نشریه علوم دامی
(پژوهش و سازندگی)

شماره ۱۰۷، تابستان ۱۳۹٤
ص‌ص: ۷۵~۸٦

# بررسی تاثیر عوامل ژنتیکی و محیطی مادری بر صفات وزن بدن گوسفند نژاد قزل در سیستم پرورش روستایی

- **امیرعلی اکبری**
دانش‌آموخته دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج.
- **مختارعلی عباسی** (نویسنده مسئول)
دانشیار، موسسه تحقیقات علوم دامی کشور.
- **ابوالقاسم لواف**
دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج.

تاریخ دریافت : دی ۱۳۹۳ تاریخ پذیرش : اسفند ۱۳۹۳

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۲۲۴۱۵۶۶۹
Email: pmaz_abbasi@yahoo.com

## چکیده

**در تحقیق حاضر، مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن تولد (BW)، شیرگیری(WW)، شش ماهگی(W6)، نه ماهگی(W9) و دوازده ماهگی(W12)، با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) به وسیله نرم افزار WOMBAT برآورد گردید. اطلاعات مورد استفاده، رکوردهای وزن بدن در سنین مختلف ثبت شده طی سال‌های ۷۳ تا ۸۸ از گله‌های مردمی تحت نظارت ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قزل واقع در استان آذربایجان غربی بود. اثرات گله- سال، جنس بره و تیپ تولد بر کلیه صفات، تأثیر معنی‌دار داشت. اثر سن مادر فقط بر صفات BW و W6 معنی‌دار بود. برای کلیه صفات مورد مطالعه به جز وزن یک سالگی، مدل دارای اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان و اثر محیطی مشترک مادری به عنوان مدل مناسب تعیین شد. وراثت‌پذیری مستقیم صفات BW، WW، W6، W9 و W12 براساس بهترین مدل به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۲٦، ۰/۲۵، ۰/۵٦ و ۰/۳٤ و نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی کل ($c^2$) برای صفات BW، WW، W6 و W9 به ترتیب ۰/٦٦، ۰/۵۲، ۰/۳٤ و ۰/۱۸ برآورد شد. نتایج این تحقیق نشان داد که وراثت‌پذیری مستقیم صفات وزن بدن در گله‌های مردمی مورد بررسی بالا می باشد. لذا انتخاب برای این صفات منجر به پیشرفت ژنتیکی قابل قبول خواهد شد. همچنین، با توجه به دوقلوزایی بالای این نژاد و تأثیر معنی‌دار عامل محیطی مشترک مادری بر اکثر صفات مورد مطالعه، لازم است این عامل برای برآورد دقیق‌تر وراثت‌پذیری مستقیم در مدل‌های آماری در نظر گرفته شود.**

**واژه‌های کلیدی:** گوسفند قزل، عوامل مادری، صفات وزن بدن، سیستم پرورش روستایی.

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 107 pp: 75-86

**Study on the influence of genetic and environmental maternal effects on body weight trairs in Ghezel sheep breed in rural breeding system**

Aliakbari, A[1],Abbasi, MA[2*], Lavvaf , A[3]
1: Ms Graduate, Islamic Azad University, Karaj Branch.
2: Associate Professor of Animal Science Research Institute, Karaj, Iran.
3: Associate Professor of Islamic Azad University, Karaj Branch.
*Corresponding author: Email: pmaz_abbasi@yahoo.com,Tel:+989122415669

**Received: January 2015** **Accepted: March 2015**

In this study, variance components and genetic parameters of birth weight (BW), weaning weight (WW), 6 month weight (W6), 9 month weight (W9) and 12 month weight (W12) were estimated with Restricted Maximum Likelihood (REML) method using WOMBAT software. The data set was included 12701 records of rural flocks under supervision of the Ghezel sheep breeding station is located in Western Azerbaijan province and collected over the period from 1994 to 2009. Effect of herd- year, lamb sex and litter size were significant on all traits. Effect of dam Age was only significant on BW, W6. Model that contains direct additive genetic and maternal common environmental effects was the suitable model for all mentioned traits except W12. Direct heritability of the BW,WW,W6,W9 and W12 based on the suitable model were 0.29, 0.26, 0.25, 0.56 and 0.34 respectively. The proportion of maternal common environmental variance to phenotypic variance ($c^2$) for BW,WW,W6 and W9 were 0.66, 0.52, 0.34 and 0.18 respectively. The results of this study showed that direct heritability for body weight in studied rural flocks were high. Therefore genetic improvement through selection is possible for these traits. Moreover including maternal common environmental effect (c2) in analysis models for accurate estimation of direct heritability in this breed is recommendable.

**Key words:** Ghezel Sheep, Maternal effects, Body weight traits, Rural breeding system.

**مقدمه**

گوسفند قزل یکی از نژادهای دنبه‌دار ایران است که منطقه زیست آن در استان آذربایجان شرقی و مناطق کوهستانی تبریز به ویژه کوهپایه‌های سهند و اطراف مراغه، بناب، میانه، آذرشهر و هشترود می‌باشد. جمعیت این نژاد در ایران حدود ۲ میلیون رأس است. از مزیت‌های گوسفند نژاد قزل، دنبه کوچک، قابلیت راه پیمایی طولانی در مناطق کوهستانی، گوشت مرغوب با کیفیت بالا و پراکندگی متناسب آن در کل استان است. راندمان تولید گوشت و شیر این نژاد بالا بوده و دوقلوزایی آن ۲۰ درصد است. میانگین وزن قوچ این نژاد ۸۱/۶ و میش آن ۵۳/۶ کیلوگرم گزارش شده است (Baneh and Hafezian, 2009).

بهبود صفات رشد، یکی از مهم‌ترین اهداف برنامه‌های اصلاحی گوسفند می‌باشد. برای طراحی برنامه اصلاح نژاد مناسب، داشتن اطلاعات کافی از پارامترهای ژنتیکی صفات مهم اقتصادی یک نژاد اهمیت زیادی دارد (وطن خواه و همکاران، ۱۳۸۳). مطالعات متعددی برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد گوسفند قزل با استفاده از داده‌های ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قزل انجام شده که در این پژوهش ها اثر محیطی مشترک مادری در مدل‌های آماری در نظر گرفته نشده است (نوریان سرور، ۱۳۸۰؛ سلیمی و همکاران، ۱۳۹۰).

