علوم دامی ایران
دورهٔ ۴۶، شمارهٔ ۱، بهار ۱۳۹۴ (ص ۳۷-۲۹)

مقایسهٔ برآوردهای حاصل از حداقل مربعات معمولی و تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی در پیش‌بینی بازده لاشهٔ بزهای نژاد لری

مجید خالداری[1*] و صاحب فروتنی‌فر[2]
۱. استادیار گروه علوم دامی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه لرستان
۲. استادیار گروه علوم دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه رازی کرمانشاه
(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۷/۱۰ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۱/۱۴)

چکیده

هدف این پژوهش به دست آوردن ارتباط بین بازده لاشه و برخی اندازه‌های بدن در بزهای نژاد لری بود. ابتدا وزن زنده و شش صفت ظاهری بدن برای۱۸۶ بز اندازه‌گیری شد. سپس برای محاسبهٔ بازده لاشه، دام‌ها کشتار شدند. نتایج بیانگر وجود هم‌خطی در متغیرهای وزن لاشه، وزن بدن و دور سینه بود. برای حذف اثر نامطلوب هم‌خطی از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. ضرایب نهایی پیش‌بینی بازده لاشه برای وزن لاشه، وزن بدن، دور سینه، دور شکم، قد، طول بدن، طول حیوان و نمرهٔ وضعیت بدن به ترتیب ۰/۰۰۴۹، ۰/۰۰۰۶، ۰/۰۰۱۶-، ۰/۰۰۲۹-، ۰/۰۰۰۸-، ۰/۰۰۰۸، ۰/۰۰۰۱ و ۰/۰۱۷۵ بود. نتایج نشان داد که مشکل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل در پیش‌بینی بازده لاشه با روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی قابل حل بوده و این روش منجر به برآورد ضرایب پایدار و قابل اعتماد با خطای معیار کمتر در مقایسه با برآوردهای حاصل از حداقل مربعات معمولی می‌شود. نتایج این تحقیق همچنین نشان داد، به دلیل امکان اندازه‌گیری صفات ظاهری بدن در دام زنده، این متغیرها می‌توانند به عنوان یک معیار انتخاب، برای بهبود صفاتی استفاده شوند که در دام زنده قابل اندازه‌گیری نیستند.

واژه‌های کلیدی: **اندازه‌های بدنی، بازده لاشه، تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی، معیار انتخاب، هم‌خطی چندگانه.**

مقدمه

اگرچه ذائقهٔ مصرف گوشت در ایران، گوشت گوسفند بوده است، بررسی‌های اخیر نشان می‌دهد که به دلیل چربی زیاد لاشهٔ گوسفند (شامل دنبه، چربی زیر جلدی و درون عضلانی)، تقاضای مصرف‌کنندگان برای گوشت بز در حال افزایش است. در ایران دو سیستم نیمه‌متمرکز و عشایری برای پرورش بز وجود دارد که هدف هر دو سیستم، تولید شیر و گوشت است. نظر به اینکه بخش پرورش عشایری در حال کاهش است، اولویت تولید در بخش پرورش بز برای تولید گوشت، در حال تغییر است. بزغاله‌ها معمولاً در بهمن و اسفند متولد می‌شوند و تا چهار ماهگی همراه با مادر پرورش داده می‌شوند؛ سپس کشتار می‌شوند (۲۰ درصد) یا در سیستم‌های متمرکز پروار می‌شوند (۳۵ درصد) یا برای پروار در مراتع، تا دوازده ماهگی در گله باقی می‌مانند (۴۵ درصد) (Khaldari, 2014). بر اساس آمارهای موجود ۲۵/۳ میلیون رأس بز در ایران وجود دارد که ۲/۱ درصد از بزهای جهان را شامل می‌شوند (FAOSTAT, 2008). مقدار پروتئین گوشت بز مشابه با گوشت گاو ولی چربی آن کمتر است (۶۰-۵۰ درصد). اسیدهای چرب اشباع گوشت بز حدود ۴۰ درصد کمتر از

* تلفن: ۰۹۱۶۶۶۸۰۳۱۴
E-mail: Khaldari.m@lu.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

