تأثیر صفات مادری در برآورد وراثت‌پذیری و تعیین عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد اولیه درگوسفند کرمانی

محمد رضا بحرینی بهزادی[۱]، فریدون افتخاری شاهرودی[۲] و دیل ون ولک[۳]

چکیده

در این پژوهش تعداد ۱۱۸۲، ۱۰۹۹ و ۱۰۹۹ رکورد مربوط به صفات وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری بره‌های گوسفند کرمانی استفاده شد. این اطلاعات در طی ۵ سال (۱۳۷۲ تا ۱۳۷۶) در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کرمانی شهر بابک جمع آوری شده بود. اثر سال تولد، سن مادر و جنس بره بر کلیه صفات معنی دار بود. نوع تولد تأثیر معنی‌داری بر وزن تولد بره‌ها نداشت ولی اثر آن بر دو صفت دیگر معنی‌دار بود. برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی از مدل دام یک متغیره و دو متغیره و روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده استفاده شد.

براساس مناسب‌ترین مدل دام برازش یافته، وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۰۶ ± ۰/۱۰ ، ۰/۰۸± ۰/۲۱ و ۰/۰۹ ± ۰/۲۲ و وراثت‌پذیری مادری برای سه صفت فوق به ترتیب ۰/۰۴± ۰/۲۷، ۰/۰۵ ± ۰/۱۵ و ۰/۰۵ ± ۰/۱۹ برآورد شد. هم‌بستگی ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی بین وزن تولد- افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، وزن تولد- وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری- وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۴۱، ۰/۸۲ و ۰/۴۸ و ۰/۹۹ و ۰/۹۹ برآورد شد. عدم حضور اثر مادری در مدل دام سبب برآورد بیش از حد وراثت‌پذیری مستقیم شد. بنابراین اثر مادری یک منبع مهم تنوع برای صفات رشد اولیه در گوسفند کرمانی است و در صورتی که از آن صرف نظر شود، باعث ارزیابی ژنتیکی ناصحیح بره‌ها می‌شود.

واژه‌های کلیدی: *اثر مادری، عوامل محیطی، پارامترهای ژنتیکی، صفات رشد اولیه، مدل دام، گوسفند کرمانی*

۱. کارشناس ارشد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه یاسوج
۲. استاد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد
۳. استاد علوم دامی، دانشگاه نبراسکا، آمریکا

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

مقدمه

هر نوع تأثیر مادر بر عملکرد فرزندان، به جز اثر ژن‌هایی که به طور مستقیم منتقل می‌شود، به عنوان اثر مادری تعریف می‌گردد (۱۸). در گوسفند، مانند سایر 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 (۲۰). بنابراین اثر مادری برای مادر ژنتیکی ولی به عنوان یک مؤلفه محیطی بر فنوتیپ فرزند اثر می‌گذارد (۱۸). بعضی از صفات در فرزندان مانند وزن تولد و وزن شیرگیری که تحت تأثیر توانایی مادر در ایجاد یک محیط مناسب جهت تغذیه بهتر قرار می‌گیرند، صفات متأثر از مادر نامیده می‌شوند. فنوتیپ یک صفت متأثر از مادر از اجزای اثر ژنتیکی مستقیم، اثر ژنتیکی غیر مستقیم، آثار محیطی دایم و آثار باقی‌مانده تشکیل شده است. اثر ژنتیکی غیر مستقیم، توانایی ژنتیکی مادر در ایجاد محیط مناسب برای فرزند و آثار محیطی دایم، تأثیرات محیطی دایم مؤثر بر توانایی مادری است (۱۴). پژوهشگران معتقدند وقتی که در برآورد مؤلفه‌های واریانس از مدل دام استفاده می‌شود، در صورتی که اثر مادری در نظر گرفته نشود، برآورد مؤلفه واریانس ژنتیکی مستقیم بیش از حد برآورد شده و در نتیجه صحت برآورد وراثت‌پذیری و سایر پارامترهای ژنتیکی کاهش می‌یابد (۱، ۱۲، ۱۵ و ۱۷). از طرفی برای به کارگیری روش مناسب انتخاب و برآورد میزان پیشرفت ژنتیکی حاصل از انتخاب به پارامترهای ژنتیکی نااریب نیاز است. بنابراین محاسبه اثر عوامل مادری موجب افزایش صحت انتخاب می‌شود و در ارزیابی‌های ژنتیکی سعی بر این است که اثر ژنتیکی مستقیم و مادری از هم جدا شوند. مدل دام یک مدل مختلط است که هر دو اثر ثابت و تصادفی در مدل وجود دارند. به دلیل این‌که در پیش بینی ارزش‌های ارثی باید برای آثار ثابت تصحیح انجام شود، این عوامل در مدل منظور می‌شوند. سال تولد، سن مادر، جنس و نوع تولد بره، عمده‌ترین عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد در گوسفند هستند که در اکثر گزارش‌ها ارایه شده است (۳، ۵، ۶، ۱۱، ۱۶ و ۲۰). برآوردهای وراثت‌پذیری متفاوتی از صفات وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری توسط پژوهشگران مختلف ارایه شده است. دامنه وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برآورد شده توسط بعضی پژوهشگران از ۰/۰۴ تا ۰/۳۹ و ۰/۰۹ تا ۰/۳۱ برای وزن تولد (۱۱، ۱۶ و ۲۰)، از ۰/۱۱ تا ۰/۲۶ و ۰/۰۳ تا ۰/۲۱ برای افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری (۴، ۵، ۱۱ و ۲۰) و از ۰/۰۹ تا ۰/۳۹ و ۰/۰۱ تا ۰/۳۸ برای وزن شیرگیری (۱۰، ۱۱ و ۱۶) گزارش شده است. هم‌بستگی بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری در هر یک از صفات فوق به ترتیب از ۰/۹۹- تا ۰/۱۷، ۰/۹۹- تا ۰/۲۶ و ۰/۹۸- تا ۰/۵۲ و هم‌بستگی ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی بین وزن تولد- وزن شیرگیری از ۰/۱۲ تا ۰/۶۱ و ۰/۵۸- تا ۰/۴۰ گزارش شده است (۱۱ و ۲۰). گزارش‌های کمی در رابطه با هم‌بستگی ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی بین وزن تولد- افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری - افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری وجود دارد. ماریا و همکاران این پارامترها را به ترتیب ۰/۰۱- و ۰/۳۷-، ۰/۵۹ و ۰/۷۹ گزارش کرده‌اند (۱۱).