عوامل مادری موثر بر صفات رشد بره شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم مادری، اثر محیطی دائمی مادری و اثر محیطی مشترک مادری می باشند. عامل محیطی دائمی مادری اثری است که یک میش بر روی کلیه فرزندان خود که در سال های مختلف (فرزندان بردار خواهران ناتنی) به دنیا آورده است اعمال می کند و عامل محیطی مشترک مادری اثری است که یک مادر بر روی کلیه فرزندان خود که در یک سال (فرزندان بردار خواهران تنی) به دنیا آورده است اعمال می کند. در تحقیق انجام شده بر روی نژاد بلوچی نشان داده شد که تاثیر عامل محیطی مشترک مادری بر

صفت وزن تولد معنی‌دار و نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ($c^2$) ۰/۱۹ می باشد(عباسی و همکاران، ۲۰۱۱). عباسی و واعظ ترشیزی (۱۳۸۷)، مقدار این پارامتر را برای صفت وزن تولد در گله های ۱ و ۲ گوسفند بلوچی ایستگاه عباس آباد مشهد به ترتیب ۰/۱۴ و ۰/۲۶ گزارش کردند. این محققین نشان دادند که درنظر گرفتن عامل محیطی مشترک مادری در مدل، سبب کاهش برآورد وراثت پذیری مستقیم وزن تولد می شود، اما تاثیری بر وراثت پذیری مستقیم صفات وزن شیرگیری و شش ماهگی ندارد.

سیم و همکاران (۲۰۰۲) مقدار $c^2$ را برای صفت وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن ۱۵۰ روزگی گوسفند نژاد سافوک به ترتیب ۰/۱۱۱، ۰/۰۲۴ و ۰/۰۵۴ گزارش کردند. لوئیس و بیتسون (۱۹۹۹)، مقدار $c^2$ را برای صفت وزن شیرگیری در ۷ گله مختلف گوسفند نژاد کوپ ورث در دامنه ۰/۳۰ تا ۰/۴۴ برآورد کردند. برای صفت متوسط افزایش وزن روزانه قبل و بعد از شیرگیری، مقدار این پارامتر به ترتیب ۰/۳۴۵ و ۰/۱۳۵ گزارش شده است (Ekiz, 2005). در پژوهش مزبور، در نظر گرفتن عامل محیطی مشترک مادری، وراثت‌پذیری مستقیم صفات متوسط افزایش روزانه قبل و بعد از شیرگیری را به ترتیب از ۰/۱۱۶ به ۰/۰۸۶ (۲۵/۹ درصد) و از ۰/۰۸۵ به ۰/۰۸۳ (۲/۳ درصد) و وراثت‌پذیری مادری را از ۰/۰۵۱ به ۰/۰۳۳ (۳۵/۳ درصد) و از ۰/۰۱۸ به ۰/۰۱۳ (۲۷/۸ درصد) کاهش داد.

در تحقیق دیگری که بر روی گوسفند ایران بلک صورت گرفته است، $c^2$ برای صفت وزن شش ماهگی ۰/۱۳ گزارش شده است (Rashidi, 2012).

کرمی و همکاران(۱۳۹۱)، برآورد کم این پارامتر برای صفت وزن شیرگیری را ضعیف بودن مراتع و تغذیه ناکافی میش‌ها و در نتیجه عدم بروز کامل پتانسیل ژنتیکی و تولید شیر ناکافی میش ها بیان کرده‌اند. بنابراین با توجه به اهمیت تاثیر عوامل مادری به ویژه عامل محیطی مشترک مادری بر صفات رشد بره‌ها و مطالعه نشدن این عوامل در شرایط پرورش روستایی گوسفند نژاد قزل، تحقیق حاضر با هدف بررسی خصوصیات فنوتیپی و ژنتیکی مستقیم و مادری صفات وزن بدن در سنین مختلف گوسفندان نژاد قزل با استفاده از داده های جمع آوری شده از گله های مردمی اجرا شد.

## مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر، از اطلاعات مربوط به رکوردهای صفات وزن بدن در سنین مختلف و شجره گوسفند نژاد قزل که طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۸ از گله‌های مردمی عضو برنامه اصلاح نژاد گوسفند قزل جمع‌آوری شده و در دفاتر ثبت اطلاعات ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند قزل واقع در استان آذربایجان غربی درج گردیده بود، استفاده شد (جدول ۱). این اطلاعات شامل رکوردهای مربوط به وزن‌های تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و دوازده ماهگی بودند.

**جدول ۱- آماره توصیفی صفات مورد بررسی**

| | صفت | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| عنوان | BW(kg) | WW(kg) | W6(kg) | W9(kg) | W12(kg) |
| تعداد رکورد | ۱۲۷۰۱ | ۹۵۷۳ | ۷۳۷۱ | ۱۷۱۶ | ۹۸۷ |
| تعداد پدر | ۲۳۴ | ۲۰۲ | ۱۷۲ | ۵۵ | ۴۱ |
| تعداد مادر | ۷۰۹۰ | ۶۲۱۰ | ۵۱۸۹ | ۱۲۹۳ | ۷۶۱ |
| میانگین | ۴/۲۲ | ۲۳/۳۱ | ۳۱/۱۳ | ۴۳/۴ | ۴۷/۲۱ |
| انحراف معیار فنوتیپی | ۰/۹۴ | ۵/۷۵ | ۷/۲۲ | ۶/۴۲ | ۵/۱۴ |
| ضریب تغییرات (٪) | ۲۲/۲۲ | ۲۴/۶۸ | ۲۳/۲ | ۱۴/۷۸ | ۱۰/۹ |

BW: وزن تولد، WW: وزن شیرگیری، W6: وزن شش ماهگی، W9: وزن نه ماهگی، W12: وزن دوازده ماهگی

پس از دریافت فایل داده‌ها شامل اطلاعات وزن‌های مختلف و شجره از ایستگاه و انتقال آن ها به کامپیوتر، داده‌ها مورد ویرایش قرار گرفتند. برای آماده‌سازی و ارتباط دادن اطلاعات فایل های مختلف از نرم افزارهای Excel 2010 و Access 2010 استفاده شد. با توجه به اینکه رکورد برداری از صفات وزن بدن در سنین مختلف صورت گرفته بود، داده‌های وزن‌های شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و دوازده ماهگی به ترتیب برای سنین ۱۰۰، ۱۸۰، ۲۷۰ و ۳۶۵ روز تصحیح شدند. برای تجزیه و تحلیل بهتر اثرات ثابت مؤثر بر مشاهدات و در نظر گرفتن اثر متقابل بین آنها، عوامل گله و سال به صورت یک اثر ترکیبی گله- سال (HY) برای کلیه صفات منظور شد. همچنین جنس بره، تیپ تولد و سن مادر به عنوان اثر ثابت در مدل آماری در نظر گرفته شدند. به منظور تشخیص معنی‌داری اثرات ثابت مؤثر بر صفات مورد مطالعه، از نرم‌افزار SAS 9.2 (2008) و رویه GLM استفاده گردید. اثراتی که تأثیر آنها معنی‌دار بود در مدل دام قرار داده شده و اثراتی که تأثیر معنی‌داری نداشتند از مدل خارج شدند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری صفات از نسخه ۲۰۱۲ نرم افزار WOMBAT استفاده شد.