گوشت مرغ است (Addrizzo, 2004). در مقایسه با گوشت گوسفند، چربی گوشت بز ۴۸ درصد کمتر بوده ولی رطوبت آن بیشتر است. این وضعیت سبب لخم‌تر و سفت‌تربودن لاشهٔ بز می‌شود (Sen *et al*., 2004). با وجود این مزایا، بز در مقایسه با سایر حیوانات اهلی بازده لاشهٔ کمتری دارد؛ به طوری که بازده لاشه در بز، گوسفند، خوک، گاوهای شیری و گوشتی به ترتیب ۴۳، ۵۴، ۷۴، ۵۹ و ۶۲ درصد است (Tlton, 2011). با توجه به اینکه عمر هر بز در کشتارگاه پایان می‌یابد، کم‌بودن بازده لاشه از نظر اقتصادی برای تولیدکننده مطلوب نیست. محتویات دستگاه گوارش، ماهیچه‌ای‌بودن بدن و نمرهٔ وضعیت بدن، سه عامل مؤثر بر بازده لاشه هستند. دو علت بازده کمتر لاشه در بز در مقایسه با گوسفند، وزن بیشتر دستگاه گوارش در بزها (۴۰ درصد در مقابل ۲۴ درصد وزن خالی بدن) و تودهٔ ماهیچه‌ای کمتر آن‌هاست (Sen *et al*., 2004). بنابراین، استراتژی انتخاب برای اصلاح نژاد بزهای گوشتی باید در جهت افزایش بازده لاشه باشد که منعکس‌کنندهٔ افزایش تودهٔ ماهیچه‌ای بدن و کاهش وزن دستگاه گوارش است. برای دستیابی به وزن دقیق لاشه و بازده لاشه، لازم است دام کشتار شود. در چنین وضعیتی دام کشتارشده نمی‌تواند در برنامهٔ انتخاب استفاده شود (Yigrem *et al*., 2013). برای این منظور می‌توان از برخی صفات ظاهری بدن که با بازده لاشه رابطهٔ خطی دارند و برای حیوان زنده قابل اندازه‌گیری هستند، به عنوان یک معیار انتخاب برای بهبود بازده لاشه استفاده کرد.

مطالعات بسیاری ارتباط بین متغیرهای ظاهری بدن با صفات لاشه را در بز بررسی کرده‌اند (De Villiers *et al*., 2009; Badi *et al*., 2002; Muhammad *et al*., 2006; Rahman, 2007;Slippers *et al*., 2000). در سال‌های اخیر، از تکنیک‌های پیشرفته‌ای نظیر آنالیز تصویربرداری ویدئویی (Video Image Analysis) برای انتخاب حیوانات گوشتی استفاده شده است. در کشورهای در حال توسعه که امکان استفاده از این روش‌ها وجود ندارد، در عمل از معادلات پیش‌بینی استفاده می‌شود (Monteiro *et al*., 2012). چنانچه متغیرهای پیش‌بینی‌کننده همبستگی زیادی با یکدیگر داشته باشند، وضعیتی به وجود می‌آید که به آن هم‌خطی چندگانه (Mulicolinearity) گفته می‌شود. در این حالت نتایج حاصل از تابعیت چندگانه قابل اعتماد نیستند. وقتی هم‌خطی متغیرهای مستقل در حد متوسط باشد، ضرایب تابع پاسخ را می‌توان با روش حداقل مربعات معمولی (Ordinary Least Squares) برآورد کرد. نظر به اینکه صفات ظاهری بدن همبستگی زیادی با یکدیگر دارند، برآورد پارامترهای تابع پاسخ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به ناپایداری و تغییرپذیری ضرایب تابعیت منجر می‌شود (Draper & Smith, 1981). در این حالت چند ویژگی ضرایب تابعیت شامل جهت، مقدار، خطای معیار و ضریب تبیین به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرد (Fekedulegn *et al*., 2002).

تابعیت تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی روشی است که مشکل هم‌خطی را برطرف می‌کند و به برآورد پارامترهای معنادار و پایدار برای ضرایب تابعیت می‌انجامد. این روش توسط Fritts *et al*. (1970) برای برآورد توابع پاسخ معرفی شد. برآوردگرهای پارامترها در تابع پاسخ که پس از تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی حاصل می‌شوند، برآوردگرهای مؤلفهٔ اصلی نام دارند (Gunst & Mason, 1980). هدف از این مطالعه، استفاده از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی برای پیش‌بینی بازده لاشه با استفاده از وزن بدن، وزن لاشه و صفات ظاهری بدن در بزهای نژاد لری به منظور استفاده از آن در برنامهٔ انتخاب بود.