هدف از این پژوهش بررسی تأثیر عوامل مادری در برآورد وراثت‌پذیری و تعیین عوامل محیطی مؤثر بر صفات وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری گوسفند کرمانی است.

مواد و روش‌ها

برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد اولیه از اطلاعات ۱۱۸۲ رأس بره حاصل از ۲۹ رأس قوچ و ۴۸۹ رأس میش، طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۶ مربوط به ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کرمانی شهر بابک استفاده شد. پرورش گله در ایستگاه مطابق با مدیریت گله‌های بومی منطقه انجام می‌شود. از نظر تغذیه در طول مدت سال از مراتع ایستگاه استفاده و در زمان فلاشینگ، قوچ اندازی و در فصل زمستان که مراتع از کیفیت خوبی برخوردار نیستند از تغذیه تکمیلی استفاده

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

می‌شود. جفت‌گیری گله در شهریور ماه به صورت کنترل شده انجام می‌شود. دوره زایش در ماه‌های بهمن و اسفند ماه است و بره‌ها در سن ۹۰ روزگی از شیر گرفته می‌شوند. تعداد رکورد مورد استفاده و مشخصات آماری صفات مورد مطالعه در جدول ۱ ارایه شده است.

به منظور تعیین عوامل محیطی مؤثر بر صفات مورد مطالعه از نرم افزار JMP و مدل‌های آماری زیر استفاده شد. برای صفت وزن تولد از مدل (۱) و برای صفات افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری از مدل (۲) استفاده شد.

$$y_{ijklmn} = \mu + B_i + A_j + S_k + T_l + I_m + e_{ijklmn} \quad (۱)$$

$$y_{ijklmn} = \mu + B_i + A_j + S_k + T_l + I_m + C_{ijklmn} + e_{ijklmn} \quad (۲)$$

در این مدل‌ها:

y_{ijklmn} = مشاهدات هر صفت، μ = میانگین جمعیت، B_i = اثرثابت سال تولد(۷۲ تا ۷۶)، A_j = اثر ثابت سن مادر (۲ تا ۵ سال)، S_k = اثر ثابت جنس بره (نر و ماده)، T_l = اثر ثابت نوع تولد (یک و دوقلو)، I_m = آثار متقابل دوتایی بین عوامل ثابت، C_{ijklmn} = اثرمتغیر کمکی سن بره در زمان اندازه‌گیری صفات افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری، e_{ijklmn} = اثر خطا می‌باشد.