برای تعیین مناسب‌ترین مدل برای تجزیه و تحلیل صفات، ۸ مدل به شرح زیر برازش داده شد (Abbasi *et al.*, 2011):

مدل ۱ $\mathbf{y = X b + Z_a a + e}$

مدل ۲ $\mathbf{y = X b + Z_a a + W_{pe} pe + e}$

مدل ۳ $\mathbf{y = X b + Z_a a + Z_m m + e}$

مدل۴ $\mathbf{y = X b + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + e}$

مدل ۵ $\mathbf{y = X b + Z_a a + W_c c + e}$

مدل ۶ $\mathbf{y = X b + Z_a a + Z_m m + W_c c + e}$

مدل ۷ $\mathbf{y = X b + Z_a a + W_{pe} pe + W_c c + e}$

مدل ۸ $\mathbf{y = X b + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + W_c c + e}$

در این مدل‌ها، **y**؛ بردار مشاهدات، **b**؛ بردار مجهول اثرات ثابت، **a**؛ بردار مجهول اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، **m**؛ بردار مجهول اثرات ژنتیکی مادری، **pe**؛ بردار مجهول اثرات محیطی دائمی مادری، **c**؛ بردار مجهول اثرات محیطی مشترک مادری، **e**؛ بردار اثرات باقیمانده، $X$، $Z_a$، $Z_m$، $W_{pe}$ و $W_c$ به ترتیب ماتریس های ضرایب اثرات ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات محیطی مشترک مادری می‌باشند که مشاهدات را به اثرات مربوطه ربط می‌دهند.

برای انتخاب مدل مناسب، از آزمون نسبت درستنمایی (LRT) طبق رابطه (۱) استفاده گردید:

$$X^2 = -2(\log LMi - \log LMj) \quad \text{رابطه۱}$$

در این رابطه $X^2$ عدد کی دو محاسبه شده، logLMi لگاریتم درستنمایی مدل ساده تر و logLMj لگاریتم درستنمایی مدل کامل تر می باشد. عدد به دست آمده با عدد کی دو با درجه آزادی تفاوت تعداد اثرات تصادفی دو مدل مقایسه می شود. اگر عدد محاسبه شده بزرگتر از عدد حاصل از جدول کی دو باشد، تفاوت دو مدل معنی دار است.

## نتایج و بحث

### اثرات ثابت

اثرات ثابت گله- سال، جنس و تیپ تولد بر تمام صفات مورد مطالعه بسیارمعنی‌دار ($p < ۰/۰۱$) و اثر سن مادر فقط بر صفت BW بسیار معنی‌دار ($p < ۰/۰۱$) و بر W6 معنی‌دار ($p < ۰/۰۵$) گردید.

### وراثت‌پذیری و نسبت مؤلفه‌های واریانس

#### وزن تولد (BW)

مقایسه لگاریتم درستنمایی مدل های ۱ با ۲ و ۳ با ۴ نشان داد که وجود عامل محیطی دائمی مادری در مدل آماری ضروری است($p<۰/۰۵$). اما مقایسه مدل های ۵ با ۷ و ۶ با ۸ نشان داد که در حضور عامل محیطی مشترک مادری، وجود عامل محیطی دائمی مادری تاثیر معنی دار در لگاریتم درستنمایی مدل ایجاد نمی کند (جدول۲). همچنین، مقایسه مدل های ۱ با ۳ تاثیر معنی دار عامل ژنتیکی افزایشی مادری را تایید نمود، اما مقایسه مدل

های ۵ با ۶ و ۷ با ۸ نشان داد که در حضور عامل محیطی مشترک مادری نیازی به وارد کردن اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل آماری نمی باشد. بنابراین، براساس آزمون نسبت درستنمایی بین مدل های مذکور برای صفت وزن تولد، مدل ۵ مناسب تشخیص داده شد (جدول ۲).

در تحقیق انجام شده بر روی گوسفند افشاری، مدل ۳ (شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان و مادر) به عنوان بهترین مدل برای تجزیه و تحلیل صفت وزن تولد معرفی شده است (Eskandarinasab *et al.*, 2008).

همچنین در گوسفند نژاد بلوچی مدل ۸ با در نظر گرفتن کواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری به عنوان مناسب ترین مدل برای BW تعیین گردیده است (Abbasi *et al.*, 2011).

**جدول ۲- واریانس فنوتیپی، پارامترهای ژنتیکی و لگاریتم درستنمایی حاصل از مدل های مختلف برای صفت وزن تولد**

| Model | $\sigma^2_p$ | $h^2 \pm SE$ | $m^2 \pm SE$ | $pe^2 \pm SE$ | $c^2 \pm SE$ | Log *L* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۰/۲۹۹ | ۰/۲۵۶ ±۰/۰۲۴ | – | – | – | ۱۱۲۱/۵۳۳ |
| ۲ | ۰/۲۹۹ | ۰/۱۷۸ ±۰/۰۲۶ | – | ۰/۱۰۲ ±۰/۰۱۳ | – | ۱۱۶۰/۹۹۲ |
| ۳ | ۰/۲۹۹ | ۰/۱۷۶ ±۰/۰۲۸ | ۰/۰۶۶ ±۰/۰۱۳ | – | – | ۱۱۳۶/۱۶۷ |
| ۴ | ۰/۳۰۴ | ۰/۱۵۹ ±۰/۰۲۸ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۲ | ۰/۰۸۸ ±۰/۰۲۲ | – | ۱۱۵۷/۸۷۸ |
| **۵** | **۰/۲۸۸** | **۰/۱٤٤ ±۰/۰۲۳** | **–** | **–** | **۰/٦٦۱ ±۰/۰۱۳** | **۱۷۱۷/۲۳۲** |
| ۶ | ۰/۲۸۸ | ۰/۱۱۴ ±۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۱۳ | – | ۰/۶۶۱ ±۰/۰۱۶ | ۱۷۱۷/۲۳۱ |
| ۷ | ۰/۲۸۸ | ۰/۱۴۴ ±۰/۰۲۴ | – | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۱۴ | ۰/۶۶۱ ±۰/۰۱۷ | ۱۷۱۷/۲۳۱ |
| ۸ | ۰/۲۸۸ | ۰/۱۴۴ ±۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۲ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۲ | ۰/۶۶۱ ±۰/۰۱۷ | ۱۷۱۷/۲۳۰ |

