Archive of SID

نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۹، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، ص. ۱۴۵-۱۳۵

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 9, No. 1, Spring 2017, p. 135-145

# برآورد همخونی و اثر آن بر صفات رشد در گوسفندان سنگسری

محبوبه میرزایی ایلایی[1*]- سعید حسنی[2]- مجتبی آهنی آذری[2]- روح‌الله عبدالله‌پور[3]- سکینه نقویان[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۵/۱۰

## چکیده

در گله‌های هسته اصلاح نژادی که عمدتاً به صورت بسته نگهداری می‌شوند، بررسی همخونی و اثرات آن بر صفات اقتصادی امری ضروری است. هدف از انجام این مطالعه برآورد مقدار همخونی و اثر آن بر عملکرد صفات رشد، در گوسفندان سنگسری بود. در این تحقیق از اطلاعات مربوط به ۷۰۲۸ رأس گوسفند سنگسری که طی ۲۸ سال (۱۳۹۲-۱۳۶۵) در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند سنگسری شهرستان دامغان، نگهداری و ثبت شجره شده بودند، استفاده گردید. جهت برآورد ضریب همخونی حیوانات موجود در شجره از برنامه CFC والگوریتم میوسین و لو، جهت تعیین ساختار جامعه از نرم‌افزار Endog v4.8 و برای برازش مدل‌های مختلف و محاسبه میزان تابعیت صفات از همخونی بر اساس بهترین مدل ازنرم‌افزار WOMBAT استفاده شد. میانگین نسل معادل کامل به عنوان معیاری از سطح تکامل شجره برای این جمعیت ۱/۵۹ برآورد شد و حدود ۷/۲۱ درصد از کل بره‌های ثبت شده همخون بودند. میانگین ضرایب همخونی کل جمعیت ۰/۲۸ درصد و نرخ افزایش سالیانه همخونی ۰/۰۲۸ درصد برآورد شد که از لحاظ آماری معنی‌دار بود. ضریب تابعیت اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی از همخونی به ترتیب ۱/۴۶-، ۷/۷۲-، ۱۴/۸۷، ۲۰/۹۲ و ۲۹/۴۶- گرم برآورد شد ولی از نظر آماری معنی‌دار نبود. پایین بودن میزان همخونی در این تحقیق نشان داد که شدت آمیزش‌های خویشاوندی در این گله نسبتاً پایین بوده و با توجه به عدم معنی‌داری تأثیر همخونی بر صفات مرتبط با رشد، اثرات سوء همخونی در گله قابل توجه نیست، ولی با کنترل شجره‌ای لازم در زمان جفت‌گیری، می‌توان از همخونی بالا در برخی از افراد گله جلوگیری کرد.

**واژه‌های کلیدی:** ساختار جمعیت، ضریب همخونی، گوسفند، وزن بدن.

## مقدمه

نژادهای بومی نشخوارکنندگان کوچک در کشورهای در حال توسعه به طور عمده توسط چوپان‌های محلی و تحت سیستم‌های تولیدی کم‌نهاده نگهداری می‌شوند و بهبود وضع اقتصادی صاحبان گله بستگی به ارتقاء راندمان تولید در این سیستم‌ها دارد (۳۰). بنابراین، اقدامات هماهنگ شده به لحاظ شیوه‌های مدیریتی و برنامه‌های بهبود ژنتیکی در این نژادها از اهمیت بسزایی برخوردار است (۲۱). با توجه به عدم امکان رکوردگیری و ثبت دقیق اطلاعات شجره در این نژادها، برنامه‌های اصلاح نژادی و بهبود ژنتیکی از طریق توزیع قوچ‌های اصلاح شده هسته‌های باز یا بسته اصلاح نژادی در گله‌های این نژادها صورت می‌گیرد. جفت‌گیری اجتناب ناپذیر حیوانات خویشاوند در جمعیت‌های بسته، منجر به افزایش همخونی می‌شود (۱۱). این امر به‌ویژه در گوسفند که حیوانات در یک گله به طور خالص و بدون مخلوط کردن جمعیت‌ها با یکدیگر پرورش می‌یابند و تعداد کمی قوچ در هر جمعیت استفاده می‌شود، مشهود است (۳۴).

همخونی عبارت است از آمیزش افرادی که رابطه خویشاوندی بالاتری نسبت به میانگین رابطه خویشاوندی جامعه دارند (۲۲) که منجر به تغییر فراوانی‌های ژنوتیپی یک جمعیت بدون تغییر فراوانی‌های ژنی می‌شود (۳۵). افزایش همخونی در بلندمدت علاوه بر تحت تأثیر قرار دادن پاسخ به انتخاب صفات، به دلیل کاهش هتروزیگوسیتی و به تبع آن کاهش تنوع ژنتیکی، کاهش رشد، تولید، سلامتی، باروری و بقای حیوان را نیز به دنبال دارد (۵، ۳۲ و ۴۲). افت ناشی از همخونی (ID[4]) را می‌توان به صورت تغییر در عملکرد به

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه ژنتیک و اصلاح نژاد دام و طیور، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان،
۲- دانشیار گروه ژنتیک و اصلاح نژاد دام و طیور، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان،
۳- استادیار گروه علوم دامی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قائم‌شهر.
(*- نویسنده مسئول: Email: mh.mirzaee90@yahoo.com)
DOI: 10.22067/ijasr.v2i1.54124

4- Inbreeding Depression

www.SID.ir

Archive of SID



ازای هر واحد همخونی بیان کرد (۷). تأثیر افت ناشی ازهمخونی بر صفات تولیدی و تولید مثلی در گونه‌های حیوانات اهلی از قبیل خوک (۳)، گاو (۱۵) و گوسفند (۳۴) گزارش شده است. سطح همخونی، به طور قابل‌توجهی تحت تأثیر نسبت نرها به ماده‌ها، توانایی تولیدمثل، سیستم جفت‌گیری و اندازه جمعیت می‌باشد (۳۶). با افزایش ضریب همخونی در گله، میانگین صفات با وراثت پذیری متوسط و کم به شدت کاهش می‌یابد (۱۲ و ۳۱). با توجه به اینکه هدف اصلی پرورش گوسفند در ایران تولید گوشت می‌باشد (۲۸)، صفات رشد قبل از شیرگیری و زنده‌مانی از مهمترین صفات اقتصادی محسوب می‌شوند. چون وراثت پذیری این صفات متوسط گزارش شده است، احتمالِ اینکه این صفات تحت تأثیر همخونی قرار گیرند زیاد است (۳۱ و ۳۸). تحقیقات زیادی در زمینه تأثیر همخونی بر عملکرد صفات اقتصادی دام‌ها انجام گرفته و مقدار این تأثیر بر حسب نژاد و صفت مورد مطالعه متفاوت بوده است. در تحقیقی بر روی گوسفند زندی، ضریب تابعیت صفات وزن تولد، وزن از شیر گیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یک‌سالگی از همخونی به ترتیب ۳/۴۹-، ۴۲/۲۰-، ۶۰/۳۵-، ۴۰/۷۰- و ۷۶/۵۵- گرم برآورد شده است (۳). در پژوهشی دیگر میزان افت ناشی از همخونی به ازای یک درصد افزایش همخونی برای اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی در گوسفند قره گل به ترتیب ۰/۰۰۵-، ۰/۰۳۹-، ۰/۱۱۷-، ۰/۱۶۸- و ۰/۱۷- کیلوگرم برآورد شد (۴).