مواد و روش‌ها

این پژوهش در مرکز تحقیقات ژنتیک و اصلاح نژاد حیوانات اهلی، واقع در دورود لرستان انجام گرفت. مدیریت پرورش در این مرکز نیمه‌متمرکز است؛ به طوری که دام‌ها در پاییز و زمستان به صورت دستی تغذیه می‌شوند و در بهار در مراتع چرا می‌کنند. در تابستان دام‌ها با استفاده از پس‌چر تغذیه می‌شوند. بزغاله‌ها در بهمن و اسفند متولد شده و تا چهار ماهگی همراه با مادر پروش داده می‌شوند و سپس کشتار یا پروار می‌شوند. برای اندازه‌گیری وزن لاشه در بزهای نژاد لری، ۱۸۶ رأس بز از ۶ گروه سنی، شامل بزغاله‌های شیرخوار نر و مادهٔ ۴/۵ ماهه، بزغاله‌های مادهٔ ۹ ماهه (۴ ماه پس از شیرگیری)، بزغاله‌های نر ۹ ماهه (۴ ماه پس از شیرگیری)، بزهای نر ۱۵ ماهه، بزهای مادهٔ ۳۶ ماهه و بزهای نر ۳۶ ماهه کشتار شدند. حدود ۱۰ ساعت قبل از کشتار، آب و خوراک از

Archive of SID

www.SID.ir

دسترس دام‌ها خارج شد. سپس وزن بدن و صفات ظاهری شامل قد، محیط دور سینه، محیط دور شکم، طول بدن، طول حیوان و نمرهٔ وضعیت بدن اندازه‌گیری شدند. نمرهٔ وضعیت بدن مطابق با روش Villaquiran *et al.* (2004) ثبت شد. سپس برای به دست آوردن وزن دقیق لاشه، دام‌ها در کشتارگاه شهرستان دورود کشتار شدند. بازده لاشه به عنوان متغیر وابسته به‌صورت نسبت وزن لاشه به وزن بدن محاسبه شد. نحوهٔ اندازه‌گیری صفات مورفولوژیکی در شکل ۱ ارائه شده است.

روش‌های محاسباتی

نظر به اینکه داده‌ها از حیوانات نر و ماده در سنین مختلف جمع‌آوری شدند، ابتدا با استفاده از مدل خطی زیر برای اثرات ثابت تصحیح شدند:

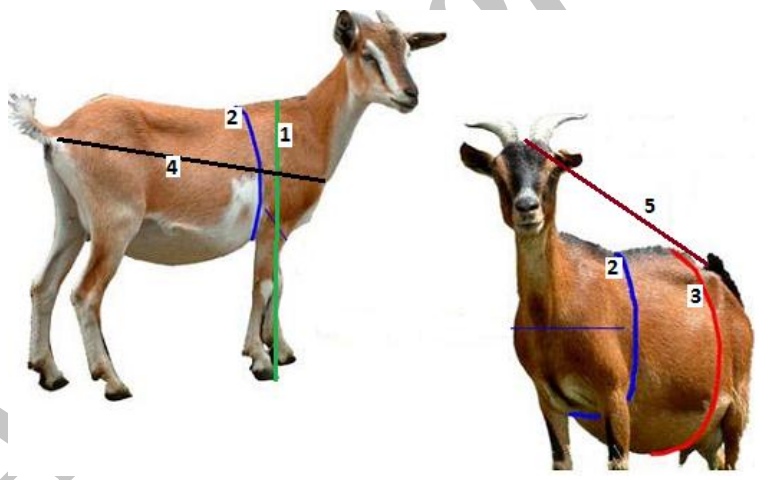
$$Y_{ijk} = \mu + S_i + A_j + e_{ijk}$$

که در آن: y_{ijk}، k اُمین مشاهدهٔ مربوط به i اُمین جنس و j اُمین سن، S_i اثر ثابت i اُمین جنس، A_j اثر ثابت j اُمین سن و e_{ijk} اثر تصادفی باقیمانده است. برای اثبات هم‌خطی بین متغیرهای مستقل، از معیار عامل تورم واریانس (Variance Inflation Factor) یا همبستگی بین دو متغیر استفاده شد (Hair *et al.*, 2006; Rook *et al.*, 1990).

به دلیل وجود هم‌خطی، متغیرهای مستقل به‌صورت زیر استاندارد شدند:

$$X^*_{ij} = \frac{X_{ij} - \overline{X}_i}{S_i} \qquad (۱)$$

که X^*_{ij}، j اُمین مشاهده از i اُمین متغیر استانداردشده، X_{ij}، j اُمین مشاهده از i اُمین متغیر اصلی، $\overline{X}_i$، میانگین i اُمین متغیر اصلی و S_i انحراف معیار i اُمین متغیر اصلی است.