مؤلفه‌های واریانس هر صفت با استفاده از روش حد اکثر درستنمایی محدود شده با برنامه MTDFREML (۸) برآورد شدند. برای برآورد وراثت‌پذیری صفات، تجزیه و تحلیل داده‌ها از طریق برازش ۶ مدل دام یک متغیره صورت گرفت. این مدل‌ها اهمیت وجود یا عدم وجود اثر عوامل مادری را در صفات مورد بررسی تعیین می‌کند.

(۳) مدل دام ۱ $y_{in} = \mu + F_i + a_n + e_{in}$

(۴) مدل دام ۲ $y_{inm} = \mu + F_i + a_n + c_m + e_{inm}$

(۵) مدل دام ۳ $y_{inm} = \mu + F_i + a_n + m_m + e_{inm}\ ,\ \delta_{am} = 0$

(۶) مدل دام ۴ $y_{inm} = \mu + F_i + a_n + m_m + e_{inm},\ \delta_{am} \neq 0$

(۷) مدل دام ۵ $y_{inm} = \mu + F_i + a_n + m_m + c_m + e_{inm}\ ,\ \delta_{am} = 0$

(۸) مدل دام۶ $y_{inm} = \mu + F_i + a_n + m_m + c_m + e_{inm}\ ,\ \delta_{am} \neq 0$

در این مدل‌ها:

y_{in} و y_{inm} = مشاهدات هر صفت، μ = میانگین جمعیت، F_i = اثرعوامل ثابت معنی دار نشان داده شده در مدل‌های (۱) و (۲)، a_n = اثر ژنتیکی مستقیم مربوط به حیوان، m_m = اثر ژنتیکی مادری، c_m = اثر محیطی دایم مادری، δ_{am} = کوواریانس بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری و e_{in} و e_{inm} = اثر خطا می‌باشد.

مناسب‌ترین مدل بر اساس آزمون نسبت درست‌نمایی انتخاب شد.

برای محاسبه وراثت‌پذیری کل از فرمول زیر استفاده شد (۱۹).

$$h^2_t = (\ \delta^2_a + ۰/۵\ \delta^2_m + ۱/۵\ \delta_{am})/\ \delta^2_P \quad [۱]$$

در این رابطه

h^2_t = وراثت‌پذیری کل، δ^2_a = واریانس ژنتیکی مستقیم، δ^2_m = واریانس ژنتیکی مادری، δ_{am} = کوواریانس بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری، δ^2_P = واریانس فنوتیپی می‌باشد.

برای برآورد هم‌بستگی بین صفات از تجزیه و تحلیل دو متغیره و از مدل دام ۱ استفاده شد.

نتایج و بحث

اثر عوامل محیطی

میانگین حداقل مربعات و خطای معیار وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری به تفکیک سال تولد، سن مادر، جنس بره و نوع تولد در جدول ۲ نشان داده شده است.

اثر سال تولد برکلیه صفات مورد بررسی معنی‌دار($P<۰/۰۱$) بود. با توجه به این‌که گوسفندان در تمام سال از مرتع استفاده می‌کنند، معنی‌دار شدن عامل سال دور از انتظار نیست که دلیل این امر شرایط آب و هوایی، میزان بارندگی سالیانه و در نتیجه وضعیت علوفه مرتع در سال‌های مختلف است. گزارش‌های بسیاری در مورد تأثیر معنی دار سال بر صفات رشد در نژادهای مختلف گوسفند وجود دارد (۱، ۳، ۵، ۶، ۱۱، ۱۶ و ۲۰).

سن میش بر کلیه صفات رشد اولیه، اثر معنی‌داری ($P<۰/۰۱$) داشت. به علت جوان بودن گله و محدود بودن

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

جدول ۱. ساختار داده‌های مورد استفاده در پژوهش

عنوان	وزن تولد	افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری	وزن شیرگیری
تعداد رکورد	۱۱۸۲	۱۰۹۹	۱۰۹۹
تعداد حیوان در مدل دام	۱۶۱۰	۱۶۱۰	۱۶۱۰
میانگین (کیلوگرم)	۳/۳۲	۰/۱۹۴	۲۱/۹۸
انحراف معیار (کیلوگرم)	۰/۴۷	۰/۰۴۷	۴/۴۰
ضریب تغییرات (درصد)	۱۴/۲۴	۲۴/۱۴	۲۰/۰۴