جهت بررسی همخونی، تنوع ژنتیکی و دیگر پارامترهای مهم جمعیت، وجود یک شجره کامل ضروری می‌باشد (۲۷). فقدان اطلاعات، شجره ناقص و ورود جدید حیوانات به جمعیت، می‌تواند منجر به برآورد کم یا بیش از حد ضریب همخونی و دیگر پارامترهای مهم جمعیت شود (۱۳) و در نتیجه منجر به تفاسیر نادرست از جمعیت و صفات تحت بررسی گردد. از طرفی برای حفظ ساختار ژنتیکی هر جمعیت و جلوگیری از آثار زیانبار ناشی از همخونی، لازم است مقدار ضریب همخونی و تابعیت صفات از همخونی محاسبه شود تا از افزایش بیش از حد آن جلوگیری گردد. بنابراین، مطالعه حاضر به منظور بررسی میزان همخونی و تأثیر آن بر صفات مرتبط با رشد در گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند سنگسری دامغان انجام شد.

## مواد و روش‌ها

در این تحقیق به منظور بررسی همخونی و تأثیر آن بر صفات رشد از اطلاعات مربوط به ۷۰۲۸ رأس گوسفند سنگسری (۳۱۸۰ بره نر و ۳۸۴۸ بره ماده) که طی ۲۸ سال (۱۳۹۲-۱۳۶۵) در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند سنگسری در شهرستان دامغان، نگهداری و ثبت شجره شده بودند، استفاده شد. فایل شجره، برای هر گوسفند حاوی شماره بره، پدر، مادر، جنس و تاریخ تولد، تیپ تولد، سن مادر و رکورد صفات مورد نظر برای هر حیوان بود. جهت ویرایش داده‌ها از نرم‌افزار فاکس پرو (FoxPro 2.6) استفاده شد. برای بررسی اثرات ثابت (سال رکوردگیری، سن میش هنگام زایش، جنس بره و تیپ تولد) بر صفات مورد نظر، از رویه GLM نرم افزار SAS 9.1 (۴۰) استفاده گردید. جهت برآورد ضریب همخونی تمام حیوانات موجود در شجره از برنامه CFC (۴۲) و الگوریتم میوسین و لو (۱۹۹۲) (۳۲) و جهت تعیین ساختار جامعه از نرم افزارEndog v4.8 (۱۶) استفاده گردید.

عمق شجره و کامل بودن آن در برآورد ضریب همخونی و ضریب خویشاوندی در بین حیوانات بسیار مهم و تأثیرگذار است؛ به این منظور تعداد نسل‌های معادل کامل[1] برای هر حیوان موجود در شجره (i) به صورت مجموع نسبت اجداد معلوم در طول نسل‌های ترسیم شده و طبق معادله (۱) محاسبه شد.

$$EqG_i = \sum \left(\frac{1}{2}\right)^n \quad (۱)$$

در این فرمول، n تعداد نسل‌های جداکننده فرد از هر جد معلومش می‌باشد (با توجه به اینکه هر فرد در شجره خود یک تا n جد مشخص و معلوم دارد) (۲۵). سپس میانگین تعداد نسل‌های معادل کامل گوسفندان متولد شده در هر سال برآورد شد. همچنین سطح تکامل شجره، که به صورت نسبت اجداد معلوم در هر نسل والدینی تعریف می‌گردد (۲۴) با استفاده از رابطه زیر به دست آمد.

$$PCI_{animal} = \frac{2C_{sire}C_{dam}}{C_{sire} + C_{dam}} \quad (۲)$$

در این رابطه $C_{sire}$ و $C_{dam}$ به ترتیب سهم خطوط پدری و مادری و $C = \frac{1}{d}\sum_{i=1}^{d} a_i$ می‌باشد که $a_i$ معرف نسبت اجداد شناخته شده حیوان در نسل i و d معرف تعداد نسل‌های در نظر گرفته شده (در اینجا ۱۰ نسل) است. سطح تکامل شجره تأثیر مستقیم در برآورد ضرایب همخونی جمعیت دارد، چرا که با افزایش سطح تکامل شجره احتمال یافتن جد مشترک برای افراد نسل حاضر بیشتر می‌شود (۷ و ۲۶).

بررسی اثر همخونی بر صفات مورد مطالعه با استفاده از برنامه WOMBAT (۳۳) و روش حداکثر درست‌نمایی محدودشده (REML[2]) با استفاده از ۱۲ مدل حیوانی با درنظر گرفتن سن دام در زمان رکورد گیری (به جز برای وزن تولد) و ضریب همخونی حیوان به‌عنوان متغیر کمکی در مدل‌ها انجام شد.

1- Number of equivalent complete generations
2- Restricted Maximum Likelihood

www.SID.ir

Archive of SID



| | | |
|---|---|---|
| مدل ۱ | $y = Xb + Z_a a + e$ | |
| مدل ۲ | $y = Xb + Z_a a + Z_c c + e$ | |
| مدل ۳ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$ | $Cov(a,m) = 0$ |
| مدل ۴ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$ | $Cov(a,m) = A\sigma_{am}$ |
| مدل ۵ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e$ | $Cov(a,m) = 0$ |
| مدل ۶ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e$ | $Cov(a,m) = A\sigma_{am}$ |
| مدل ۷ | $y = Xb + Z_a a + Z_i i + e$ | |
| مدل ۸ | $y = Xb + Z_a a + Z_c c + Z_i i + e$ | |
| مدل ۹ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_i i + e$ | $Cov(a,m) = 0$ |
| مدل ۱۰ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_i i + e$ | $Cov(a,m) = A\sigma_{am}$ |
| مدل ۱۱ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_i i + e$ | $Cov(a,m) = 0$ |
| مدل ۱۲ | $y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_i i + e$ | $Cov(a,m) = A\sigma_{am}$ |

