (MME)، هر دو گروه اثرات محیطی و ژنتیکی وارد مدل شدند. از دلایل دیگر پایین بودن ضریب تبیین به زیاد بودن تعداد سطوح اثرات محیطی می‌توان اشاره کرد که محقق در این مسأله دخالتی نداشت. زیاد بودن سطوح سبب شده برخی از دسته‌های ایجاد شده دارای تعداد رکورد زیاد و برخی تعداد رکورد کمی داشته باشند. در این صورت مجموع مربعات صورت کسر R^2 کم شده که سبب پایین آمدن مقدار کل R^2 شد. همچنین به دلیل اثر عوامل دیگری که بر تولید

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات صفات رشد (کیلوگرم) در گاو نجدی

اثر/صفت	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن ۶ ماهگی	وزن یکسالگی	وزن ۱۸ ماهگی
میانگین کل	۱۸/۱۲±۰/۰۷	۴۰/۹۲±۰/۲۷	۵۸/۲۵±۰/۴۳	۱۰۸/۷۴±۰/۷۵	۱۸۷/۷۶±۰/۳۷
سال تولد	**	**	**	**	**
سن مادر	**	**	*	ns	ns
۲	۱۸/۲۹±۰/۱۴ ^{cd}	۳۹/۱۹±۰/۸۳ ^b	۵۸/۰۴±۱/۳۹ ^{de}	۱۰۵/۶۶±۲/۲۸ ^{ab}	۱۸۶/۲۴±۳/۸۷ ^{ad}
۳	۱۷/۷۷±۰/۱۱ ^d	۴۰/۳۱±۰/۵۲ ^b	۵۹/۷۵±۰/۹۱ ^{bcc}	۱۰۷/۵۰±۱/۴۳ ^{bc}	۱۸۳/۹۹±۲/۵۱ ^{bc}
۴	۱۸/۷۵±۰/۲۹ ^{bc}	۴۱/۰۹±۰/۶۲ ^b	۵۸/۹۰±۱/۰۴ ^{cc}	۱۰۷/۰۰±۱/۶۴ ^{bc}	۱۸۳/۰۱±۲/۷۵ ^{bd}
۵	۲۱/۷۸±۰/۵۱ ^a	۴۱/۸۴±۰/۶۹ ^{bc}	۶۱/۱۷±۱/۱۴ ^{be}	۱۱۲/۹۹±۱/۸۹ ^{ac}	۱۹۲/۸۷±۳/۲۶ ^{ac}
۶	۱۹/۳۰±۰/۳۳ ^{bcd}	۴۳/۷۹±۰/۷۸ ^{ac}	۶۳/۵۶±۱/۳۱ ^{ad}	۱۰۹/۸۳±۲/۱۸ ^{ac}	۱۸۹/۱۴±۳/۷۹ ^{ac}
۷	۱۹/۸۵±۰/۲۶ ^b	۴۳/۲۵±۰/۸۴ ^a	۶۱/۹۹±۱/۴۱ ^{abd}	۱۰۹/۸۲±۲/۳۴ ^a	۱۹۰/۰۵±۴/۱۳ ^{ac}
۸	۱۹/۵۳±۰/۲۱ ^b	۴۲/۶۳±۰/۴۵ ^a	۶۰/۹۴±۰/۷۶ ^{ad}	۱۰۹/۷۴±۱/۱۳ ^a	۱۸۵/۱۱±۱/۹۲ ^{ac}
فصل تولد	**	*	**	**	ns
گرم	۱۹/۰۰±۰/۱۳ ^b	۴۱/۲۶±۰/۳۸ ^b	۵۹/۳۷±۰/۶۶ ^b	۱۰۶/۴۴±۰/۹۹ ^b	۱۸۶/۹۸±۱/۷۳ ^b
سرد	۱۹/۶۴±۰/۱۴ ^a	۴۲/۲۱±۰/۴۱ ^a	۶۱/۹۷±۰/۷۲ ^a	۱۱۱/۴۳±۰/۹۷ ^a	۱۸۷/۴۲±۱/۶۹ ^a
جنس گوساله	**	**	**	**	**
نر	۲۰/۱۳±۰/۱۳ ^a	۴۳/۲۵±۰/۳۸ ^a	۶۳/۲۹±۰/۶۶ ^a	۱۱۳/۰۵±۰/۹۸ ^a	۱۹۹/۰۷±۱/۷۷ ^a
ماده	۱۸/۵۱±۰/۱۴ ^b	۴۰/۲۱±۰/۴۱ ^b	۵۷/۹۵±۰/۷۱ ^b	۱۰۴/۸۲±۰/۹۷ ^b	۱۷۵/۳۳±۱/۶۹ ^b
متغیر کمکی سن دام هنگام وزن کشی	-----	۰/۳۹۶ ^{**}	۰/۲۵۶ ^{**}	۰/۳۲۸ ^{**}	۰/۲۸۰ ^{**}
R ²	۰/۲۲	۰/۴۲	۰/۴۰	۰/۳۸	۰/۴۷
%CV	۱۴/۶۵	۱۸/۴۹	۲۰/۹۶	۱۸/۹۷	۱۶/۶۴