جدول۲. میانگین حداقل مربعات و خطای معیار صفات مورد مطالعه به کیلوگرم

منابع تغییر	وزن تولد	افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری	وزن شیرگیری
سال تولد:			
۱۳۷۲	۳/۹۹ ^{a} ± ۰/۲۵	۰/۱۷۹ ^{c} ± ۰/۰۰۵	۲۰/۹۵ ^{d} ± ۰/۵۲
۱۳۷۳	۳/۲۱ ^{b} ± ۰/۱۱	۰/۲۱۶ ^{a} ± ۰/۰۰۵	۲۳/۹۷ ^{b} ± ۰/۴۸
۱۳۷۴	۲/۷۳ ^{b} ± ۰/۱۱	۰/۲۱۹ ^{a} ± ۰/۰۰۵	۲۴/۵۴ ^{a} ± ۰/۴۶
۱۳۷۵	۳/۵۱ ^{a}± ۰/۲۳	۰/۱۴۲ ^{d} ± ۰/۰۰۵	۱۶/۵۴ ^{e} ± ۰/۴۸
۱۳۷۶	۲/۹۰ ^{c} ± ۰/۱۲	۰/۱۸۳ ^{b} ± ۰/۰۰۵	۲۰/۷۲ ^{c} ± ۰/۴۹
سن مادر:			
۲	۳/۰۳ ^{b} ± ۰/۰۸	۰/۱۷۵ ^{b} ± ۰/۰۰۵	۱۹/۹۶ ^{c} ± ۰/۴۷
۳	۳/۲۶ ^{a} ± ۰/۰۸	۰/۱۸۸ ^{a} ± ۰/۰۰۵	۲۱/۳۸ ^{a} ± ۰/۴۷
۴	۳/۳۶ ^{a} ± ۰/۰۸	۰/۱۹۵ ^{a} ± ۰/۰۰۵	۲۲/۱۴ ^{a} ± ۰/۴۶
۵ و بیشتر	۳/۴۱ ^{a} ± ۰/۱۲	۰/۱۹۲ ^{b} ± ۰/۰۰۵	۲۱/۸۹ ^{b} ± ۰/۴۶
جنس :			
نر	۳/۴۴ ^{a} ± ۰/۰۹	۰/۱۹۹ ^{a} ± ۰/۰۰۴	۲۲/۵۷ ^{a} ± ۰/۴۴
ماده	۳/۱۰ ^{b} ± ۰/۱۱	۰/۱۷۶ ^{b} ± ۰/۰۰۴	۲۰/۱۲ ^{b} ± ۰/۴۵
نوع تولد:			
یک‌قلو	۳/۳۸ ^{a} ± ۰/۰۳	۰/۱۹۷ ^{a} ± ۰/۰۰۱	۲۲/۴۲ ^{a} ± ۰/۱۰
دوقلو	۳/۱۶ ^{a} ± ۰/۱۵	۰/۱۷۸ ^{b} ± ۰/۰۰۹	۲۰/۲۷ ^{b} ± ۰/۸۶

میانگین‌های داخل هر گروه، به جز آنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری در سطح ۵ درصد با هم اختلاف معنی‌دار دارند.

تعداد میش در سنین شش و هفت سال، گروه‌های سنی شش و هفت سال به گروه سنی پنج سال مادر اضافه گردید. کمترین وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری مربوط به بره‌های متولد شده از مادران ۲ ساله بود. دلیل آن می‌تواند این باشد که مادران ۲ ساله قسمتی از مواد مغذی دریافتی را صرف رشد بدن خود می‌کنند. بره‌های متولد شده از مادران ۵ ساله دارای بیشترین وزن تولد و بره‌های متولد شده از مادران ۴ ساله دارای بیشترین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری نسبت به دیگر دوره‌های زایش می‌باشند. اکثر پژوهش‌ها نشان داده‌اند که بره‌های متولد

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

شده از مادران ۴ تا ۶ سال بیشترین وزن تولد و وزن شیرگیری را در مقایسه با میش‌های جوان‌تر و پیرتر دارند (۲ و ۴). اثر سن مادر بر صفات رشد توسط تعداد زیادی از محققین در مورد سایر نژادهای گوسفند معنی‌دار گزارش شده است (۶، ۱۰ و ۱۶).

جنس بره بر تمام صفات مورد بررسی اثر معنی‌داری ($P<۰/۰۵$) داشت. بره‌های نر نسبت به بره‌های ماده در وزن تولد، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری به طور متوسط ۰/۳۴، ۰/۰۲۳، ۲/۴۵ کیلوگرم برتری داشتند. بالاتر بودن تمام صفات در جنس نر را می‌توان در اثر عوامل فیزیولوژیکی مانند ترشح هورمون‌های مسئول رشد دانست. وجود تفاوت معنی دار در صفات رشد بره های نر و ماده توسط محققین دیگر نیز گزارش شده است (۳، ۵، ۶، ۱۰، ۱۱، ۱۶ و ۲۰).