شکل ۱. صفات مورفولوژیکی اندازه‌گیری‌شده: ۱. قد، ۲. محیط دور سینه، ۳. محیط دور شکم، ۴. طول بدن و ۵. طول حیوان

شکل ماتریسی این تبدیل به صورت زیر بود:

$$y = \beta^*_\circ 1 + X^*\beta^* + \varepsilon \qquad (۲)$$

که X^* یک ماتریس n×k از متغیرهای مستقل استاندارد شده است (n و k به ترتیب تعداد مشاهده‌ها و تعداد متغیرهای مستقل هستند) (Fekedulegn *et al.*, 2002). سپس با استفاده از رویهٔ همبستگی نرم‌افزار SAS نسخهٔ (SAS, 2000) ماتریس همبستگی متغیرهای مستقل استانداردشده با ابعاد k×k استخراج شد. از ماتریس همبستگی، k مقدار ویژه $\lambda_1, \ldots, \lambda_k$ و یک ماتریس $V_{k\times k}$ شامل ویژه‌بردارهای متغیرهای استانداردشده مربوط به هر ویژه‌مقدار توسط رویهٔ Princomp نرم‌افزار SAS حاصل شد. این ماتریس V یک ماتریس متقارن است یعنی V'V = I. چون V'V = I است، معادلهٔ تابعیت اصلی (معادلهٔ ۳) می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$y = \beta^*_\circ 1 + X^*VV'\beta^* + \varepsilon \qquad (۳)$$

یا

$$y = \beta^*_\circ 1 + Z\alpha + \varepsilon \qquad (۴)$$

www.SID.ir

که β^* بردار ضرایب حداقل مربعات متغیرهای استانداردشده از معادلهٔ ۲ است (بدون عرض از مبدأ)، $Z = X^*V$ و $\alpha = V'\beta^*$ است. Z یک ماتریس n×k از مؤلفه‌های اصلی و α یک بردار k×1 از ضرایب جدید بدون $\beta^*_{\circ}$ است. نسبت تجمعی معیار واریانس برای تعیین تعداد مؤلفه‌های اصلی که باید استخراج شوند، استفاده شد. بنابراین، به منظور تعیین بزرگ‌ترین ویژه‌مقدار با بزرگ‌ترین بخش واریانس از رابطهٔ زیر استفاده شد (Draper & Smith, 1981; Fekedulegn *et al*., 2002):

$$\frac{\sum_{i=1}^{r}\lambda_i}{k} > ۰/۹۹$$

در این تحقیق ۵ ویژه‌مقدار اول، ۹۹ درصد از کل واریانس را به خود اختصاص دادند. بنابراین، برای محاسبهٔ ماتریس Z، ماتریس V با ابعاد ۵×۸ استفاده شد. ۳ مؤلفه از ۸ مؤلفهٔ اصلی از معادلهٔ ۳ حذف شدند، بنابراین با وجود همهٔ مؤلفه‌ها:

$$\alpha = V'\beta^* \qquad (۵)$$

بر اساس معادلهٔ ۴، تابعیت متغیر وابسته (y) روی k مؤلفهٔ اصلی برازش داده شده و سپس تخمین زننده‌های حداقل مربعات برای ضرایب تابعیت در بردار α به صورت زیر حاصل شدند:

$$\hat{\alpha} = (Z'Z)^{-1}Z'y \qquad (۶)$$

در نهایت، برآوردهای مؤلفهٔ اصلی ضرایب تابعیت بر حسب متغیرهای استانداردشده، برای کلیهٔ پارامترهای معادلهٔ ۲ با استفاده از معادلهٔ زیر محاسبه شدند (Gunst & Mason, 1980; Myers, 2000):

$$b^*_{pc} = V_{k\times k-r} \times a_{k-r\times 1} \qquad (۷)$$

در این معادله b^*_{pc} با ابعاد k×۱، بردار تخمین‌زنندهٔ مؤلفه‌های اصلی از ضرایب متغیرهای استانداردشده و اندیس pc بیانگر این است که برآوردها، برآوردگرهای مؤلفهٔ اصلی هستند و نه برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی.