* و ** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ و ns نشان دهنده عدم معنی‌دار بودن آماری است. میانگین‌های داخل هر گروه، به جز آنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌دار دارند.

به دست آمده توسط مارکوس و همکاران (۲۰۰۰) مطابقت داشت. این محققین مقدار وراثت‌پذیری وزن شیرگیری را ۰/۱۷ محاسبه نمودند. این وراثت‌پذیری، از مقادیر گزارش شده برای این صفت، توسط روسالز آلدی و همکاران (۲۰۰۴)، برای گاوهای گوشتی سیمنتال (۰/۲۶) و لوپس و همکاران (۲۰۱۳)، برای گاوهای نلور (۰/۴۳) کمتر بود. بولدمن و همکاران (۱۹۹۱)، گراسر و هاموند (۱۹۹۵) و موریلو و همکاران (۲۰۱۲)، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای گاوهای سیمنتال به ترتیب ۰/۱۳، ۰/۱ و ۰/۱۴ گزارش نمودند که از مقدار برآورد شده در این پژوهش کمتر بود. با توجه به وراثت‌پذیری به دست آمده برای وزن شیرگیری (۰/۱۷)، ممکن است این صفت به وسیله انتخاب مستقیم تغییر کند، اما پاسخ به انتخاب برای این صفت آهسته خواهد بود. وراثت‌پذیری پایین محاسبه شده برای این صفت، نشان دهنده واریانس ژنتیکی افزایشی پایین نسبت به واریانس کل است. با توجه به ثابت بودن واریانس فنوتیپی (واریانس کل)، واریانس اثرات محیطی زیاد بوده و مدیریت و شرایط تغذیه‌ای برای این دام تا شیرگیری، نیاز به بهبود دارد. با بهبود شرایط محیطی حاکم بر این گله، می‌توان عملکرد رشد را تا

مایر و همکاران (۱۹۹۳)، در مطالعه‌ای روی گاوهای گوشتی استرالیایی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای وزن تولد، ۰/۵۷ برآورد نمودند که از مقدار برآورد شده در این پژوهش بیشتر بود. بر اساس نتایج به دست آمده مشخص شد که اثرات محیطی مادری روی صفت وزن تولد مهم و معنی‌دار هستند. چون در دوره آبستنی، جنین به طور کامل وابسته به مادر بوده و تغذیه جنین تحت تأثیر تغذیه مادر قرار دارد و همچنین محیط رحم مادر در رشد و نمو جنین اثر گذار بوده و سبب افزایش یا کاهش وزن تولد می‌شود (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). مقدار وراثت‌پذیری مستقیم محاسبه شده برای وزن تولد، با توجه به محدودیت‌های در نظر گرفته شده در مدل‌های مختلف، بالا بود. این مقدار برآورد بالا برای وراثت‌پذیری این وزن، نشان دهنده تغییرات بالای ژنتیکی در این گله است، که این تغییرات به وسیله واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و ضریب وراثت‌پذیری نشان داده شد. بنابراین ممکن است به منظور بهبود صفات از طریق فرآیند انتخاب، پیشرفت ژنتیکی برای وزن تولد، در طول سال‌ها اتفاق افتد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده، برای وزن شیرگیری (۰/۱۷) در این پژوهش، با مقدار