نوع تولد تأثیر معنی‌داری بر وزن تولد بره‌ها نداشت. اختلاف معنی‌دار بین میانگین افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و وزن شیرگیری بره‌های یک‌قلو و دوقلو می‌تواند به علت رقابت در شیر خوردن بره‌های دوقلو پس از تولد باشد که باعث تفاوت سرعت رشد آنها با بره‌های یک‌قلو و در نتیجه کمتر بودن رشد روزانه و وزن شیرگیری آنها می‌شود. گزارش‌های بسیاری در مورد تأثیر معنی‌دار نوع تولد بر صفات رشد نژادهای مختلف گوسفند وجود دارد (۳، ۵، ۶، ۱۱، ۱۶ و ۲۰).

برآورد پارامترهای ژنتیکی

مؤلفه‌های (کو)واریانس و وراثت‌پذیری‌ها به تفکیک مدل‌های دام مختلف در جدول ۳ ارایه شده است.

همان‌گونه که در جدول ۳ نشان داده شده است، مؤلفه واریانس ژنتیکی مستقیم برای همه صفات مورد بررسی برآورد شده به وسیله مدل دام ۱ بزرگ‌تر از مقدار آن در سایر مدل‌ها می‌باشد. به روشنی مشخص می‌شود وقتی که فقط اثر تصادفی حیوان در مدل باشد، مؤلفه‌های واریانس نسبت داده شده به سایر آثار تصادفی، در مؤلفه واریانس ژنتیکی مستقیم ظهور پیدا کرده و باعث برآورد بالاتر ضریب وراثت‌پذیری مستقیم می‌شود. نتایج سایر تحقیقات انجام شده نیز نشان داده است که وقتی جهت برآورد مؤلفه‌های واریانس از مدل دام استفاده شود، و آثار مادری بخشی از تنوع صفت مورد نظر را به خود اختصاص دهد اما در مدل لحاظ نشود، باعث برآورد بیش از حد ضریب وراثت‌پذیری مستقیم می‌شود (۱، ۷، ۱۲، ۱۵ و ۱۷). میزان برآورد واریانس ژنتیکی مستقیم درمدل دام ۱ با قرار دادن اثر عوامل محیطی دائم مادری (مدل دام ۲) و اثر ژنتیکی مادری (مدل دام ۳) کاهش پیدا کرد و تغییر در میزان لگاریتم درست‌نمایی (logL) معنی‌دار بود. ولی مدل دام ۲ هم نسبت به مدل‌های دام ۳ تا ۶، مؤلفه واریانس ژنتیکی مستقیم را بیش از مقدار برآورد نمود. در تمامی صفات مورد بررسی، مدل‌های دام ۳ تا ۶ از نظر آماری تفاوت معنی‌داری با یکدیگر نداشتند. اضافه کردن کوواریانس بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری (مدل دام ۴) تغییر معنی‌داری در لگاریتم درست‌نمایی (logL) ایجاد نکرد. در بررسی حاضر، میزان واریانس محیطی دائم مادری بسیار کوچک بوده، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در گوسفند کرمانی اثر ژنتیکی مادری اهمیت بیشتری از اثر محیطی مادری دارد. پس برای هر سه صفت مورد مطالعه، مدل دام ۳ به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد.

در مطالعه واعظ ترشیزی و همکاران (۱۷) مدل دام برازش شده مناسب برای وزن تولد و وزن شیرگیری، مدل دام ۴ ولی در مطالعه مورتیمر و آتکینز (۱۳) و کلانتر نیستانکی (۴) مدل دام ۳ معرفی شد. کلانتر نیستانکی(۴) بهترین مدل برازش شده برای افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری را مدل دام ۳ معرفی کرد. برآورد ضرایب وراثت‌پذیری مستقیم صفات رشد اولیه گوسفند کرمانی نسبتا پایین بود که احتمالاً سطح تغذیه پایین موجب شده است که دام‌ها نتوانند پتانسیل ژنتیکی خود را نشان دهند. الز (۹) بیان کرده است که در شرایط پرورش متمرکز نسبت به شرایط نگه‌داری در مرتع، تفاوت‌های ژنتیکی بین حیوانات بهتر نمایان می‌شود و در نتیجه برآوردهای وراثت پذیری تحت شرایط نگه‌داری نامناسب نسبت به محیط‌های مساعد پایین‌تر است. با وجود برآوردهای کاملاً مختلف از

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3] [Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