در این مدل‌ها $y$ بردار مشاهدات، b، a، M، c، i و e به ترتیب بردار اثرات عوامل ثابت (شامل جنس، تیپ تولد، سن مادر و سال رکوردگیری)، بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، بردار اثرات محیطی دائمی مادری، بردار اثرات محیط مشترک و بردار اثرات باقی‌مانده است. A ماتریس روابط خویشاوندی و X، $Z_a$، $Z_m$، $Z_c$ و $Z_i$ ماتریس‌های طرح هستند، که به ترتیب ارتباط اثرات عوامل ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات محیط مشترک را با بردار مشاهدات برقرار می‌کنند. همچنین $\sigma_{am}$، کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را نشان می‌دهد. مناسب‌ترین مدل با استفاده از معیار اطلاعات آکائیک به صورت زیر تعیین شد (۲).

$$AIC_i = -2\log L_i + 2P_i \qquad (۳)$$

در این رابطه: $AIC_i$ معیار آکائیک، $AIC_i$ Log $L_i$ نسبت لگاریتم درست‌نمائی و $P_i$ تعداد پارامترهای موجود در مدل است. در نهایت مدلی که کمترین مقدار آکائیک را داشت به‌عنوان مناسب‌ترین مدل در نظر گرفته شد.

## نتایج و بحث

نتایج آنالیز شجره گله مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. در شجره مورد بررسی ۴۷۷۲ حیوان از کل شجره دارای پدر و مادر معلوم بودند و نسبت کمی از بره‌های ثبت شده (حدود ۷/۲۱ درصد از کل بره‌ها) همخون بودند و میانگین ضرایب همخونی آنها ۳/۸۸ درصد بود.

**جدول ۱**- ساختار شجره

**Table 1**- Pedigree structure

| شاخص<br>Index | مقدار<br>Value |
|---|---|
| تعداد حیوانات کل جمعیت<br>No. of animals in whole population | 7028 |
| تعداد حیوانات با هردو والد معلوم<br>No. of animals with both known parents | 4772 |
| تعداد حیوانات همخون<br>No. of inbred animals | 507 |
| تعداد افراد جمعیت پایه (یک یا هردو والد نامعلوم)<br>Base population (one or more unknown parents) | 2256 |
| میانگین همخونی (٪)<br>Mean inbreeding (%) | 0.28 |
| میانگین خویشاوندی (٪)<br>Mean relatedness (%) | 0.59 |
| میانگین همخونی در حیوانات همخون (٪)<br>Mean inbreeding in inbred animals (%) | 3.88 |

جدول ۲ آمار توصیفی صفات مورد مطالعه را نشان می‌دهد. با افزایش سن تعداد افراد دارای رکورد کاهش یافته است و همچنین برای کلیه صفات مورد بررسی، بیشتر حیوانات دارای رکورد، دارای ضریب همخونی صفر بودند.

www.SID.ir

Archive of SID



**جدول۲**- آمار توصیفی صفات رشد در گوسفند سنگسری

**Table 2**- Descriptive statistics of growth traits in Sangsari sheep

| صفت Trait | وزن تولد Birth weight | وزن ۳ ماهگی 3-month weight | وزن ۶ ماهگی 6-month weight | وزن ۹ ماهگی 9-month weight | وزن ۱۲ ماهگی 12-month weight |
|---|---|---|---|---|---|
| تعداد رکورد No. of records | 6140 | 4877 | 4102 | 2884 | 1523 |
| میانگین (کیلوگرم) Mean (kg) | 3.22 | 22.03 | 23.91 | 26.16 | 28.95 |
| حداکثر (کیلوگرم) Max. (kg) | 5 | 38 | 39.5 | 42.5 | 45 |
| حداقل (کیلوگرم) Min. (kg) | 1.2 | 9.5 | 11 | 13 | 16 |
| انحراف معیار (کیلوگرم) S.D. (kg) | 0.449 | 4.241 | 3.921 | 4.566 | 5.396 |

**انتخاب مدل مناسب**

مدل مناسب برای آنالیز صفات مورد مطالعه و نتایج مربوط به آزمون معیار آکائیک برای تعیین مناسب‌ترین مدل در جدول ۳ نشان داده شده است. مناسب‌ترین مدل برای صفت وزن تولد و وزن ۶ ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات محیط مشترک بود (مدل ۱۱). مدل مناسب برای صفت وزن ۳ ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات محیط مشترک بود (مدل ۸). مناسب‌ترین مدل برای صفت وزن ۹ ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثرات محیط مشترک (مدل ۹) و همچنین برای صفت وزن ۱۲ ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی افزایشی مادری بود (مدل ۳).

**جدول ۳**- مقادیر AIC مدل‌های مختلف تجزیه و تحلیل صفات رشد

**Table 3**- AIC values for different models of analysis for growth traits

| مدل Model | وزن تولد Birth weight | وزن ۳ ماهگی 3-month weight | وزن ۶ ماهگی 6-month weight | وزن ۹ ماهگی 9-month weight | وزن ۱۲ ماهگی 12-month weight |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | -4974.888 | 14851.574 | 12659.98 | 8911.938 | 5009.096 |
| 2 | -5017.146 | 14789.082 | 12632.298 | 8891.766 | 5007.042 |
| 3 | -5009.43 | 14813.906 | 12635.032 | 8887.114 | 4997.29* |
| 4 | -5007.458 | 14814.364 | 12636.398 | 8888.374 | 4998.938 |
| 5 | -5018.412 | 14790.67 | 12631.396 | 8888.044 | 4999.29 |
| 6 | -5016.42 | 14791.624 | 12632.62 | 8889.492 | 5000.938 |
| 7 | -5024.758 | 14846.876 | 12651.152 | 8904.886 | 5009.84 |
| 8 | -5055.992 | 14787.57* | 12625.852 | 8887.68 | 5008.51 |
| 9 | -5054.014 | 14810.394 | 12627.64 | 8882.178* | 4999.082 |
| 10 | -5052.336 | 14810.352 | 12629.168 | 8883.614 | 5000.742 |
| 11 | -5058.366* | 14789.054 | 12624.756* | 8883.542 | 5001.082 |
| 12 | -5056.57 | 14789.688 | 12626.14 | 8885.092 | 5002.742 |

* مناسب‌ترین مدل برای هر صفت.