اثرگذار بودند. با توجه به اهمیت اثرات مادری، در آنالیز صفات رشد، باید این اثرات در نظر گرفته شوند (لوپس و همکاران، ۲۰۱۳).

شیرگیری افزایش داد. بخشی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادری است (σ^2_m)، برای وزن تولد و وزن شیرگیری، به ترتیب برابر ۰/۱۴ و ۰/۰۳ بود. این نتایج نشان داد که اثرات مادری، بر عملکرد وزن تولد و وزن شیرگیری،

جدول ۴- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد قبل از شیرگیری در گاو نجدی

مدل ۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	اجزاء/مدل	صفت
۲/۱۱	۲/۱۶	۲/۰۱	۲/۰۹	۲/۵۷	۴/۴۸	σ^2_a	وزن تولد
۰/۹۴	۱/۱۸	۱/۱۴	۱/۲۵	---	---	σ^2_m	
۰/۱۶	۰/۷۲	---	---	۱/۱۲	---	σ^2_{pe}	
۳/۸۸	۳/۸۲	۳/۹۴	۳/۸۷	۳/۰۸	۳/۳۵	σ^2_e	
۷/۸	۷/۸۴	۷/۸۳	۷/۸۴	۷/۷۷	۷/۸۴	σ^2_p	
۰/۲۶	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۴۵	۰/۵۷	h^2_a	
۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۵	---	---	h^2_m	
۰/۰۲۱	۰/۰۰۹	---	---	۰/۱۴	---	c^2	
۰/۵۸	---	۰/۵۲	---	---	---	σ_{am}	
۹/۴	۱۱/۱۴	۸/۰۰۷	۱۱/۶۱	۱۱/۰۶	۱۲/۲۴	σ^2_a	
۰/۱۶	۰/۳۴	۰/۶۲	۰/۱۹	---	---	σ^2_m	
۱/۰۱	۰/۴۲	---	---	۱/۷۳	---	σ^2_{pe}	
۵۲/۵۳	۵۲/۰۸	۵۳/۵۶	۵۲/۰۴	۵۱/۲۹	۵۱/۶۶	σ^2_e	
۶۴/۰۱	۶۴/۲۶	۶۳/۶۹	۶۴/۳۱	۶۴/۱۹	۶۴/۴۱	σ^2_p	
۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۹	h^2_a	
۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	---	---	h^2_m	
۰/۰۱۵	۰/۰۰۶	---	---	۰/۰۳	---	c^2	
۰/۶۹	---	۰/۹۲	---	---	---	σ_{am}	

σ^2_a : واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ^2_m : واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ^2_e : واریانس باقی مانده، σ^2_{pe} : واریانس محیطی دائمی مادری، σ^2_p : واریانس فنوتیپی، h^2_a : وراثت پذیری مستقیم دام، h^2_m : وراثت پذیری مستقیم مادری، c^2 : نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است، σ_{am} : کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری

اجزای (کو) واریانس صفات رشد بعد از شیرگیری

نتایج برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات رشد بعد از شیرگیری در جدول ۵ نشان داده شده است. مدل مناسب به دست آمده، بر اساس مقدار واریانس باقی مانده برای وزن شش ماهگی، مدل ۲ بود که علاوه بر اثرات ژنتیکی مستقیم دام، شامل اثرات محیطی دائمی مادری نیز می باشد. مدل مناسب انتخاب شده برای صفات وزن یک سالگی و وزن ۱۸ ماهگی بر اساس مقدار واریانس باقی مانده، به ترتیب مدل ۱ و ۱ بود که فقط شامل اثرات ژنتیکی مستقیم دام می باشد. انتخاب این مدل ها نشان می دهد که با افزایش سن، به علت کاهش وابستگی دام به مادر، انتظار می رود که سهم اثرات مادری در واریانس فنوتیپی کم شود و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی هم کاهش پیدا کند، که با نتایج به دست آمده در این مطالعه مطابقت داشت (جدول ۵). مقدار وراثت پذیری مستقیم به دست آمده بر اساس مناسب ترین مدل برای وزن شش ماهگی، ۰/۱۰ بود. مقادیری از وراثت پذیری برای وزن شش ماهگی، توسط کریس و همکاران (۱۹۹۱) و الر و همکاران (۱۹۹۴)، برای نژادهای برانگوس و نلور گزارش شد که از مقادیر به دست آمده در

این پژوهش بیشتر بود. این محققین، مقدار وراثت پذیری مستقیم را برای وزن شش ماهگی، به ترتیب، ۰/۲۲ و ۰/۲۶ برآورد نمودند. نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادری است (c^2)، برای وزن شش ماهگی، ۰/۲۱ برآورد گردید. این نتیجه نشان داد که عوامل محیطی دائمی مادری، بر وزن شش ماهگی، مهم و اثرگذار بوده و باید در مدل آماری مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل داده ها، لحاظ گردد. برای وزن یک سالگی، مقدار وراثت پذیری برآورد شده، ۰/۱۸ بود. این برآورد مشابه گزارش مارکوس و همکاران (۲۰۰۰)، روی گاوهای نژاد سیمنتال و منزیس و همکاران (۲۰۱۳)، برای گاوهای گوشتی تاباپوآ بود. این محققین وراثت پذیری وزن یک سالگی را ۰/۱۹ محاسبه نمودند. لوپس و همکاران (۲۰۱۳)، مقدار وراثت پذیری مستقیم را برای وزن یک سالگی، در گاوهای بی شاخ سیمنتال، ۰/۷۲ برآورد نمودند، که از مقدار محاسبه شده در این پژوهش، بیشتر بود. مقدار برآورد وراثت پذیری ۰/۱۸ برای وزن یک سالگی، پایین بود. این نتیجه بیانگر این است که مقدار پیشرفت ژنتیکی حاصل از انتخاب مستقیم، برای وزن یک سالگی، ممکن است کند باشد. وراثت پذیری مستقیم وزن ۱۸ ماهگی در این پژوهش، ۰/۱۳ برآورد شد. مایر و همکاران (۱۹۹۳) وراثت پذیری مستقیم

حجم اطلاعات موجود برای برآورد اجزای واریانس، تفاوت در مدیریت گله‌های مختلف و اعمال برنامه‌های اصلاح نژادی متفاوت بستگی دارد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). به طور کلی برآوردهای پایین وراثت‌پذیری در این بررسی، می‌تواند ناشی از بالا بودن واریانس محیطی باشد. بنابراین از طریق انتخاب فنوتیپی امکان بهبود این صفات کم و پیشرفت ژنتیکی حاصل، زیاد نخواهد بود. در نتیجه، مدیریت خوب و بهبود شرایط محیطی، می‌توانند نقش مهمی در تغییر عملکرد این صفات داشته باشند.

وزن ۱۸ ماهگی را برای گاوهای گوشتی استرالیا، ۰/۲۸ برآورد کردند. منزیس و همکاران (۲۰۱۳)، مقدار وراثت‌پذیری را برای دوره انتهایی رشد، در گاوهای گوشتی تابپوآ، ۰/۱۸ گزارش نمودند. لوپس و همکاران (۲۰۱۳)، این مقدار وراثت‌پذیری را برای گاوهای نلور بی شاخ، ۰/۶۷ محاسبه نمودند. این مقادیر وراثت‌پذیری، از مقدار به دست آمده در این پژوهش برای وزن ۱۸ ماهگی کشتار، بیشتر بودند. تفاوت موجود در برآوردهای وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن بدن در سنین متفاوت، در پژوهش‌های مختلف، به نوع مدل مورد استفاده برای آنالیز، نژاد دام مورد مطالعه، ساختار و