جدول ۳. برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای حاصل از آنها برای صفات مورد مطالعه بر اساس تجزیه و تحلیل‌های یک متغیره

صفت	مدل	δ^2_a	δ^2_m	δ_{am}	δ^2_c	δ^2_e	δ^2_p	$h^2_a \pm SE$	$h^2_m \pm SE$	r_{am}	c^2	h^2_t	-۲logL
	۱	۰/۱۲۸	–	–	–	۰/۰۷۹	۰/۲۰۶	۰/۶۲ ± ۰/۰۷	–	–	–	۰/۶۲	−۷۸۷/۶۱
	۲	۰/۰۲۲	–	–	۰/۰۴۸	۰/۱۱۵	۰/۱۸۵	۰/۱۲ ± ۰/۰۷	–	–	۰/۲۶	۰/۱۲	−۸۱۰/۹۹
وزن تولد	۳	۰/۰۱۸	۰/۰۵	–	–	۰/۱۱۸	۰/۱۸۶	۰/۱۰ ± ۰/۰۶	۰/۲۷ ± ۰/۰۴	–	–	۰/۲۴	−۸۱۷/۵۷
	۴	۰/۰۱۸	۰/۰۶۱	−۰/۰۱۲	–	۰/۱۱۸	۰/۱۸۵	۰/۱۰ ± ۰/۰۶	۰/۳۳ ± ۰/۰۸	−۰/۳۵	–	۰/۱۷	−۸۱۸/۲۸
	۵	۰/۰۱۸	۰/۰۴۷	–	۰/۰۰۳	۰/۱۱۸	۰/۱۸۶	۰/۰۹ ± ۰/۰۶	۰/۲۶ ± ۰/۰۹	–	۰/۰۱	۰/۲۲	−۸۱۷/۵۹
	۶	۰/۰۱۸	۰/۰۵۹	−۰/۰۱۲	۰/۰۰۲	۰/۱۱۸	۰/۱۸۵	۰/۱۰ ± ۰/۰۶	۰/۳۲ ± ۰/۱۳	−۰/۳۶	۰/۰۱	۰/۱۶	−۸۱۸/۲۹
	۱	۰/۰۰۰۴۷	–	–	–	۰/۰۰۰۵۱	۰/۰۰۰۹۹	۰/۴۸ ± ۰/۰۸	–	–	–	۰/۴۸	−۶۴۷۳/۰۸
افزایش وزن	۲	۰/۰۰۰۲۵	–	–	۰/۰۰۰۱۲	۰/۰۰۰۵۷	۰/۰۰۰۹۴	۰/۲۶ ± ۰/۰۹	–	–	۰/۱۳	۰/۲۶	−۶۴۷۹/۶۸
روزانه از تولد	۳	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱۴	–	–	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۹۴	۰/۲۱ ± ۰/۰۸	۰/۱۵ ± ۰/۰۵	–	–	۰/۲۹	−۶۴۸۰/۸۹
تا شیرگیری	۴	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۶	–	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۹۴	۰/۱۹ ± ۰/۰۸	۰/۰۹ ± ۰/۰۷	۰/۵۲	–	۰/۳۳	−۶۴۸۱/۵۰
	۵	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱۲	–	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۹۴	۰/۲۱ ± ۰/۰۹	۰/۱۳ ± ۰/۰۹	–	۰/۰۲	۰/۲۸	−۶۴۸۰/۹۳
	۶	۰/۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۹۴	۰/۱۹ ± ۰/۰۸	۰/۱۲ ± ۰/۰۳	۰/۹۹	۰/۰۵	۰/۳۲	−۶۴۸۱/۷۹
	۱	۶/۱۶	–	–	–	۴/۲۹	۱۰/۴۵	۰/۵۹ ± ۰/۰۸	–	–	–	۰/۵۹	۳۵۳۹/۴۹
	۲	۲/۷۶	–	–	۱/۵۷	۵/۴۰	۹/۷۲	۰/۲۸ ± ۰/۰۹	–	–	۰/۱۶	۰/۲۸	۳۵۳۰/۳۲
وزن شیرگیری	۳	۲/۰۸	۱/۸۵	–	–	۵/۷۵	۹/۶۸	۰/۲۲ ± ۰/۰۹	۰/۱۹ ± ۰/۰۵	–	–	۰/۳۲	۳۵۲۷/۷۹
	۴	۱/۸۸	۱/۰۹	۰/۸۰	–	۵/۹۰	۹/۶۸	۰/۱۹ ± ۰/۰۸	۰/۱۱ ± ۰/۰۷	۰/۵۶	–	۰/۳۷	۳۵۲۶/۷۷
	۵	۲/۰۸	۱/۸۵	–	۰/۰۰۲	۵/۷۵	۹/۶۷	۰/۲۲ ± ۰/۰۹	۰/۱۹ ± ۰/۱۰	–	۰/۰۰۰۲	۰/۳۲	۳۵۲۷/۷۹
	۶	۱/۹۳	۰/۶۰	۰/۹۰	۰/۳۹	۵/۸۵	۹/۶۷	۰/۲۰ ± ۰/۰۸	۰/۰۶ ± ۰/۱۲	۰/۸۳	۰/۰۴	۰/۳۷	۳۵۲۶/۶۴