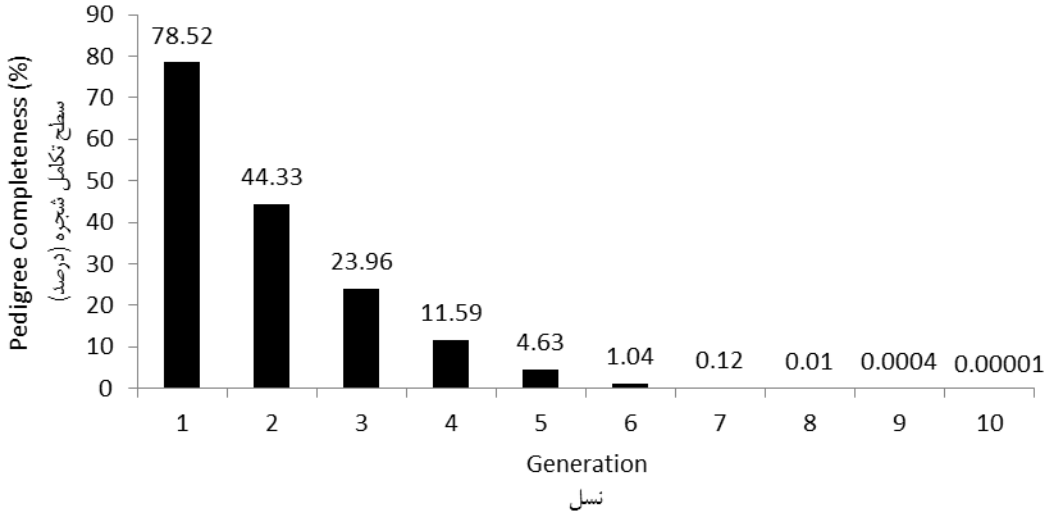
*The most appropriate model for each trait.

شکل ۱ سطح تکامل شجره را برای هر نسل والدین موجود در شجره ارائه می‌دهد. سطح تکامل برای کل شجره در اولین نسل (پدران) ۷۸/۵۲ درصد و در دومین نسل (پدربزرگان) ۴۴/۳۳ درصد بود و به تدریج در نسل‌های بعدی کاهش یافته است تا اینکه به حداقل مقدار خود در نسل ۱۰ (۰/۰۰۰۱ درصد) رسید. با توجه به اینکه هر چه در شجره از نسل‌های حاضر به نسل‌های پایه برگردیم، از میزان مشارکت حیوانات به ازای هر نسل، به میزان نصف کاسته می‌شود؛ جهت تعیین سطح تکامل شجره ۵ نسل اول را در نظر می‌گیرند (۲۴) زیرا در نسل‌های قدیمی‌تر از ۵ نسل، میزان تأثیر کوچک شده و قابل اغماض خواهد بود. به طور متوسط، سطح تکامل شجره در جمعیت حاضر برای این ۵ نسل پایین بوده است و می‌تواند یکی از دلایل پایین بودن میزان همخونی جمعیت باشد.

www.SID.ir

Archive of SID






**شکل ۱**- تکامل شجره در هر نسل (نسل ۱: پدران، نسل ۲: پدربزرگان و ...)

**Figure 1**- Pedigree completeness per generation (generation 1 = parents, generation 2 = grandparents, etc.)

میانگین تعداد نسل‌های معادل کامل و میانگین همخونی در هر سال تولد در شکل ۲ ارائه شده است. مقادیر پایین F از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۲ (۱۹۹۴-۱۹۸۷) مشاهده شد که عمدتاً به دلیل عدم وجود و یا ناقص بودن اطلاعات شجره‌ای است. بعد از سال ۱۳۷۲ (۱۹۹۴) میانگین ضریب همخونی دام‌ها روندی نامنظم داشته و این نوسانات در میانگین همخونی با روند EqG حیوانات منطبق شده است که می‌تواند به دلیل نسبت قوچ‌های مولد به میش‌های مولد یا سطح تکامل شجره والدین باشد؛ بدین صورت که در هر سال نسبت قوچ‌هایی که جهت آمیزش در اختیار میش‌ها قرار می‌گیرند و رابطه خویشاوندی آنها متفاوت است و همچنین کاهش و افزایش مجدد سطح تکامل شجره حیواناتی که در این سال‌ها مورد استفاده قرار گرفت موجب نوسان در میانگین همخونی شده است. در مطالعه حاضر، میانگین نسل معادل کامل به عنوان معیاری از سطح تکامل شجره برای جمعیت ۱/۵۹ برآورد شد. میانگین نسل معادل کامل بالاتری توسط مختاری و همکاران (۲۹) در گوسفند کرمانی (۲/۲۲) و طهمورث پور و شیخلو (۳۰) در گوسفند بلوچی (۵/۴۷) گزارش شده است. تفاوت در میانگین همخونی را می‌توان به اندازه جمعیت و تعداد مختلف نسل‌های معادل نسبت داد به طوری که هرچه نسل‌های معادل کامل بیشتر و همچنین شجره مورد بررسی کامل‌تر باشد احتمال یافتن اجداد مشترک بیشتر و برآورد میزان همخونی دقیق‌تر می‌باشد. میانگین ضرایب همخونی کل جمعیت ۰/۲۸ درصد و متوسط ضریب خویشاوندی ۰/۵۹ درصد برآورد شد. بیشترین مقدار همخونی و کمترین مقدار همخونی در جمعیت همخون به ترتیب ۳۱/۲۵ درصد و ۰/۰۲۴ درصد برآورد شدند. با توجه به مقدار بیشینه همخونی، می‌توان گفت در جمعیت حاضر آمیزش‌های بسیار نزدیک وجود داشته است اما تعداد آنها با توجه به مقدار پایین میانگین ضریب همخونی کل جمعیت، کم بوده است. علت عمده پایین بودن میانگین ضرایب همخونی می‌تواند ناشی از تعداد زیاد حیوانات دارای رابطه خویشاوندی پایین و نیز جفت‌گیری کنترل شده در گله به صورت ممانعت از آمیزش‌های نزدیک خویشاوندی بین حیوانات توسط مسئولین ایستگاه اصلاح نژاد دامغان باشد. علت اصلی وجود ضرایب همخونی صفر به علت نامعلوم بودن بخش عمده‌ای از اجداد مشترک به دلیل فقدان اطلاعات در سال‌های اولیه و همچنین اشتباه در ثبت اطلاعات شجره‌ای می‌باشد. میانگین خویشاوندی، اطلاعات مکملی را برای مقادیر همخونی به جهت توضیح آمیزش خویشاوندان فراهم می‌کند (۱۸). میانگین همخونی در جمعیت مرجع گوسفند کرمانی ۰/۵۱ درصد گزارش شده است (۲۹).