$h^2$: وراثت‌پذیری مستقیم، $m^2$ : وراثت‌پذیری مادری، $pe^2$ : نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل، $c^2$ : نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی کل، $r_{am}$ : همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، Log *L* : لگاریتم تابع درستنمایی، بهترین مدل پررنگ تر مشخص شده است.

وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده BW با مناسب‌ترین مدل (۰/۱۴۴) با مقادیر گزارش شده در نژادهای شال (۰/۱۳)، ماکوئی (۰/۱۵) و بلوچی (۰/۱۲) همخوانی دارد و از برآوردهای نژادهای مهربان (۰/۳) و افشاری (۰/۲۳) پایین‌تر است (Mohammadi *et al.*, 2013؛ Abbasi *et al.*, 2011؛ Eskandarinasab *et al.*, 2008؛ Aghaali gamasaee). نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ($c^2$) برآورد شده در تحقیق حاضر (۰/۶۶) بسیار بیشتر از برآوردهای ۰/۲۴ در گوسفند ایران- بلک؛ ۰/۰۵ در نژاد شال و ۰/۰۸ در نژاد ماکوئی است (Rashidi,2012؛ Mohammadi *et al.*,2013؛ فرزانه دیزج، ۱۳۸۹). این پارامتر برای صفت وزن تولد در گله های شماره ۱ و۲ گوسفند بلوچی ایستگاه عباس آباد مشهد به ترتیب ۰/۱۴ و ۰/۲۶ برآورد شد (عباسی و واعظ ترشیزی، ۱۳۸۷) که نتیجه تحقیق حاضر بالاتر از مقادیر گزارش شده برای گوسفند نژاد بلوچی می باشد.

وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با مدل۱در حد متوسط بوده و با گنجاندن عوامل مادری در مدل‌ها، $h^2$ کاهش یافته است که نشان‌دهنده تأثیر زیاد این عوامل بر BW می باشد (جدول۲). $h^2$ به دست آمده از مدل‌های ۷ و ۸ دقیقاً برابر با وراثت‌پذیری حاصل از مدل ۵ است که دلیل این امر عدم معنی‌داری اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری در این مدل‌ها می‌باشد. از نتایج کلی به دست آمده می‌توان برداشت کرد که تأثیر عوامل محیطی مادری به خصوص اثر محیطی مشترک مادری بر صفت وزن تولد بیشتر از اثر ژنتیکی افزایشی مادری است. به طورکلی، مقایسه دو به دو مدل هایی که در یک اثر تصادفی تفاوت دارند، نشان داد که در حضور عامل محیطی مشترک مادری نیازی به وارد کردن

اثر ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری در مدل آماری

**وزن شیرگیری(WW)**

مقایسه مدل های ۱ با ۲ و ۳ با ۴ نشان داد که در نظر گرفتن اثر محیطی دائمی مادری سبب افزایش معنی دار لگاریتم درستنمایی مدل می شود ($p<۰/۰۵$). وجود اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل ۳، تاثیر معنی دار بر افزایش لگاریتم درستنمایی داشت($p<۰/۰۵$). اما مقایسه مدل ۲ با ۴ نشان داد که با وجود عامل محیطی دائمی مادری در مدل، نیازی به در نظر گرفتن عامل ژنتیکی افزایشی مادری در مدل نمی باشد. در نظر گرفتن عامل محیطی مشترک مادری در مدل، لگاریتم درستنمایی مدل ۵ را نسبت به مدل ۱ به طور معنی داری افزایش داد ($p<۰/۰۵$). همچنین، مقایسه مدل های ۷ با ۸ و ۶ با ۸ نشان داد که با وجود عامل محیطی مشترک مادری، نیازی به در نظر گرفتن عوامل ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری در مدل نمی باشد. بنابراین، براساس مقایسه مدل های مورد مطالعه، مدل دارای اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیطی مشترک مادری (مدل ۵) برای صفت وزن شیرگیری مناسب تشخیص داده شد. در پژوهش های دیگر، در نژاد افشاری مدل ۱ و در نژاد بلوچی مدل ۳ حاوی کواریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، به عنوان بهترین مدل برای صفت وزن تولد نمی باشد.

برای صفت وزن شیرگیری معرفی شده است Eskandainasab *et al.*, 2008؛ Abbasi *et al.*, 2011).

وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با مدل ۵ (۰/۲۶) از مقادیر ۰/۱۴ در گوسفند ایران بلک (Rashidi, 2012)؛ ۰/۰۹۸ در نژاد مغانی (Savar-sofla *et al.*, 2011)؛ ۰/۱۵ در نژاد آرمان (Mokhtari *et al.*, 2012) و ۰/۱ در نژاد بلوچی (Abbasi *et al.*, 2011) بالاتر است و از ۰/۳ در نژاد مهربان (Aghaali gamasaee *et al.*, 2010) پایین‌تر و در محدوده مقادیر ۰/۲۷ در نژاد افشاری (Eskandainasab *et al.*, 2008)؛ ۰/۲۶ در نژاد شال (محمدی و مرادی، ۱۳۹۱) قرار دارد. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ($c^2$) به دست آمده، بالاتر از مقادیر ۰/۱۲ در نژاد شال و ۰/۰۵ در نژاد بلوچی است (Abbasi *et al.*, ؛Eskandainasab *et al.*, 2008) 2011. عباسی و واعظ ترشیزی (۱۳۸۷)، مقدار $c^2$ را برای صفت وزن شیرگیری در گله های شماره ۱ و ۲ گوسفند بلوچی ایستگاه عباس آباد مشهد به ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۰۴ گزارش کردند که نتایج تحقیق حاضر (۰/۵۲) بسیار بالاتر از گزارش مزبور می باشد.