δ^2_a = واریانس ژنتیکی مستقیم، δ^2_m = واریانس ژنتیکی مادری، δ_{am} = کوواریانس بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری، δ^2_c = واریانس محیطی دائم مادری، δ^2_e = واریانس باقی‌مانده، δ^2_p = واریانس فنوتیپی، h^2_a = وراثت‌پذیری مستقیم، h^2_m = وراثت‌پذیری مادری، r_{am} = هم‌بستگی بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری، c^2 = واریانس محیطی دائم مادری به عنوان بخشی از واریانس کل، h^2_t = وراثت‌پذیری کل، -۲logL = منهای دو برابر لگاریتم درست‌نمایی

جدول ۴. برآورد هم‌بستگی بین صفات مورد مطالعه

صفت ۱	صفت ۲	هم‌بستگی ژنتیکی مستقیم	هم‌بستگی فنوتیپی
وزن تولد	افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری	۰/۸۵	۰/۴۱
وزن تولد	وزن شیرگیری	۰/۸۲	۰/۴۸
افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری	وزن شیرگیری	۰/۹۹	۰/۹۹

وراثت‌پذیری صفات مورد مطالعه، نتایج حاصل از این تحقیق در دامنه تغییرات یافته‌های ارایه شده توسط سایر محققین است (۳، ۴،۱۰، ۱۱، ۱۶ و ۲۰).

برآورد هم‌بستگی‌های ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی حاصل از تجزیه و تحلیل‌های دو متغیره در جدول ۴ ارایه شده است.

کلیه برآوردهای هم‌بستگی‌های ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی حاصل شده در بررسی حاضر، بزرگ‌تر از برآوردهای گزارش شده توسط بعضی از محققین دیگر است (۳، ۵، ۱۰، ۱۱ و ۲۰). هم‌بستگی‌های ژنتیکی بین صفات مورد مطالعه مثبت و نسبتاً بالا بود، بنابراین انتخاب برای هر کدام از این صفات موجب افزایش صفت دیگر می‌شود. هم‌بستگی ژنتیکی پایین‌تر وزن تولد با وزن شیرگیری بدین معنی است که انتخاب برای وزن شیرگیری سریعاً منجر به افزایش وزن تولد نخواهد شد. ضرایب هم‌بستگی فنوتیپی نیز در کلیه موارد مثبت است و نشان می‌دهد که هم‌بستگی فنوتیپی هم جهت با هم‌بستگی ژنتیکی می‌باشد. تفاوت در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گزارش‌های مختلف، احتمالا می‌تواند به دلیل تفاوت در مدل یا روش تجزیه و تحلیل و هم‌چنین تفاوت‌های بین نژادی حاصل توسط انتخاب طبیعی طولانی مدت در محیط‌های زندگی هر نژاد باشد.

به طور کلی برآورد وراثت‌پذیری مستقیم صفات رشد اولیه گوسفند کرمانی نسبتاً پایین است، در نتیجه از طریق انتخاب فنوتیپی امکان بهبود این صفات کم و پیشرفت ژنتیکی حاصل زیاد نخواهد بود. مهم‌ترین نتیجه پژوهش حاضر این است که اثر مادری بخش قابل توجهی از تنوع موجود در صفات رشد اولیه گوسفند کرمانی را به خود اختصاص می‌دهد و در صورتی که در برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی نادیده گرفته شود، باعث برآورد بیش از حد مؤلفه واریانس ژنتیکی مستقیم و ضریب وراثت پذیری شده که منجر به ارزیابی ژنتیکی نا صحیح بره‌ها و در نتیجه کاهش دقت انتخاب می‌شود.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از جناب آقای پروفسور دیل ون ولک که با راهنمایی‌های ارزنده خود ما را در اجرای این پژوهش یاری نمودند، صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود. از آقایان میمندی نیا (ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند کرمانی شهربابک) و مهندس فیروزی (اداره اصلاح نژاد جهاد کشاورزی کرمان) نیز که در تهیه فرم‌های ثبت رکورد همکاری نمودند، سپاسگزاری می‌شود.