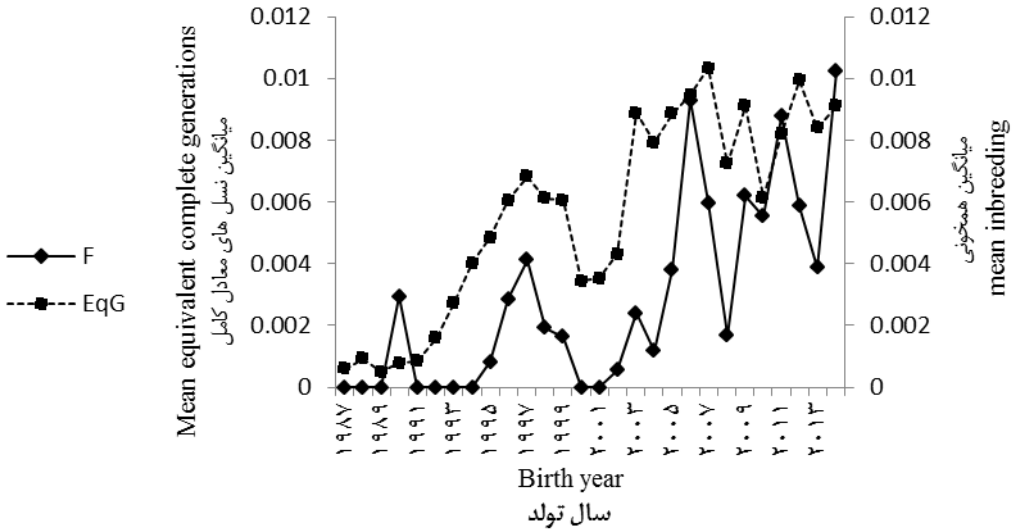
روند تغییرات همخونی برای جمعیت گوسفندان سنگسری مورد مطالعه، در هر سال، در شکل ۳ نشان داده شده است. در طول سال‌های مورد بررسی، متوسط ضریب همخونی دام‌ها روند افزایشی (البته نه به صورت ثابت) داشت، به‌طوری که با برازش رگرسیون خطی همخونی بر سال تولد، میزان افزایش همخونی ۰/۰۲۸ درصد در سال برآورد گردید و به لحاظ آماری معنی‌دار بود ($p<0/01$). میانگین افزایش سالانه همخونی توسط شیخلو و همکاران (۴۳) در گوسفندان بلوچی ۰/۱۵، الماسی و همکاران (۳) در گوسفندان زندی ۰/۰۲، درستکار و همکاران (۸) در گوسفند مغانی ۰/۰۵ و فرهنگ‌فر و متقی‌نیا (۱۰) برای کل حیوانات و حیوانات همخون در گوسفندان بلوچی به ترتیب ۰/۱۱۷ و ۰/۰۲۲ درصد در سال برآورد شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

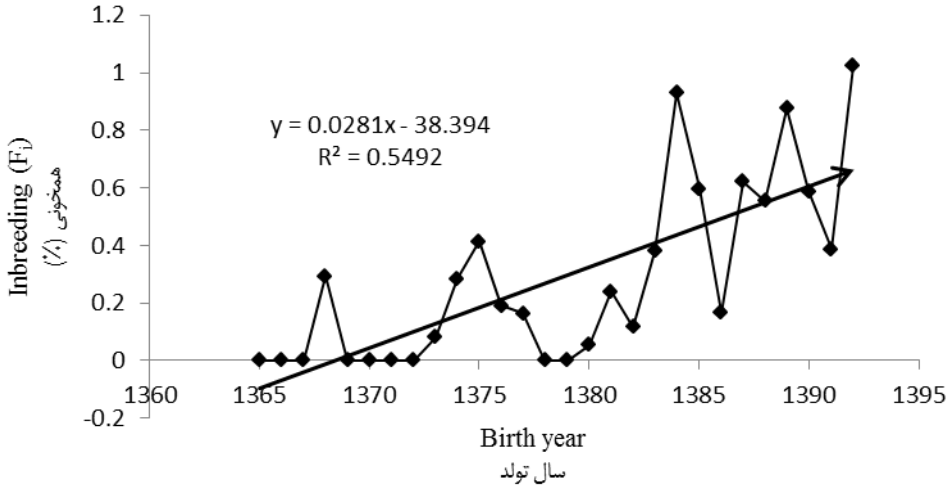


نتایج حاصل از بررسی گوسفندان زندی از مقدار سالانه افزایش همخونی در این تحقیق کمتر می‌باشد اما در سایر تحقیقات مقدار افزایش همخونی کل حیوانات نسبت به این پژوهش بیشتر بود که این تفاوت‌ها می‌تواند به دلیل تفاوت نژادها از نظر سطح تکامل شجره، سیستم آمیزشی و میزان کنترل جفت‌گیری‌ها باشد. میزان همخونی گله در طی سال‌های ۱۳۶۵ تا ۱۳۷۲ (۱۹۹۴-۱۹۸۷) به دلیل حضور جمعیت پایه و فقدان اطلاعات در این سال‌ها صفر بود، اما در سال‌های بعدی میزان همخونی با یک روند ملایم افزایش یافت.




**شکل ۲**- متوسط همخونی (F) و نسل‌های معادل کامل (EqG) به تفکیک سال تولد

**Figure 2-** Mean inbreeding (F) and mean equivalent complete generations (EqG) by birth year




**شکل ۳**- روند تغییرات همخونی به تفکیک سال تولد در کل جمعیت

**Figure 3-** Trend of the inbreeding (Fi) by year of birth in the whole population

## ضریب تابعیت صفات از همخونی

ضریب تابعیت وزن تولد و وزن ۳ ماهگی از همخونی به ترتیب ۱/۴۶- و ۷/۷۲- گرم برآورد شد. یعنی به ازای یک درصد افزایش در همخونی وزن تولد و ۳ ماهگی به میزان ۱/۴۶ و ۷/۷۲ گرم کاهش

www.SID.ir

Archive of SID



یافت که از نظر آماری معنی‌دار نبود (p>۰/۰۵). در رابطه با تأثیر همخونی بر اوزان تولد و شیر گیری نتایج متفاوتی گزارش شده است. ضریب تابعیت اوزان تولد و شیر گیری با همخونی در یک گله از گوسفندان ماکویی (۲۱) به ترتیب ۰/۰۰۸ و ۰/۰۴۵-، در بره‌های قره‌گل (۴) به ترتیب ۰/۰۰۵- و ۰/۰۳۹-، در ۳ گله از گوسفندان لسس (۴۲) به ترتیب ۰/۰۱۹- و ۰/۰۳۱ و در گوسفند نژاد مغانی (۸) به ترتیب ۰/۰۰۷ و ۰/۲۹۱- کیلوگرم تخمین زده شد.