تبدیل ضرایب مؤلفه‌های اصلی به ضرایب متغیرهای اصلی (قبل از استانداردشدن)

برای دستیابی به ضرایب متغیرهای اصلی از معادلهٔ زیر استفاده شد (Myers, 2000):

$$b_{i,pc} = \frac{b^*_{i,pc}}{S_i} \quad i = ۱, ۲, \ldots, k \qquad (۸)$$

و

$$b_{\circ,pc} = b^*_{\circ,pc} - \frac{b^*_{۱,pc}\overline{X}_۱}{S_۱} - \frac{b^*_{۲,pc}\overline{X}_۲}{S_۲} - \ldots - \frac{b^*_{k,pc}\overline{X}_k}{S_k} \qquad (۹)$$

که $b_{i,pc}$ و $b^*_{i,pc}$ (از معادلهٔ ۸)، $\overline{X}_i$ و S_i (از معادلهٔ ۹) به ترتیب ضرایب حاصل برای متغیرهای اصلی و مؤلفه‌های اصلی، میانگین و انحراف معیار مرتبط با i اُمین متغیر هستند و $b^*_{\circ,pc} = \overline{y}$ میانگین متغیر وابسته است.

برای محاسبهٔ خطای استاندارد متغیرهای مستقل اصلی با استفاده از خطای معیار مؤلفه‌های اصلی از فرمول زیر استفاده شد (Fekedulegn *et al*., 2002):

$$s.e.(b_{i,pc}) = \sqrt{var(b_{i,pc})} = \frac{s.e.(b^*_{i,pc})}{S_i}$$

نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. آماره‌های توصیفی صفات برای بزهای نژاد لری در دامنهٔ مقادیر گزارش‌شده در سایر مطالعات (Yakubu, 2009; Okpeku *et al*., 2011; Ogah *et al*., 2013; Yigrem *et al*., 2013)، ولی با گزارش برخی تحقیقات متفاوت است (Khan *et al*., 2006; Barros Gomes *et al*., 2013). وجود این تفاوت‌ها به دلیل اثراتی نظیر نژاد، جنس، سن، شرایط مدیریتی و محیط جغرافیایی قابل انتظار است.

جدول ۱. آمارهای توصیفی صفات مورد مطالعه

صفت	میانگین	انحراف معیار	صفت	میانگین	انحراف معیار
بازده لاشه	۰/۴۲	۰/۰۴	ارتفاع جدوگاه	۶۵/۵۸	۷/۳۷
وزن لاشه	۱۲/۳۵	۴/۵۸	طول بدن	۶۲/۴۲	۷/۸۹
وزن بدن	۲۹/۵۵	۱۱/۰۶	طول حیوان	۸۴/۶۴	۱۲/۵۵
محیط دور سینه	۷۱/۵۵	۸/۲۲	نمره وضعیت بدن	۳/۳۸	۰/۹۰
محیط دور شکم	۷۹/۷۸	۹/۸۰			

Archive of SID

www.SID.ir

برای ارزیابی همبستگی بین متغیرهای مستقل، ضرایب همبستگی هر جفت از متغیرها محاسبه و در جدول ۲ ارائه شده است. همبستگی‌های موجود در این تحقیق نیز به طور کامل مطابق با نتایج محققان قبلی بود. همبستگی زیاد و مثبت بازده لاشه با متغیرهای مستقل موجود در این مطالعه پیشنهاد می‌کند که یک یا ترکیبی از این صفات می‌توانند برای تخمین بازده لاشه استفاده شوند. این ارتباط همچنین از نقطه نظر اصلاح نژاد حائز اهمیت است، زیرا همبستگی مثبت بین این صفات می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که این صفات تحت اثرات ژنتیکی یکسانی هستند (Okpeku *et al*., 2011).

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای مستقل و همبستگی آن‌ها با متغیر وابسته

	CW	BW	HG	PG	HW	BL	AL	BCS
CW	۱	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۷۴	۰/۳۳
BW			۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۸۷	۰/۸۵	۰/۷۸	۰/۲۲
HG			۱	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۱۶
PG				۱	۰/۷۶	۰/۸۰	۰/۷۸	۰/۱۰
HW					۱	۰/۸۴	۰/۷۳	۰/۲۶
BL						۱	۰/۸۲	۰/۰۵
AL							۱	-۰/۱۰
BCS								۱
CY	۰/۹۷	۰/۹	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۷۴	۰/۳۳	۰/۴۸

CW، وزن لاشه؛ BW، وزن بدن؛ HG، محیط دور سینه؛ PG، محیط دور شکم؛ HW، ارتفاع جدوگاه؛ BL، طول بدن؛ AL، طول حیوان؛ BCS، نمرهٔ وضعیت بدن و CY بازده لاشه است.