جدول ۵- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد بعد از شیرگیری در گاو نجدی

مدل ۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	اجزاء/مدل	صفت
۱۸/۱۱	۱۸/۵۱	۱۸/۶۹	۱۹/۷۲	۲۰/۰۴	۲۳/۴۹	σ_a^2	وزن ۶ ماهگی
۰/۶۰۴	۰/۲۲	۰/۳۳	۰/۸۳	---	---	σ_m^2	
۴/۳۴	۴/۲۶	---	---	۴/۰۰۲	---	σ_{pe}^2	
۱۶۴/۸۱	۱۶۴/۴۵	۱۶۶/۹۵	۱۶۷/۰۳	۱۶۳/۷۱	۱۶۴/۷۴	σ_e^2	
۱۸۷/۴۲	۱۸۷/۴۵	۱۸۷/۵۹	۱۸۷/۶۳	۱۸۷/۷۵	۱۸۸/۲۴	σ_p^2	
۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۱۰	۱۲/۰	h_a^2	
۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	---	---	h_m^2	
۰/۰۲۳	۰/۰۲۲	---	---	۰/۲۱	---	c^2	
۰/۱۳	---	۰/۷۶	---	---	---	σ_{am}	
۹۵/۷۲	۹۰/۳۹	۹۲/۱۱	۹۱/۷۲	۹۲/۷۸	۹۷/۶۵	σ_a^2	وزن یکسالگی
۰/۲۵	۰/۱۶	۰/۶۲	۰/۳۸	---	---	σ_m^2	
۰/۴۳	۰/۲۳	---	---	۰/۶۱	---	σ_{pe}^2	
۴۱۹/۳۱	۴۲۲/۶۷	۴۲۰/۴۲	۴۲۰/۸۹	۴۲۱/۵۲	۴۱۷/۷۲	σ_e^2	
۵۱۵/۱۷	۵۱۳/۶۹	۵۱۴/۴۸	۵۱۳/۷۵	۵۱۴/۳۶	۵۱۵/۳۷	σ_p^2	
۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۷	۱۷/۰	۱۷/۰	۱۸/۰	h_a^2	
۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱	۰۰۰۷/۰	---	---	h_m^2	
۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۴	---	---	۰/۰۰۱	---	c^2	
۰/۰۶	---	۰/۱۵	---	---	---	σ_{am}	
۱۸۹/۸۱	۱۷۲/۰۸	۱۹۷/۵۳	۱۸۱/۷	۱۷۹/۱۱	۱۹۰/۹۱	σ_a^2	وزن ۱۸ ماهگی
۰/۲۱	۰/۲۸	۰/۱۹	۰/۱۵	---	---	σ_m^2	
۰/۵۷	۰/۶۴	---	---	۰/۸	---	σ_{pe}^2	
۱۲۴۲/۵۹	۱۲۵۶/۷۷	۱۲۳۴/۹	۱۲۴۷/۵۸	۱۲۵۱/۰۷	۱۲۳۴/۵۵	σ_e^2	
۱۴۳۱/۹۸	۱۴۲۸/۹۵	۱۴۳۳/۴۳	۱۴۲۹/۹۲	۱۴۳۰/۱۹	۱۴۳۱/۴۷	σ_p^2	
۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۳	۱۲/۰	۰۳۷/۰±۱۲/۰	۰/۱۳	h_a^2	
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰۰۰۱/۰	---	---	h_m^2	
۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	---	---	۰۰۰۵/۰	---	c^2	
۰/۰۶	---	۰/۱۳	---	---	---	σ_{am}	