مقدار تغییر در صفت وزن تولد و وزن از شیر گیری به دلیل همخونی در گوسفندان لری-بختیاری (۳۷) به ترتیب ۰/۵+ و ۱۰۹/۸-، در گوسفندان ایران-بلک (۲۸) به ترتیب ۹- و ۲۹-، در گوسفندان زندی (۳) به ترتیب ۳/۴۹- و ۴۲/۲۰- و در گله گوسفندان بومی گیلان (۹) به ترتیب ۵/۴۹۹- و ۲۸/۴۰۶- گرم گزارش شد. میزان افت ناشی از همخونی برای وزن تولد گوسفندان ایران-بلک ۷- گرم و افت همخونی مادری برای اوزان تولد و شیرگیری به ترتیب ۱۷- و ۶۲- گرم برآورد شد (۳۰). همچنین میزان افت همخونی برای وزن تولد گوسفندان مرینوس حدود ۰/۰۱۹ کیلوگرم به ازای هر یک درصد افزایش همخونی گزارش شد (۱۵). نتایج تأثیر همخونی بر وزن تولد و وزن از شیرگیری بره‌های سنگسری حاصل از این بررسی در دامنه مقادیر گزارش‌شده قرار دارد و تفاوت مشاهده شده در مقدار این تأثیر می‌تواند به دلیل تفاوت در نژاد، مقدار کم ضرایب همخونی و مدل آماری انتخاب شده باشد.

**جدول ٤**- برآورد ضریب تابعیت صفات مورد مطالعه به ازای یک درصد افزایش همخونی (گرم بر درصد)

**Table 4**- Estimation of regression coefficients in studied traits for a 1% increase in inbreeding (gram per percentage)

| صفت Trait | ضریب رگرسیون regression coefficients | سطح احتمال P-value |
|---|---|---|
| وزن تولد Birth weight | -1.46 | 288.0 |
| وزن ۳ ماهگی 3-month weight | -7.72 | 0.216 |
| وزن ۶ ماهگی 6-month weight | 14.87 | 0.208 |
| وزن ۹ ماهگی 9-month weight | 20.92 | 0.795 |
| وزن ۱۲ ماهگی 12-month weight | -29.46 | 0.479 |

ضریب تابعیت وزن ۶ ماهگی و وزن ۹ ماهگی از همخونی به ترتیب ۱۴/۸۷ و ۲۰/۹۲ گرم محاسبه شد که از نظر آماری معنی‌دار نبود (p>۰/۰۵). همچنین میزان افت ناشی از یک درصد افزایش همخونی برای وزن ۱۲ ماهگی، ۲۹/۴۶- گرم برآورد شد که از نظر آماری معنی‌دار نبود (p>۰/۰۵). تأثیر غیر معنی‌دار همخونی بر صفات فوق می‌تواند ناشی از سطح بسیار پایین همخونی در گله و احتمالا کمتر بودن میزان غالبیت در مکان‌های ژنی کنترل کننده این صفات باشد.

طی بررسی تأثیر همخونی بر صفات تولیدی میزان پس‌روی همخونی برای صفات وزن ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی توسط عادلی‌خواه و همکاران (۱) در گوسفندان زندی به ترتیب ۹۷-، ۸۵- و ۱۰۷- گرم، راشدی و همکاران (۳۷) در گوسفند نژاد لری-بختیاری به ترتیب ۲۸۳/۶-، ۱۹۳/۱- و ۲۳۴- گرم و الماسی و همکاران (۳) بر روی گوسفندان زندی به ترتیب ۶۰/۳۵-، ۴۰/۷۰- و ۷۶/۵۵- گرم به ازای یک درصد افزایش همخونی گزارش شد. همچنین میزان پس‌روی ناشی از همخونی به ازای یک درصد افزایش همخونی برای اوزان ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی در بره‌های قره‌گل (۴) به ترتیب ۰/۱۱۷-، ۰/۱۶۸- و ۰/۱۷- کیلوگرم، در گوسفندان ظفرنگاری (۲۶) به ترتیب ۰/۰۷۵، ۰/۱۲۹ و ۰/۱۱۲ کیلوگرم و درگوسفند نژاد مغانی (۸) به ترتیب ۰/۰۲۶-، ۰/۰۱۸- و ۰/۰۴۱- کیلوگرم تخمین زده شد. در بررسی همخونی گوسفندان بومی گیلان (۱۹)، میزان افت همخونی وزن ۶ ماهگی ۲۰/۰۷۸ گرم و در گوسفند تالی (۹) برای وزن ۲۷۰ روزگی و یک‌سالگی به ترتیب ۰/۰۱۳ و ۰/۰۱۹ کیلوگرم برآورد شد.

به طور کلی نتایج پژوهش حاضر با مطالعات انجام شده در این زمینه در نژادهای مختلف تا حدی مطابقت داشت و تفاوت نتایج به دست آمده در این مطالعه با نتایج گزارش شده توسط پژوهشگران مختلف می‌تواند به دلیل میزان متفاوت همخونی، روند همخونی در گله‌های تحت مطالعه، نژاد، اندازه جمعیت گله‌ها و مدل آماری مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل داده‌ها باشد.

## نتیجه گیری کلی

نتایج این تحقیق نشان داد که میانگین ضریب همخونی در جمعیت گوسفندان سنگسری نسبت به مقادیر منتشر شده در نژادهای بومی دیگر پایین‌تر است که می‌تواند به دلیل عدم وجود اطلاعات مشخص از تعدادی والدین حیوانات و اجداد مشترک و نیز به دلیل آمیزش‌های هدفدار و تا حد زیادی کنترل شده باشد. در سال‌های ابتدایی تعداد حیوانات همخون کم، اما به مرور زمان به علت انتخاب حیوانات نر و ماده مولد از داخل گله و آمیزش افراد خویشاوند، میانگین ضریب همخونی افزایش یافته است. این مقدار افزایش در همخونی ناچیز است و در حال حاضر امری نگران‌کننده در این گله محسوب نمی‌شود. با این وجود، با کنترل شجره‌ای لازم در زمان جفت‌گیری، می‌توان از همخونی بالا در برخی از افراد گله جلوگیری کرد.