امکان استفاده از اندازه‌گیری‌های بدن برای پیش‌بینی صفات مهم اقتصادی که به‌راحتی در مزرعه قابل اندازه‌گیری هستند، قبلاً گزارش شده است (Vargas *et al*., 2007; Ozkaya and Bozkurt, 200; YAKUBU, 2011). برخی محققان استفاده از محیط دور سینه را به عنوان قابل اعتمادترین متغیر برای پیش‌بینی وزن بدن در شرایط مزرعه‌ای توصیه کرده‌اند (Badi *et al*., 2002; Leng *et al*., 2010).

نتایج برآوردهای روش حداقل مربعات معمولی در جدول ۳ ارائه شده است. متأسفانه گزارشی که در آن بازده لاشهٔ بزها به عنوان متغیر وابسته بررسی شده باشد، برای مقایسه با نتایج این تحقیق وجود ندارد. با این حال چند نکته دربارهٔ برآوردهای حداقل مربعات قابل استنباط است: اول آنکه وزن لاشه و وزن بدن بیشترین اثر را بر بازده لاشه داشتند (جدول ۳)؛ دوم آنکه انتظار می‌رود به سبب حجم دستگاه گوارش، حیوانات با محیط دور شکم بیشتر، بازده لاشه کمتری داشته باشند ولی همبستگی مثبت این دو صفت بیانگر این موضوع است که با افزایش محیط دور شکم، بازده لاشه نیز افزایش می‌یابد و این قابل پذیرش نیست؛ سوم آنکه انتظار می‌رود نمرهٔ وضعیت بدن که یک معیار از چاقی و عضلانی‌بودن لاشه است، همبستگی مثبت و شدیدی با بازده لاشه داشته باشد ولی در مقایسه با سایر صفات، شدت این همبستگی کم است. بنابراین به نظر می‌رسد که ضرایب حاصل از روش حداقل مربعات معمولی در این تحقیق، از نظر علامت و مقدار قابل اعتماد و پایدار نباشند. این وضعیت بیانگر وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل است. برای پی‌بردن به وجود هم‌خطی، عامل تورم واریانس مربوط به هر متغیر، به عنوان معیار شدت هم‌خطی محاسبه و در جدول ۳ ارائه شده است.

Rook *et al*. (1990) گزارش کردند که چنانچه مقدار عددی عامل تورم واریانس بیشتر از ۱۰ باشد، بیانگر هم‌خطی شدید است و این وضعیت منجر به برآوردهای ناپایدار ضرایب تابعیت حداقل مربعات می‌شود. مقادیر عددی عامل تورم واریانس نشان داد که سه صفت وزن بدن، وزن لاشه و محیط دور سینه، دارای عامل تورم واریانس بیشتر از مقدار بحرانی بوده و در نتیجه هم‌خطی

Archive of SID

www.SID.ir

شدیدی دارند. همبستگی بیشتر از ۰/۹۰ این صفات در جدول ۲ نیز مؤید این نتیجه است؛ بنابراین برای شناسایی مهم‌ترین منابع تنوع در بین متغیرهای مستقل و حذف مشکل هم‌خطی، از روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. این روش منجر به برآوردهای دقیق‌تر ضرایب تابعیت با خطاهای استاندارد کمتر می‌شود. استفاده از این روش نیازمند وجود ویژه‌مقدارها و ویژه‌بردارهای حاصل از ماتریس همبستگی بین متغیرهای مستقل است. ویژه‌مقدارهای حاصل از متغیرهای استانداردشده در جدول ۴ ارائه شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار ویژه‌مقدارها به ترتیب کاهش یافته است. اولین ویژه‌مقدار، نسبت بیشتری از کل واریانس (۹۱ درصد) را به خود اختصاص داد. تعداد اندک ویژه‌مقدارها با مقدار زیاد، نشان می‌دهد که تعداد کمتری از متغیرها، مقدار بیشتری از واریانس بین متغیرهای مستقل را توجیه می‌کنند. ویژه‌مقدار برابر با صفر نشان‌دهندهٔ هم‌خطی کامل و ویژه‌مقدارهای بسیار کوچک، بیانگر هم‌خطی شدید بین متغیرهای مستقل هستند. در نتیجه هم‌خطی شدید، اولین و دومین ویژه‌مقدار ۰/۹۶ درصد از واریانس را توضیح داده‌اند.