**جدول ۳- واریانس فنوتیپی، پارامترهای ژنتیکی و لگاریتم درستنمایی حاصل از مدل های مختلف برای صفت وزن شیرگیری**

| Model | $\sigma^2_p$ | $h^2 \pm SE$ | $m^2 \pm SE$ | $pe^2 \pm SE$ | $c^2 \pm SE$ | $r_{am}$ | Log *L* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۱۰/۹۶۴ | ۰/۳۵۸ ±۰/۰۳۰ | – | – | – | – | -۱۶۱۹۸/۶۷۳ |
| ۲ | ۱۰/۹۶۸ | ۰/۳۱۳ ±۰/۰۳۳ | – | ۰/۰۷۰ ±۰/۰۱۶ | – | – | -۱۶۱۸۸/۰۴۷ |
| ۳ | ۱۰/۹۷۸ | ۰/۳۱۴ ±۰/۰۳۶ | ۰/۰۴۸ ±۰/۰۱۷ | – | – | – | -۱۶۱۹۳/۶۳۷ |
| ۴ | ۱۰/۹۶۸ | ۰/۳۱۳ ±۰/۰۳۵ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۵ | ۰/۰۷۰ ±۰/۰۲۶ | – | – | -۱۶۱۸۸/۰۴۷ |
| **۵** | **۱۰/۸۷٤** | **۰/۲٦۰ ±۰/۰۲۹** | **–** | **–** | **۰/۵۱۸ ±۰/۰۲۱** | **–** | **-۱٦۰۲۲/۲۸۱** |
| ۶ | ۱۰/۸۷۴ | ۰/۲۶۰ ±۰/۰۳۳ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۱۶ | – | ۰/۵۱۸ ±۰/۰۲۳ | – | -۱۶۰۲۲/۲۸۱ |
| ۷ | ۱۰/۸۷۴ | ۰/۲۶۰ ±۰/۰۳۱ | – | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۱۸ | ۰/۵۱۸ ±۰/۰۲۵ | – | -۱۶۰۲۲/۲۸۱ |
| ۸ | ۱۰/۸۷۴ | ۰/۲۶۰ ±۰/۰۳۳ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۴ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۲۶ | ۰/۵۱۸ ±۰/۰۲۵ | – | -۱۶۰۲۲/۲۸۱ |

* : علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

اثر عوامل مادری در بازه زمانی تولد تا شیرگیری بیشترین مقدار را دارد و با افزایش سن کاهش پیدا می کند. بنابراین، حداکثر پاسخ انتخاب برای صفاتی مثل قابلیت مادری در نتیجه انتخاب برای اوزان قبل از شیرگیری قابل انتظار خواهد بود. اگر چه انتخاب برای قابلیت مادری باعث ایجاد میش‌هایی با قابلیت مادری بالاتر می‌شود اما در مقابل، احتیاجات تغذیه‌ای نیز افزایش خواهد یافت (نریمانی، ۱۳۸۹).

**وزن شش ماهگی(W6)**

مقایسه لگاریتم درستنمایی مدل های ۱ با ۲ نشان داد که وجود عامل محیطی دائمی مادری در مدل، سبب افزایش معنی دار در لگاریتم درستنمایی مدل شد ($p<۰/۰۵$). اما درحضور اثر ژنتیکی افزایشی مادری نیازی به وارد کردن اثر محیطی دائمی مادری در مدل دام نیست (مقایسه مدل های ۳ با ۴).

مقایسه مدل های ۱ با ۳ نشان داد که در نظر گرفتن اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل ۳، تاثیر معنی دار بر افزایش لگاریتم درستنمایی مدل داشت($p<۰/۰۵$).

همچنین مقایسه مدل های ۵ با ۷ و ۶ با ۸ نشان داد که با حضور اثر محیطی مشترک مادری، وجود اثر محیطی دائمی مادری در مدل دام سبب تغییر معنی دار لگاریتم درستنمایی نشد. همانند وزن تولد، با در نظر گرفتن اثر محیطی مشترک مادری در مدل آماری نیازی به وارد کردن اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری در مدل نیست. لذا براساس مقایسه آماری لگاریتم درستنمایی مدل ها برای صفت وزن شش ماهگی نیز مدل ۵ به عنوان مدل مناسب معرفی گردید ( جدول ۴).

در پژوهش های دیگر، در نژاد بلوچی مدل ۳ و در نژاد افشاری مدل ۲ بهترین مدل برای این صفت معرفی گردیده است Abbasi *et al.*, 2011؛ Eskandarinasab *et al.*, 2008). در مدل‌هایی که شامل اثر ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری هستند، واریانس باقیمانده در مقایسه با مدل ۱ که فقط اثر ژنتیکی مستقیم حیوانات را دربر دارد، تفاوت زیادی نداشت ولی قرار دادن عامل محیطی مشترک مادری، واریانس باقیمانده را به مقدار زیادی کاهش داد که نشان‌دهنده بالا رفتن دقت مدل‌های شامل این اثر می‌باشد.

وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با مدل ۵ برای این صفت (۰/۲۵)، پایین‌تر از مقادیر ۰/۴۴ در نژاد ماکوئی (فرزانه دیزج، ۱۳۸۹)؛ ۰/۳۰۵ در نژاد تالشی (نریمانی و همکاران، ۱۳۹۰)؛ ۰/۳۵ در نژاد مهربان (Aghaali gamasaee *et al.*, 2010) می‌باشد. این پارامتر از برآوردهای ۰/۱۶ در نژاد شال (Mohammadi *et al.*, 2013)؛ ۰/۱۱ در نژاد افشاری (Eskandarinasab *et al.*, 2008) و ۰/۱۳ در نژاد عربی (Shokrollahi & Baneh, 2012) بالاتر است. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ($c^2$) بالاتر از برآورد ۰/۰۹ در نژاد بلوچی (Abbasi *et al.*, 2011) و ۰/۱۳ در گوسفند ایران- بلک (Rashidi, 2012) است. نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ($pe^2$) در مدل های ۲ و ۴ حدود ۰/۰۵ برآورد شد. اما با وارد کردن $c^2$ در مدل ۷، مقدار $pe^2$ نزدیک به ۰/۰۱ برآورد گردید. این نتیجه نشان می دهد که در حضور عامل محیطی مشترک مادری، نیازی به آوردن عامل محیطی دائمی مادری در مدل آماری نمی باشد.