www.SID.ir

Archive of SID



## منابع


1- Adeli Khah, M. H., R. Vaez Torshizi., M. Rokouei, and D. Tohidi. 2008. Inbreeding and its effects on production traits Iranian Zandi sheep. 3rd Congress on Animal Science, Mashhad, Iran. (In Persian).
2- Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6): 716–723.
3- Almasi, M., A. Rashidi., M. Razmkabir, and M. M. Gholam Babaeian. 2014. Estimation of inbreeding coefficient and its effects on growth traits in Zandi sheep. Journal of Ruminant Research, 2(3): 109-119. (In Persian).
4- Bahri Binabaj, F., H. Faraji Arough., M. Rokuei., M. Jafari, and M. R. Sheikhloo. 2015. Estimation of inbreeding depression on growth correlated traits in Karakul lambs. Journal of Ruminant Research, 2(4): 137-156. (In Persian).
5- Bijma, P., J. A. M. Van Arendonk, and J. A. Woolliams. 2001. Predicting rates of inbreeding for livestock improvement schemes. Journal of Animal Science, 79: 840-853.
6- Cassell, B. G., V. Adamec, and R. E. Pearson. 2003. Effects of incomplete pedigree on estimates of inbreeding and inbreeding depression for days to first service and summit milk yield in Holsteins and Jerseys. Journal of Dairy Science, 86: 2967–2976.
7- Dickerson, G. E. 1963. Experimental evaluation of selection theory in poultry. Pages 747-761 in Genetics Today International Congress of Genetics. Hague, Holand.
8- Dorostkar, M., H. Faraji Arough., J. Shodja., S. A. Rafat., M. Rokouei, and H. Esfandyari, 2012. Inbreeding and inbreeding depression in Iranian Moghanisheep breed. Journal of Agricultural Science and Technology, 14: 549-556.
9- Eteqadi, B., N. Ghavi Hossein Zadeh, and A. A. Shadparvar. 2014. Population structure and inbreeding effects on body weight traits of Guilan sheep in Iran. Small Ruminant Research, 119: 45-51.
10- Farhangfar, H. and Gh. Mottaghinia. 2013. A study on the effect of inbreeding depression on growth traits in Baluchi Sheep. Research on Animal Production, 4(7): 92-105. (In Persian).
11- Falconer, D. S, and T. F. C. Mackay. 1996. Introduction to Quantitative Genetics. Longman Group Ltd., England.
12- Gilmour, A. R., B. J. Gogel., B. R. Cullis, and R. Thompson. 2009. ASReml User Guide Release 4.0 VSN International Ltd, Hempstead, HP1 1ES, UK.
13- Goyache, F., J. P. Gutierrez., I. Fernandez, E. Gomes., I. Alvarez, J. Díez, and L. J. Roy. 2003. Using pedigree information to monitor genetic variability of endangered population: the Xalda sheep breed of Asturias as an example. Journal of Animal Breeding and Genetics, 120: 95–105.
14- Gowane, G. R., V. Prakash., A. Chopra, and L. L. L. Prince. 2013. Population structure and effect of inbreeding on lamb growth in Bharat Merino sheep. Small Ruminant Research, 114: 72-79.
15- Gulisija, D., D. Gianola., K. A. Weigel, and M. A. Toro. 2006. Between-founder heterogeneity in inbreeding depression for production in Jersey cows. Livestock Science, 104: 244–253.
16- Gutiérrez, J. P. and F. Goyache. 2005. A note on ENDOG: a computer program for analyzing pedigree information. Journal of Animal Breeding and Genetics, 122: 172–176.
17- Gutiérrez, J. P., J. Altarriba., C. Diaz., R. Quintanilla., J. Canon, and J. Piedrafita. 2003. Genetic analysis of eight Spanish beef cattle breeds. Genetics Selection Evolution, 35: 43–64.
18- Hedrick, O. W, and S. T. Kalinowski. 2000. Inbreeding depression in conservation biology. Annual Review of Ecological Systems, 31: 139-162.
19- Hussain, A., P. Akhtar., S. Ali., M. Younas, and K. Javed. 2006. Inbreeding effects on post-weaning growth traits of Thallisheep in Pakistan. Pakistan Journal of Agricultural Sciences, 43(1-2): 89-92.
20- Jafari, Sh., A. Hashemi., I. Bernousi., S. Razzaghzadeh. 2011. The effect of inbreeding coefficient on pre-weaning weight and wool traits in a flock of Makuie sheep. National Conference on Modern Agricultural Sciences & Technologies. Zanjan, Iran. (In Persian).
21- Kosgey, I. S, and A. M. Okeyo. 2007. Genetic improvement of small ruminantsin low-input, smallholder production systems: technical and infra-structural issues. Small Ruminant Research, 70: 76–88.
22- Lush, J. L. 1945. Animal Breeding Plans. Iowa State College Press, Ames, Iowa, USA.
23- Lutaaya, E., I. Misztal., J. K. Bertrand, and J. W. Mabry. 1999. Inbreeding in populations with incomplete pedigree. Journal of Animal Breeding and Genetics, 116: 475–480.
24- MacCluer, J. W., A. J. Boyce., B. Dyke., L. R. Weitkamp., D. W. Pfenning, and C. J. Parsons. 1983. In breeding and pedigree structure in Standardbred horses. Journal of Heredity, 74: 394-399.
25- Maignel, L., D. Boichard, and E. Verrier. 1996. Genetic variability of French dairy breeds estimated from pedigree information. Interbull Bulletin, 14: 49–54.
26- Mandal, A., K. P. Pant., D. R. Notter., P. K. Rout., R. Roy., N. K. Sinha, and N. Sharma. 2005. Studies on


www.SID.ir

Archive of SID



inbreeding and its effects on growth and fleece traits of Muzaffarnagari sheep. Asian-Australasian Journal of Animal Sciences, 18(10): 1363–1367.
27- Martínez R. A., D. García., J. L. Gallego., G. Onofre., J. Pérez, and J. Ca˜nón. 2008. Genetic variability in Colombian Creole cattle populations estimated by pedigree information. Journal of Animal Science, 86: 545–552.
28- Mirzamohamadi, E., A. Rashidi., M. Vatankhah, and M. Jafari. 2012. Evaluation of inbreeding effects on pre-weaning growth traits and lamb survival in Iran-black sheep. Animal Sciences Journal, 101: 62-70. (In Persian).
29- Mokhtari, M. S., M. MoradiShahrbabak., A. K. Esmailizadeh., R. Abdollahi-Arpanahi, and J. P. Gutierrez. 2013. Genetic diversity in Kermani sheep assessed from pedigree analysis. Small Ruminant Research, 114: 202–205.
30- Mokhtari, M. S., M. MoradiShahrbabak, A. K. Esmailizadeh., R. Abdollahi-Arpanahi, and J. P. Gutierrez. 2014. Pedigree analysis of Iran Black sheep and inbreeding effects on growth and reproduction traits. Small Ruminant Research, 116: 14– 20.
31- Mohammadi, K., A. Rashidi., M. S. Mokhtari, and M. T. Beigi Nassiri. 2011. The estimation of (co)variance components for growth traits and Kleiber ratios in Zandisheep. Small Ruminant Research, 99: 116-121.
32- Meuwissen, T. H. E. and Z. Luo. 1992. Computing inbreeding coefficient in large populations. Genetics Selection Evolution, 24: 305–313.
33- Meyer, K. 2006. WOMBAT–A Program for Mixed Model Analyses by Restricted Maximum Likelihood. User Notes. Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale.
34- Norberg, E. and A. C. Sørensen. 2007. Inbreeding trend and inbreeding depression in the Danish populations of Texel, Shropshire, and Oxford Down. Journal of Animal Science, 85: 299-257.
35- Pedrosa, V. B., Jr. M. L. Santana., P. S. Oliveira., J. P. Eler, and J. B. S. Ferraz. 2010. Population structure and inbreeding effects on growth traits of SantaInês sheep in Brazil. Small Ruminant Research, 93: 135–139.
36- Rzewuska, K., J. Klewiec, and E. Martyniuk. 2005. Effect of inbred on reproduction and body weight of sheep in a closed Booroola flock. Animal Science Papers and Reports, 4: 237–247.
37- Rashedi Dehsahraei, A., J. Fayazi, and M. Vatankhah. 2013. Investigating inbreeding trend and its impact on growth traits of Lori-Bakhtiari Sheep. Journal of Ruminant Research, 1(3): 65-78. (In Persian).
38- Rashidi, A., S. C. Bishop, and O. Matika. 2011. Genetic parameter estimates for pre-weaning performance and reproduction traits in Markhoz goats. Small Ruminant Research, 100: 100-106.
39- Rodrigañez, J., M. A. Toro., M. C. Rodrigañez, and L. Silió. 1998. Effect of founder allele survival and inbreeding depression on litter size in closed line of Large White pigs. Journal of Animal Science, 67: 573–582.
40- SAS Institute. 2003. SAS 9.1.3 Help and Documentation, Cary, NC: SAS Institute Inc.
41- Sargolzaei, M., H. Iwaisaki, and J. J. Colleau. 2006. CFC: A tool for monitoring genetic diversity. Pages 27-28 in Proc. 8th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production. Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil.
42- Selvaggi M., C. Darioa., V. Peretti., F. Ciotolac., D. Carnicellaa, and M. Darioa. 2010. Inbreeding depression in Leccese sheep. Small Ruminant Research, 89: 42–46.
43- Sheikhloo, M., M. Tahmoorespur, and A. A. Aslaminejad. 2012. A study of inbreeding of Baluchi sheep in Abbas Abad breeding center of Mashhad. Iranian Journal of Animal Science Research, 3(4): 453-458. (In Persian).
44- Tahmoorespur, M. and M. Sheikhloo. 2011. Pedigree analysis of the closed nucleus of Iranian Baluchi sheep. Small Ruminant Research, 99: 1–6.