جدول ۳. عامل تورم واریانس، ضرایب تابعیت به‌دست‌آمده با استفاده از حداقل مربعات معمولی و مؤلفهٔ اصلی متغیرهای استانداردشده و تبدیل‌شده به متغیرهای اصلی

متغیر	عامل تورم واریانس	حداقل مربعات معمولی	مؤلفهٔ اصلی استانداردشده	مؤلفهٔ اصلی تبدیل‌شده **
شیب خط	۰	۰/۳۴۳۶	۰/۴۲	۰/۶۲۵
وزن لاشه	۳۰/۱ sc	۰/۰۳۴۳(۰/۰۰۱۳)	۰/۰۲۲۶(۰/۰۰۰۶)	۰/۰۰۴۹(۰/۰۰۰۱۳) hs
وزن بدن	۳۸/۶ sc	-۰/۰۱۵۶(۰/۰۰۰۶)	۰/۰۰۷۰۴(۰/۰۰۱۳)	۰/۰۰۰۶(۰/۰۰۰۱۲) hs
محیط دور سینه	۱۲/۲ lc	-۰/۰۰۰۷(۰/۰۰۰۵)	-۰/۰۱۳۵۳۱(۰/۰۰۱۹)	-۰/۰۰۱۶(۰/۰۰۰۲۳) hs
محیط دور شکم	۸/۱ nc	۰/۰۰۰۴(۰/۰۰۰۳)	-۰/۰۲۸۸۱۷(۰/۰۰۲۶)	-۰/۰۰۲۹(۰/۰۰۰۲۶) hs
ارتفاع جدوگاه	۶/۸ nc	۰/۰۰۱۱(۰/۰۰۰۴)	-۰/۰۰۰۶۱۶۶/۰۰۲۶)	-۰/۰۰۰۸(۰/۰۰۰۳۵) s
طول بدن	۵/۷ nc	۰/۰۰۰۷(۰/۰۰۰۳)	۰/۰۰۶۶(۰/۰۰۳۴)	۰/۰۰۰۸(۰/۰۰۰۴) s
طول حیوان	۴/۳ nc	۰/۰۰۰۰۰۱(۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۱۷۷(۰/۰۰۶۲)	۰/۰۰۰۱(۰/۰۰۰۴۹) ns
نمرهٔ وضعیت بدن	۲ nc	۰/۰۰۳۵(۰/۰۰۱۷)	۰/۰۱۵۷۷(۰/۰۰۵۲)	۰/۰۱۷۵(۰/۰۰۵۷۸) hs
ضریب تبیین تصحیح‌شده		۰/۸۲	۰/۹۱	۰/۹۱

Sc، هم‌خطی شدید؛ lc، هم‌خطی خفیف؛ nc، نبود هم‌خطی؛ hs، معناداری در سطح ۰/۰۱؛ s، معناداری در سطح ۰/۰۵ و ns عدم معناداری را نشان می‌دهد.

جدول ۴. ماتریس همبستگی ویژه‌مقدارها

مؤلفه	ویژه‌مقدار	تفاوت	نسبت از کل	تجمعی
۱	۷/۳۰۹	۶/۸۵۰۴	۰/۹۱۳۶	۰/۹۱۳۶
۲	۰/۴۵۸	۰/۳۰۴۱	۰/۰۵۷۳	۰/۹۷۰۸
۳	۰/۱۵۴	۰/۱۱۹۹	۰/۰۱۹۳	۰/۹۹۰۱
۴	۰/۰۳۴	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۴۳	۰/۹۹۴۴
۵	۰/۰۳۳	۰/۰۲۱۳	۰/۰۰۴۱	۰/۹۹۸۵
۶	۰/۰۱۱	۰/۰۱۰۶	۰/۰۰۱۴	۰/۹۹۹۹
۷	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۹	/۰۰۰۱	۱
۸	۰		۰	۱

در مطالعات سایر محققان هر دو مدل خطی و غیرخطی برای برآورد وزن بدن و وزن لاشه با استفاده از خصوصیات ظاهری بدن استفاده شده‌اند. مقدار مؤثربودن این مدل‌ها به متغیرهای مستقل استفاده‌شده وابسته بوده است. بیشتر مدل‌های استفاده‌شده، بر اساس روش تابعیت چندگانه توسعه یافته‌اند که در این مدل‌ها، هم‌خطی بین متغیرهای مستقل در نظر گرفته نمی‌شود (Ogah, 2011). در مدل‌هایی که هم‌خطی

Archive of SID

www.SID.ir

چندگانه متغیرهای مستقل منظور نمی‌شود، نتایج و صحت پیش‌بینی‌ها محدود می‌شود (Chatterjee & Hadi, 2013). در حقیقت استفاده از متغیرهای هم‌خط به عنوان متغیرهای مستقل، دقت مدل را کاهش داده و سبب ناپایداری در برآورد ضرایب تابعیت می‌شود (Shahin & Hassan, 2000).