**جدول ٤- واریانس فنوتیپی، پارامترهای ژنتیکی و لگاریتم درستنمایی حاصل از مدل های مختلف برای وزن شش ماهگی**

| Model | $\sigma^2_p$ | $h^2 \pm SE$ | $m^2 \pm SE$ | $pe^2 \pm SE$ | $c^2 \pm SE$ | Log *L* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۱۱/۰۲۸ | ۰/۳۰۶ ±۰/۰۳۴ | - | - | - | -۱۲۵۲۱/۷۳۵ |
| ۲ | ۱۱/۰۱۵ | ۰/۲۶۰ ±۰/۰۳۶ | - | ۰/۰۶۴ ±۰/۰۱۹ | - | -۱۲۵۱۴/۳۸۹ |
| ۳ | ۱۱/۰۲۲ | ۰/۲۵۲ ±۰/۰۳۸ | ۰/۰۵۳ ±۰/۰۱۹ | - | - | -۱۲۵۱۴/۰۹۴ |
| ۴ | ۱۱/۰۱۶ | ۰/۲۵۴ ±۰/۰۳۸ | ۰/۰۱۴ ±۰/۰۲۹ | ۰/۰۵۲ ±۰/۰۳۰ | - | -۱۲۵۱۴/۲۰۱ |
| **۵** | **۱۱/۹۶۲** | **۰/۲۵۰ ±۰/۰۳۳** | - | - | **۰/۳٤٤ ±۰/۰۳۱** | **-۱۲٤٦٦/۳۰۹** |
| ۶ | ۱۱/۹۶۲ | ۰/۲۴۲ ±۰/۰۳۷ | ۰/۰۰۹ ±۰/۰۱۸ | - | ۰/۳۳۸ ±۰/۰۳۳ | -۱۲۴۶۶/۱۵۴ |
| ۷ | ۱۱/۹۶۲ | ۰/۲۴۷ ±۰/۰۳۵ | - | ۰/۰۰۷ ±۰/۰۲۰ | ۰/۳۳۹ ±۰/۰۳۵ | -۱۲۴۶۶/۲۳۹ |
| ۸ | ۱۱/۹۶۲ | ۰/۲۴۲ ±۰/۰۳۷ | ۰/۰۰۹ ±۰/۰۲۷ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۳۰ | ۰/۳۳۸ ±۰/۰۳۵ | -۱۲۴۶۶/۱۵۴ |

* : علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

### وزن نه ماهگی(W9)

در نظر گرفتن اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری در هیچ یک از مدل‌ها تغییر معنی‌دار در لگاریتم درستنمایی ایجاد نکرد ($p > ۰/۰۵$). از میان کلیه مقایسات دو به دوی مدل ها، فقط تفاوت لگاریتم درستنمایی مدل ۱ با ۵ معنی دار شد ($p<۰/۰۵$). یعنی تنها عامل مادری معنی دار در مدل اثر محیطی مشترک مادری می باشد (جدول ۵). بر این اساس، برای صفت وزن نه ماهگی نیز مدل ۵، مدل مناسب برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش بینی ارزش های اصلاحی می باشد. فرزانه دیزج (۱۳۸۹) مدل ۱ را بهترین مدل برای تجزیه و تحلیل این صفت در نژاد ماکوئی معرفی کرده است. وراثت‌پذیری مستقیم این صفت در نژادهای مهربان، شال، گوسفند ایران- بلک و ماکوئی به ترتیب ۰/۳۷، ۰/۱۸، ۰/۲۵ و ۰/۴۹ گزارش شده است که میزان به دست آمده در بررسی حاضر (۰/۵۶) بالاتر از این برآوردها است (Aghaali gamasaee *et al.*, 2010؛ Mohammadi *et al.*, 2013؛ Rashidi, 2012؛ فرزانه دیزج، ۱۳۸۹). وراثت‌پذیری مستقیم این صفت از وراثت‌پذیری وزن‌های تولد، شیرگیری و شش ماهگی بیشتر است. اما این نتیجه، بالاتر از حد مورد انتظار بوده که دلیل این موضوع احتمالاً برآورد نشدن عوامل $m^2$ و $pe^2$ در مدل‌های دیگر و نبود آن ها در بهترین مدل و ساختار و تعداد داده‌های مورد مطالعه می باشد. اتصال ژنتیکی در گله‌های مورد بررسی خیلی کم و در حد چند رأس در هر گله بود. لذا این موضوع نیز ممکن است علتی دیگر برای بالا بودن پارامترهای به دست آمده برای صفت وزن نه ماهگی باشد. محققین مختلف اعلام نموده‌اند که اگر اثرات مادری وجود داشته باشد ولی در مدل لحاظ نگردد، منجر به برآورد بیش از حد $h^2$ خواهد شد، به طوری که ممکن است وراثت‌پذیری مستقیم بیش از دو برابر وراثت‌پذیری مستقیم واقعی برآورد گردد (Clement *et al.*, 2001؛ Pakdel *et al.*, 2002).

**جدول ۵- واریانس فنوتیپی، پارامترهای ژنتیکی و لگاریتم درستنمایی حاصل از مدل های مختلف برای صفت وزن نه ماهگی**

| Model | $\sigma^2_p$ | $h^2 \pm SE$ | $m^2 \pm SE$ | $pe^2 \pm SE$ | $c^2 \pm SE$ | Log *L* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۲۰/۰۲۳ | ۰/۵۹۹ ±۰/۰۸۹ | - | - | - | -۳۳۹۶/۳۷۱ |
| ۲ | ۲۰/۰۲۳ | ۰/۵۹۹ ±۰/۰۹۶ | - | ۰/۰۰۱ ±۰/۰۴۷ | - | -۳۳۹۶/۳۷۱ |
| ۳ | ۲۰/۰۲۳ | ۰/۵۹۹ ±۰/۱۱۳ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۵۳ | - | - | -۳۳۹۶/۳۷۱ |
| ۴ | ۲۰/۰۲۴ | ۰/۵۹۹ ±۰/۱۱۷ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۸۷ | ۰/۰۰۱ ±۰/۰۷۷ | - | -۳۳۹۶/۳۷۱ |
| **۵** | **۱۹/۹۹۳** | **۰/۵۶۴ ±۰/۰۹۴** | - | - | **۰/۱۷۸ ±۰/۰۷۷** | **-۳۳۹۳/۶۵۱** |
| ۶ | ۱۹/۹۹۳ | ۰/۵۶۴ ±۰/۱۱۸ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۵۸ | - | ۰/۱۷۹ ±۰/۰۸۳ | -۳۳۹۳/۶۵۱ |
| ۷ | ۱۹/۹۹۳ | ۰/۵۶۴ ±۰/۱۰۱ | - | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۵۴ | ۰/۱۷۸ ±۰/۰۸۷ | -۳۳۹۳/۶۵۱ |
| ۸ | ۱۹/۹۹۳ | ۰/۵۶۴ ±۰/۱۲۱ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۸۹ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۸۳ | ۰/۱۷۸ ±۰/۰۸۷ | -۳۳۹۳/۶۵۱ |