www.SID.ir

Archive of SID

Iranian Journal of Animal Science Research
Vol. 9, No. 1, Spring 2017, p. 135-145

نشریه پژوهشهای علوم دامی ایران
جلد ۹، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، ص. ۱۴۵-۱۳۵

# Estimation of Inbreeding and Its Effects on Growth Traits in Sangsari Sheeps

**M. Mirzaee Ilaly[1*]- S. Hassani[2]- M. Ahani Azari[2]- R. Abdullahpour[3]- S. Naghavian[1]**

Received: 29-02-2016
Accepted: 31-07-2016

**Introduction** The aim of this study was to estimate inbreeding coefficient in Sangsari sheep and its impact on growth traits in order to manage breeding programs and preventing possible negative and harmful effects of excessive increase of inbreeding. Inbreeding is the mating of individuals whose relatedness is greater than the average degree of relationship exists in the population and capable of changing the genotypic frequencies of a population without modifying the gene frequencies. Increase in inbreeding can lead to reduced response to selection of economic traits and the heterozygosity and consequently leads to increase in homozygosity and loss of genetic diversity. Inbreeding also impairs growth, production, health, reproduction and survival of inbred animals. A complete pedigree is also necessary for accurate evaluation of inbreeding and other important population parameters.

**Materials and Methods** In the present study, data from 7028 Sangsari sheep (3180 males and 3848 females) which were collected during 28years (1987-2014) in the breeding station of Sangsari sheep located near to Damghan city, Semnan province, were used to estimate inbreeding coefficients and its effects on birth weight (BW), weaning weight (WW), 6 month weight (6MW), 9 month weight (9MW) and yearling weight (YW) of animals. Pedigree information for each lamb included animal, sire, and dam and also sex, birth date, type of birth, age of dam and record of studied traits. In order to edit data, FoxPro software (FoxPro 2.6) and to study of fixed effects on growth traits, GLM procedure of SAS 9.1 were used. Before estimation of inbreeding, it is very important to be sure about completeness and depth of the pedigree. In order to estimate inbreeding coefficients of all animals in the pedigree and to determine the population structure, CFC based on Meuwissen and Luo algorithm and Endog v4.8 softwares, were used. The regression of the studied traits on inbreeding coefficient was estimated using WOMBAT software by restricted maximum likelihood method and 12 animal models were used. The most appropriate model for each trait was determined based on Akaike's information criterion.

**Results and Discussion** Of all the registered animals, 4772 animals had both parent known. Completeness of the first and second ancestor generations of all animals were 78.52% and 44.33%, respectively, and the completeness decreased progressively for the next generations. The average equivalent complete generation, as a measure of pedigree completeness level, estimated as 1.59. In the studied pedigree, A low proportion of the recorded lambs (7.21percent of the total lambs) were inbred and their average inbreeding coefficients was 3.88 percent. Mean inbreeding of the total population and average relatedness estimated as 0.28% and 0.59%, respectively. In the early years, the number of inbred animals was low, but over time, the average coefficient of inbreeding increased due to the selection of breeding male and female animals within the flock and mating of the related animals and inbreeding coefficient was increased by 0.028 percent per year and was statistically significant. Maximum and minimum inbreeding coefficients were 31.25 percent and 0.024 percent, respectively, in inbred population. Low average coefficient of inbreeding can be mostly due to controlled mating in the flock and also due to having many animals with inbreeding coefficients of zero. Zero inbreeding coefficients were mainly due to lack of pedigree information in the early years. Effects of inbreeding on growth traits were estimated by restricted maximum likelihood method using 12 animal models. The most appropriate model for each trait was determined based on Akaike's Information Criterion. The regression coefficients of inbreeding on birth weight (model 11), weaning weight (model 8), 6 month weight (model 11), 9 month weight (model 9) and yearling weight (model 3) were -1.46, -7.72, 14.87, 20.92 and -29.46 gram, respectively, which were not statistically significant.

**Conclusion** Generally, results indicated that the average coefficient of inbreeding in the studied Sangsari sheep population was lower than the values reported in other breeds which could be because of lack of clear

1- Former MSc. Student, Department of Animal and Poultry Breeding and Genetics, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran,
2- Associate Professor, Department of Animal and Poultry Breeding and Genetics, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran,
3- Assistant Professor of Animal Science Department, Islamic Azad University, Qaemshahr Branch, Iran.
(*- Corresponding Author Email: mh.mirzaee90@yahoo.com)

www.SID.ir

Archive of SID



information of some parents and common ancestors and also because of the purposive and largely controlled matings therefore there is no serious problem of inbreeding and its effects on body weights in this population, but in order to prohibit the animals with high inbreeding levels, pedigree information has to be considered during mating.

**Keywords**: Body weights, Inbreeding coefficient, Sheep, Structure of population.

www.SID.ir