σ_a^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_m^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_{pe}^2 : واریانس باقی‌مانده، σ_{pe}^2 : واریانس محیطی دائمی مادری، σ_p^2 : واریانس فنوتیپی، h_a^2 : وراثت‌پذیری مستقیم دام، h_m^2 : وراثت‌پذیری مستقیم مادری، c^2 : نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است، σ_{am} : کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری

نتیجه‌گیری

مادری بود. به‌طور کلی در این بررسی برآورد پارامترهای ژنتیکی پایین بود، که می‌تواند ناشی از بالا بودن واریانس محیطی باشد. در نتیجه از طریق انتخاب فنوتیپی امکان بهبود این صفات کم و پیشرفت ژنتیکی حاصل، زیاد نخواهد بود در نتیجه، مدیریت خوب و بهبود شرایط محیطی می‌توانند نقش مهمی در تغییر عملکرد این صفات داشته باشند.

در مطالعه حاضر نتایج بدست آمده برای صفت وزن تولد نشان داد که در نظر نگرفتن اثرات مادری سبب برآورد بیش از حد اجزای واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و میزان وراثت‌پذیری مستقیم شده که منجر به ارزیابی ژنتیکی ناصحیح گوساله‌ها و در نتیجه کاهش دقت انتخاب می‌شود و برخلاف نتایج بسیاری از محققین که اثر ژنتیکی مادری را برای اکثر صفات رشد مهم گزارش کردند، در تحقیق حاضر اثر محیطی دائمی مادری با اهمیت‌تر از اثر ژنتیکی افزایشی