*: علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

### وزن دوازده ماهگی(W12)

نتیجه مقایسه مدل ها برای صفت وزن دوازده ماهگی نشان داد که برای این صفت مدل ۱ به عنوان مناسب‌ترین مدل می باشد (جدول ۶). بر اساس آزمون نسبت درستنمایی تاثیر عوامل اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی دائمی مادری و عامل محیطی مشترک مادری بر این صفت معنی‌دار نشد ($p > ۰/۰۵$). در گوسفند نژاد مهربان مدل ۳ که شامل اثر ژنتیکی مادری نیز می‌باشد به عنوان مناسب‌ترین مدل برای W12 تعیین شده است (Aghaali gamasaee *et al.*, 2010). وراثت‌پذیری گزارش شده این صفت برای نژادهای مهربان، گوسفند ایران بلک و ماکوئی به ترتیب ۰/۴۳، ۰/۳۴ و ۰/۳۶ می‌باشد که برآورد به

دست آمده در تحقیق حاضر با مدل ۱ در محدوده این گزارشات قرار دارد (Aghaali gamasaee *et al.*, 2010؛ Rashidi, 2012؛ فرزانه دیزج، ۱۳۸۹). وطن خواه و همکاران (۱۳۸۳)، وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ($pe^2$) وزن دوازده ماهگی نژاد لری‌بختیاری را بسیار پایین گزارش نموده‌اند. همچنین، با مقایسه نتایج این صفت و صفات قبلی مشاهده می شود که مقادیر $c^2$ از ۰/۶۷ برای وزن تولد به حدود ۰/۲۱ برای وزن یک سالگی کاهش یافته است. این نتیجه با تئوری کاهش تاثیر عوامل مادری بر وزن بدن بره با افزایش سن مطابقت دارد.

همچنین، وراثت پذیری بالای به دست آمده برای صفات وزن نه ماهگی و یک‌سالگی دلالت بر این دارد که امکان انتخاب براساس این صفات با صحت قابل قبول وجود دارد.درتحقیقی که بر روی گوسفند سیاه چهره اسکاتلند انجام گرفته ، نتیجه‌گیری شده است که انتخاب براساس وزن زنده در سنین بالاتر باعث افزایش صحت انتخاب می‌شود (Riggio *et al.*, 2008).

**جدول ٦- واریانس فنوتیپی، پارامترهای ژنتیکی و لگاریتم درستنمایی حاصل از مدل های مختلف برای وزن دوازده ماهگی**

| Model | $\sigma^2_p$ | $h^2 \pm SE$ | $m^2 \pm SE$ | $pe^2 \pm SE$ | $c^2 \pm SE$ | Log *L* |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **۱** | **۱۵/۲۰۲** | **۰/۳۳۸ ±۰/۱۰۰** | **–** | **–** | – | −۱۸۳۳/۸۲۴ |
| ۲ | ۱۵/۲۰۹ | ۰/۳۳۷ ±۰/۱۰۳ | – | ۰/۰۱۳ ±۰/۰۶۴ | – | −۱۸۳۳/۸۰۲ |
| ۳ | ۱۵/۲۰۱ | ۰/۳۳۸ ±۰/۱۱۴ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۶۲ | – | – | −۱۸۳۳/۸۲۴ |
| ۴ | ۱۵/۲۰۸ | ۰/۳۳۷ ±۰/۱۱۹ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۹۹ | ۰/۰۱۳ ±۰/۱۰۱ | – | −۱۸۳۳/۸۰۲ |
| ۵ | ۱۵/۲۳۶ | ۰/۳۳۶ ±۰/۱۰۱ | – | – | ۰/۲۰۷ ±۰/۱۳۸ | −۱۸۳۲/۹۳۰ |
| ۶ | ۱۵/۲۳۶ | ۰/۳۳۶ ±۰/۱۱۶ | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۶۸ | – | ۰/۲۰۷ ±۰/۱۴۷ | −۱۸۳۲/۹۳۰ |
| ۷ | ۱۵/۲۳۶ | ۰/۳۳۶ ±۰/۱۰۴ | – | ۰/۰۰۰ ±۰/۰۶۸ | ۰/۲۰۷ ±۰/۱۵۵ | −۱۸۳۲/۹۳۰ |
| ۸ | ۱۵/۲۳۶ | ۰/۳۳۶ ±۰/۱۱۹ | ۰/۰۰۰ ±۰/۱۰۰ | ۰/۰۰۰ ±۰/۱۰۹ | ۰/۲۰۷ ±۰/۱۵۵ | −۱۸۳۲/۹۳۰ |

* : علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

## نتیجه گیری

به دلیل متفاوت بودن مدل مناسب معرفی شده برای تجزیه و تحلیل صفات وزن بدن در تحقیقات مختلف، لازم است قبل از تجزیه و تحلیل و ارزیابی ژنتیکی دام ها، مدل مناسب برای داده های مورد بررسی تعیین شده و تاثیر عوامل مادری بر این صفات آزمون گردد.

ساختار داده ها، عمق شجره و تعداد مادران دارای نتاج، تاثیر زیادی بر برآورد صحیح اثرات عوامل مادری بر صفات رشد دارد. لذا در صورتی که داده‌های روستایی و اطلاعات گله‌های مردمی مورد استفاده قرار گیرد، به دلیل پایین بودن دقت رکوردگیری، کامل نبودن شجره دام‌ها و ساختار ناکافی داده ها، در نظر گرفتن کلیه اثرات ژنتیکی و محیطی مادری در مدل سبب برآورد دقیق این عوامل نخواهد شد.

لذا توصیه می‌شود برای تجزیه و تحلیل این داده‌ها، از مدل‌های ساده‌تر با تعداد اثرات تصادفی کمتر استفاده گردد و در این مدل‌ها حداکثر یک عامل مادری گنجانده شود.