منابع مورد استفاده

۱.اسدی خشویی، ا. ۱۳۷۸ . برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات تولیدی و تعیین معیار مناسب انتخاب در گوسفندان لری بختیاری. پایان نامه دکتری ژنتیک و اصلاح دام، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

۲.سرگلزایی، م. ۱۳۷۶ . روند ژنتیکی و محیطی برخی صفات تولیدی در گوسفندان لری بختیاری. پایان نامه کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح دام، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]

۳.طالبی،م. ع. و م. ع. ادریس. ۱۳۷۷ . برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی مؤثر بر صفات قبل از شیرگیری بره‌های لری بختیاری. مجله علوم کشاورزی ایران ۲۹ (۲) : ۳۲۵-۳۳۳.

۴.کلانترنیستانکی، م. ۱۳۷۹ . بررسی روند ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد در گوسفند زندی. پایان نامه کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح دام، وزارت جهاد کشاورزی، معاونت آموزش و تحقیقات، مرکز آموزش عالی امام خمینی(ره)، تهران.

۵.واعظ ترشیزی، ر.، ن. امام جمعه کاشان، ع. نیکخواه و م. حجازی. ۱۳۷۱. بررسی اثر عوامل محیطی روی صفات قبل از شیرگیری و پارامترهای ژنتیکی آن صفات در یک گله گوسفند بلوچی. علوم کشاورزی ایران ۲۳(۲) : ۳۳-۴۲.

6. Aslaminejad, A. A., R. M. Lewis and J. A. Roden. 1998. Estimation of genetic parameters for 8-week weight in the Lleyn sheep group breeding scheme. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl. Livest. Prod., Armidale, Australia. 204-207.
7. Boettcher, P. J., M. T. Khun and A.E. Freeman.1996. Impacts of cytoplasmic inheritance on genetic evaluation. J. Dairy Sci.79:663-675.
8. Boldman, K.G., L. A. Kriese, L. D. Van Vleck, C. P. Van Tassell and S. D. Kachman. 1995. A Manual for use of MTDFREML. A set of programs to obtain estimates of variances and covariances [Draft]. US. Department of Agriculture, Agricultural Research ServiceUSA.
9. Els, J. F. 1998. Heritability estimates for growth traits in the improved Boer goat. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl Livest. Prod., Armidale, Australia. 193-196.
10. Jara, A., H. Montaldo and N. Barria. 1998 . Direct and maternal genetic effects for birth, weaning and 14 month weights of Corriedale breed in Magallanes. Proc. 6th World Congr. Genet. Appl Livest. Prod., Armidale, Australia.181-184.
11. Maria, G. A., K. G. Boldman and L. D. Van Vleck.1993. Estimates of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Romanov sheep. J. Anim. Sci.71: 845 – 849.
12. Meyer, K.1992. Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. Livest. Prod. Sci.31:179-204.
13. Mortimer, S. I. and K. D. Atkins. 1995. Maternal effects influence growth traits of Merino sheep. Proc. Aust. Asso. Anim. Breed. Genet.11:421-424.
14. Mrode, R. A. 1996. Linear Models for the Prediction of Animal Breeding Values. CAB International.UK.
15. Nasholm, A. and O. Danell.1996. Genetic relationships of lamb weight maternal ability and mature ewe weight in Swedish Finewool sheep. J. Anim. Sci.74:329-339.
16. Tosh, J. J. and R.A. Kemp.1994. Estimation of variance components for lamb weights in three sheep populations. J Anim. Sci. 72 : 1184-1190.
17. Vaez Torshishizi, R., F.W. Nicholas and H.W. Raadsma.1996. REML estimates of variance and covadiance components for production traits in Australian Merino sheep, using an animal model. 1. Body weight from birth to 22 month. Aust. J. Agric. Res.47:1235-1249.
18. Van Vleck, L. D. 1993. Selection Index and Introduction to Mixed Model Methods. CRC Press Inc., U S A.
19. Willham, R. L. 1972. The role of maternal effects in animal breeding :III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. J. Anim. Sci.35:1288-1293.
20. Yazdi, M. H. 1997. Genetic studies in Baluchi sheep: Biometric analyses of body development, wool production and reproductive performance. Ph.D. Thesis, Swedish University of Agricultural Sciences, Uppsala, Sweden .

[Downloaded from iutjournals.iut.ac.ir on 2024-05-19]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1384.9.1.15.3]