منابع

- اریس، م. ع. و خسروی‌نیا، ح.، ۱۳۷۹. مقدمه‌ای بر اصلاح نژاد دام. انتشارت دانشگاه صنعتی اصفهان. اصفهان. صفحات ۲۸-۲۰ و صفحات ۱۳۱-۱۲۲.
- خواجه غیاثی، پ.، فتحی نسری، م. ح. و نیکخواه، ع.، ۱۳۸۲. بررسی تأثیر پدر، فصل زایش، سن مادر(زایش)، جنس گوساله و نحوه زایش(تک قلو یا دو قلو) بر روی وزن گوساله‌های هلشتاین. مجله پژوهش و سازندگی. شماره ۴۶۶۹، صفحات ۴۶-۴۲.
- راشدی، آ.، فیاضی، ج.، بیگی نصیری، م. و وطن‌خواه، م.، ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی مربوط به صفات رشد و تولید پشم در گوسفند لری بختیاری به روش بیزین. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشگاه رامین خوزستان. ۱۰۶ صفحه.
- راشدی، آ.، فیاضی، ج.، وطن‌خواه، م. و بیگی نصیری، م.، ۱۳۹۱. اثر برخی از عوامل غیر ژنتیکی بر صفات رشد گوسفند لری بختیاری. مجله تحقیقات دام و طیور. جلد اول، شماره ۴، صفحات ۶۹-۵۹.
- راشدی، آ.، فیاضی، ج.، وطن‌خواه، م. و بیگی نصیری، م.، ۱۳۹۲. برآورد اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری بختیاری با استفاده از روش نمونه‌گیری گیس. مجله پژوهش در نشخوارکنندگان. جلد اول، شماره ۳، صفحات ۱۲۸-۱۰۹.
- رسولی، آ.، خواجه، غ. و پورمهدی، م.، ۱۳۸۹. تعیین غلظت برخی از الکترولیت‌های سرم خون گاو نجدی در دو فصل سرد و گرم. مجله دامپزشکی ایران. دوره ششم. شماره ۳، صفحات ۱۱-۵.
- عسکری‌منش، م.، فیاضی، ج.، بیگی نصیری، م.، روشنفکر، ه. و نظری، م.، ۱۳۹۰. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد گاو نجدی به روش بیزین. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشگاه رامین خوزستان. ۸۳ صفحه.
- نظری، م.، بیگی نصیری، م. و فیاضی، ج.، ۱۳۸۶. ارزیابی قابلیت‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید شیر، چربی و درصد چربی گاوهای شیری نجدی با استفاده از مدل حیوانی تک و دو صفتی. مجله دامپزشکی ایران. دوره دوم، شماره ۴، صفحات ۷۹-۷۳.
- Boldman, K.G., Van Vleck, L.D., Gregory, K.E., Cundiff, L.V. 1991. Estimates of direct and maternal parameters for 200 d weight in purebred and composite lines of beef cattle. *Journal of Animal Science*. 69: 203.
- Braga Lobo, R.N., Filho, R.M., Penna, M. and Melo Lima, F.D.A. 2000. Genetic parameters for growth traits of Zebu cattle in the Semi – Arid region of Brazil. *Ciencia Animal*. 10 (1):7-12.
- Cucco, J.B.S., Ferraz, J.B.S., Eler, J.P., Balieiro, J.C.C., Mattos E.C. and Varona, L. 2010. Genetic parameters for postweaning traits in Braunvieh cattle. *Genet. Mol. Res*. 9(1): 545-553.
- Dixit, S.P., Dhillon, J.S., and Singh, G. 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. *Small of Ruminant Research*. 42: 101-104.
- Duguma, G., Schoeman, S., Cloete, S., and Jordaan, G. 2002. Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *S. African Journal of Animal Science*. 32: 66-75.
- Eler, J.P., Ferraz, J.B.S., Lobo, R.B. and Josakian, L.A. 1994. Genetic antagonism between growth and maternal ability nelore cattle. *Rev. Brasil. Genet*. 17 (1): 59 – 64.
- Geman, S. and Geman, D. 1984. Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on pattern Analysis and machine Intelligence*. 6: 721-741.
- Graser, H.U. and Hammond, K. 1985. Mixed model procedures for the Australian beef industry. I. Multiple-trait model for estimation of breeding values for 200-day and final weights of cattle. *Australian Journal of Agricultural Research*. 36: 527-535.
16. Kaps, M. and Lamberson W. 2004. *Biostatistics for Animal Science*. CABI Publishing.
- Kriese, L.A., Bertrand, J.K. and Benyshek, L.L. 1991. Genetic and environmental growth trait parameter estimates for Brahman and Brahman-derivative cattle. *Journal of Animal Science*. 69: 2362-2370.
- Lopes, F.B., Magnabosco, C.U., Paulini, F., Silva, M.C., Miyagi, E.S. and Lo`bo, R.B. 2013. Genetic Analysis of Growth Traits in Polled Nelore Cattle Raised on Pasture in Tropical Region Using Bayesian Approaches. *PLoS ONE* 8(9): e75423. doi:10.1371/journal.pone.0075423. 1-6.
- Martinez – Gonzalez, J.C. and Garcia Esquivel, F.J. 2009. Genetic parameters for growth traits in Mexican Nelore cattle. *Tropical animal health production* (2010) 42:887 – 892.
- Marques, L.F.A., Pereira, J.C.C., Oliveira, H.N., Silva, M.A., Bergmann, J.A.G. 2000. Análise de características de crescimento da raça Simental. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*. 52(5). [http:// www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-09352000000500020](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-09352000000500020) &lng=en&nrm =iso. Consulted September 24, 2011.
- Matin, A.K. and F.H. Bhuiyan. 1996. Effect of genetic and birth weight of pure and crossbred cattle in Bangladesh. *Animal Breed. Abst*. 64: 96.
- Menezes, G.R., Torres, R.A., Junior, R.A.A.T., Silver, L.O.C., Gando, A. and Euclides, R.F. 2013. Estimation of genetic parameters for growth traits in Tabapuã cattle using a multi-trait model. *Revista Brasileira de Zootecnia*. 42 (8): 570-574.
- Meyer, K. 2000. *DFREML Version 3.1: User notes*.
- Meyer, K. 1993. Estimates of covariance components for growth traits of Australian Charolais cattle. *Australian Journal of Agricultural Research*. 44: 1501-1508.

- Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. C. A. B. International. 187p.
- Murillo, V.E., Utrera, A.R., Bermudez, M. and Velazquez, G. M. 2012. Multiple breed genetic evaluation of growth traits in Simmental and Simbrah Cattle. *Tropical and Subtropical Agro ecosystems*, 15: 403 – 414.
- Pico, B.A., Naser, F.W.C. and Van Wyk, F.W.C. 2004. Genetic parameters for growth traits in South African Brahman cattle. *South African Journal of Animal Science*, 3.
- Rezaeizadeh, S. F., Roshanfekar, H. and Vaez Torshizi, R. (2001). Estimated of direct and maternal (Co)variance Component for birth weight & During pregnancy in Indigenous cattle populations Najdi. *Second Seminar of cattle and buffalo*.
- Rosales-Alday, J., Elzo, M.A., Montaña-Bermúdez, M., Vega-Murillo, V.E. 2004. Genetic parameters and trends for preweaning growth traits in the Mexican Simmental population. *Técnica Pecuaria en México*. 42: 171-180.
- Salces, C.B., Salces, A.J. and K.S. Bajenting. 2006. The genetic parameter of growth traits of Murrah Buffaloes raised under ranch. *Proceeding of the 8th world congress on genetics*. 13-18.
- SAS INSTITUTE INC., 2004. SAS Propriety Software Release 9.1 of the SAS System for Microsoft Windows. SAS Institute Inc., Cary, USA.
- Taheri, B. and Mashayekhi, M.R. 2009. Genetic study of birth weight and weaning weight in Najdi calves. *Journal of animal and veterinary. advances* 8(2): 276 – 280
- Ubirajara D. F.C., Magnabosco, C.D.U. and A.D.L. Reyes. 2007. Bayesian inference in a quantitative genetic study of growth traits in nelore cattle (*bos indicus*). *Genetic molecular* .Vol. 30 No.3 San Paolo.
- Van Tassell, C.P. and Van Vleck, L.D., 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.
- Wang, C.S., Rutledge, J.J. and Gianola, D. 1993. Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using Gibbs Sampling. *Genet. Select. Evol.* 25: 41-62.

Using Gibbs sampling to estimate genetic parameters of growth traits in Najdi cattle

M. Askari Manesh¹, J. Fayazi², M. T. Beigi Nassiri², H. Roshanfekar², M. Nazari³ and A. Rashedi Dehsahraei^{4*}

1, 2, 3, and 4*- M.Sc. Student, Faculty members, Educator and PhD. Student of Animal breeding, Ramin Agricultural and Natural Resources University respectively

*Corresponding Author Email: azar.rashedi2010@yahoo.com

Submitted: 19 March 2014

Accepted: 5 January 2015

Abstract

The aim of this study was to estimate (co)variance components and genetic parameters for body weights at different ages of Najdi cow using Gibbs sampling of Bayesian approach. For estimating (co)variance components and genetic parameters, the records collected over 21 years (1990-2010) in Najdi cattle breeding station (Shushtar city) was used. The traits were body weights in different age (birth weight, weaning weight, weight at age six months (W6), yearling weight and weight at age 18 months (W18). Environmental factors such as birth year, birth season, sex and age of mother had significant effects on birth and weaning weights ($P < 0.05$). W6, yearling, W18 were significantly influenced by birth year, birth season and sex ($P < 0.05$). The best model obtained for birth weight, weaning weight, and W6 was model 2 in which direct additive genetic effect of animal and maternal permanent environmental effects were taken into account. The best model for yearling and W18 was model 1 in which only direct additive genetic effect of animal was included. Direct heritability for birth weight, weaning weight, W6, yearling weight W18 were 0.45, 0.17, 0.10, 0.18 and 0.13, respectively. Low heritability detected in this study (except the birth weight) is due to high environmental variance. Therefore, the possibility of improving these traits through phenotypic selection is low by and the genetic progress achieved will not be high. In conclusion, good management beside improved environment quality can change the performance of the traits.

Keywords: Genetic parameters, Growth traits, Gibbs sampling, Najdi Cow