با توجه به معنی‌دار بودن اثر محیطی مشترک مادری برای کلیه صفات به جز وزن یک سالگی، پیشنهاد می‌شود در نژادهایی که درصد دوقلوزایی آن ها بالاست برای برآورد

دقیق‌تر وراثت‌پذیری مستقیم، این عامل در مدل‌های آماری در نظر گرفته شود. همچنین وراثت‌پذیری مستقیم صفات وزن بدن در گله‌های مردمی مورد بررسی بالا بود. لذا انتخاب برای این صفات منجر به پیشرفت ژنتیکی قابل قبول خواهد شد.

## تشکر و قدردانی

نگارندگان از کلیه کارکنان مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور و معاونت امور دام استان آذربایجان غربی که با زحمات فراوان اطلاعات مورد نیاز تحقیق حاضر را فراهم نموده‌اند سپاس گزاری می‌نمایند.

## منابع

سلیمی، ج.، هاشمی، ع.، برنوسی، ا.، رزاق زاده، س. ۱۳۹۰. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات وزن در گوسفند قزل، اولین کنگره ملی علوم و فناوری‌های نوین کشاورزی.

عباسی، م. ع. و واعظ ترشیزی، ر. ۱۳۸۷. تاثیر عامل محیطی مشترک مادری بر پارامترهای ژنتیکی وزن بدن در سنین مختلف بره های نژاد بلوچی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، سال پانزدهم، شماره اول (پیاپی ۶۳).

فرزانه دیزج، ر. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و ابعاد بدن در گوسفند نژاد ماکوئی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی گروه علوم دامی. دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج.

کرمی، ک.، مرادی شهر بابک، ح.، قاضی‌خانی‌شاد، ع.، میرزا محمدی، ا. ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن قبل از شیر گیری در گوسفند زندی. پنجمین کنگره علوم دامی ایران، دانشگاه صنعتی اصفهان. ۱-۵.

محمدی، ح.، مرادی شهر بابک، ح. ۱۳۹۱. مقایسه مدل‌های مختلف برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد و نسبت کلیبر قبل از شیرگیری در گوسفندان شال. نشریه علوم دامی. ۹۴. ۳۶ - ۴۴.

نریمانی، م. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی و بررسی روند ژنتیکی صفات رشد در گوسفند تالشی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی گروه علوم دامی، دانشگاه آزاد اسلامی‌واحد کرج.

نوریان سرور، ا.، واعظ ترشیزی، ر.، صالحی، ع و مقیمی، ا. ۱۳۸۰. بررسی اثر عوامل محیطی و ژنتیکی بر صفات رشد اولیه در گوسفندان نژاد قزل. اولین سمینار ژنتیک واصلاح نژاد دام وطیور و آبزیان کشور. ایران- تهران.

وطن خواه، م.، مرادی شهر بابک، م.، نجاتی جوارمی، ا.، میرائی آشتیانی، ر.، واعظ ترشیزی، ر. ۱۳۸۳. مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران . مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. دانشکده کشاورزی. کرج. ۵۹۰-۵۹۶.

Abbasi, M.A., Abdollahi-Arpanahi, R., Maghsoudi, A.,Vaez Torshizi, R., Nejati-Javaremi, A. 2012. Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep. Small Rumin.Res.104: 62-69.

Aghaali-Gamasaee, V., Hafezian, S.H., Ahmadi, A., Baneh, H., Farhadi, A., Mohamadi, A. 2010. Estimation of genetic parameters for body weight at different ages in Mehraban sheep. African Journal of Biotechnology. 9(32), 5218-5223.

Baneh, H., Hafezian, S.H. 2009. Effect of environmental factors on growth traits in Ghezel sheep. African Journal of Biotechnology. 8(12), 2903-2907.

Clément, V., Bibé, B., Verrier, E., Elsen, J.M., Manfredi, E., Bouix, J., Hanocq, E. 2001. Simulation analysis to test the influence of model adequacy and data structure on the estimation of genetic parameters for traits with direct and maternal effects. Genet Sel Evol. 200133(4), 369-395.

Ekiz, B. 2005. Estimates of maternal effects for pre- and post- weaning daily gain in Turkish Merino lambs. Turkish Journal of Veterinary and Animal Science. 29, 399-407.

Eskandarinasab, M., Ghafouri-Kesbi, F., Abbasi, M.A. 2008. Different models for evaluation of growth traits and Kleiber ratio in an experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. J.Anim.Breed.Genet. 127(2010), 26-33.

Lewis, R.M., and Beatson, P.R. 1999. Choosing Maternal-effect Models to Estimate (co)variances for Live and Fleece Weight in New Zealand Coopworth Sheep. Livestock Production Science. 58, 137-150.

Mohammadi, H., Moradi Shahrebabak, M., Moradi Shahrebabak, H., Bahrami, A., Dorostkar, M. 2013. Model comparisions and genetic parameter estimates of growth and the Kleiber ratio in Shal sheep. Archiv Tierzucht Archives Animal Breeding. 10.7482/0003-9438-56-026, 1-20.

Mokhtari, M.S., Moradi Shahrebabak, M., Moradi Shahrebabk, H., Sadeghi, M. 20 12. Estimation of (co) variance components and genetic parameters for growth traits in Arman sheep. Journal of Livestock Science and Technologies. 1(1), 38-47.

Pakdel, A., Arendonk, J.A.M. van, Vereijken, A.L.J., Bovenhuis, H. 2002. Direct and maternal genetic effects for ascites-related traits in broilers. Poult.Sci. 81, 1273-1279.

Rashidi, A. 2012. Genetic parameter estimates of body weight traits in Iran-Black sheep. Journal of Livestock Science and Technologies. 1(1), 54-60.

Riggio, V., Finocchiaro, R., Bishop, S.C., 2008. Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. Journal of Animal Science. 86, 1758-1764.

SAS 2008, User's Guide, Version 9.2., SAS Institute, Cary, NC.

Savar-Sofla, S., Nejati-javaremi, A., Abbasi, M.A., Vaez Torshizi, R., Chamani, M. 2011. Investigation on direct and maternal effects on growth traits and the the kleiber ratio in Moghani sheep. World Applied Sciences Journal. 14.9, 1313-1319.

Shokrollahi, B., Baneh, H. 2012. (Co)variance components and genetic parameters for growth traits in Arabi sheep using different animal models. Gent.Mol.Res. 11(1), 305-314.

Simm, G., Lewis, R.M., Grundy, B., and Dingwall, W.S. 2002. Response to selection for lean growth in sheep. Animal Science. 74, 39-50.