برآوردهای حاصل از معادلهٔ تابعیت با استفاده از روش تجزیهٔ مؤلفهٔ اصلی و پارامترهای تبدیل‌شده برای متغیرهای اصلی در جدول ۳ ارائه شده است. یکی از مزایای برآوردهای تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی در مقایسه با برآوردهای حداقل مربعات معمولی، خطای استاندارد کمتر، پایداری بیشتر و قابل اعتماد بودن آن‌هاست. این موضوع از نتایج جدول ۳ به‌خوبی قابل مشاهده است. در روش حداقل مربعات معمولی، متغیرها غیرمستقل هستند و بنابراین برآوردها صحت و دقت مورد انتظار را ندارند. در حالی که استقلال داده‌ها در روش تجزیهٔ مؤلفهٔ اصلی باعث می‌شود ضرایب تابعیت با دقت و صحت بیشتر برآورد شوند. در مطالعه‌ای روی گاوهای سیاه ژاپنی، مشخص شد که تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی با غلبه بر مشکل هم‌خطی سبب تولید ضرایب تابعیت پایدار می‌شود (Malau-Aduli *et al*., 2004).

ضرایب ارائه‌شده برای مؤلفه‌های اصلی در جدول ۳ نشان می‌دهد که سه صفت محیط دور سینه، محیط دور شکم و قد، بر بازده لاشه اثر منفی داشتند. علامت منفی محیط دور شکم و محیط دور سینه در پیش‌بینی بازده لاشه قابل انتظار است، چون بزهای با محیط دور سینه و محیط دور شکم بیشتر، امعاء و احشاء بیشتری دارند که سبب کاهش بازده لاشه می‌شود (Sen *et al*., 2004). مطالعات دیگری نیز علامت منفی برای محیط دور سینه در پیش‌بینی وزن زنده با استفاده از معادلات غیرخطی را گزارش کرده‌اند (De Villiers *et al*., 2009; Mahieu *et al*., 2011)، هرچند یک توجیه منطقی برای علامت منفی قد در پیش‌بینی بازده لاشه در این تحقیق وجود ندارد.

Stamper (2010) یک فرمول پیش‌بینی برای وزن بدن و وزن لاشهٔ گرم را بر اساس تابعیت گام به گام و همبستگی‌های حاصل از اندازه‌گیری‌های التراسوند و خطی بر روی دورگ‌های حاصل از آمیزش بزهای بوئر و اسپانیایی توسعه داد و پیشنهاد کرد که می‌توان با استفاده از اندازه‌گیری‌های خطی به‌ویژه ارتفاع شانه و محیط دور سینه، پیش‌بینی‌های قابل قبولی برای وزن بدن انجام داد. در بین متغیرهای مستقل مورد بررسی، ضریب تابعیت برای متغیر طول بدن حیوان در سطح ۱۰ درصد معنادار بود که ممکن است به دلیل عدم تأثیر واقعی این صفت روی بازده لاشه در سطح ۵ درصد باشد یا به این دلیل باشد که اندازه‌گیری این صفت با خطای بیشتری همراه است که این موضوع در خطای استاندارد زیاد این صفت در مقایسه با بقیهٔ صفات نمایان است. یکی از مهم‌ترین یافته‌های این پژوهش ضریب مثبت و زیاد (۰/۰۱۷۵) برای صفت نمرهٔ وضعیت بدن است که معیاری از مقدار چربی و ماهیچه در حیوان است. این نشان می‌دهد که به شرط ثابت‌بودن سایر ضرایب، با یک واحد افزایش در میانگین نمرهٔ وضعیت بدن (۳/۳۸)، بازده لاشه حدود ۲ درصد افزایش می‌یابد. اثر مثبت نمرهٔ وضعیت بدن بر کیفیت لاشه و بازاریابی آن، در تحقیقات دیگر نیز گزارش شده است (Koyuncu & Altıncekic, 2013). مقایسهٔ ضریب تبیین برآوردهای حاصل از حداقل مربعات معمولی و تجزیهٔ مؤلفهٔ اصلی نشان می‌دهد اگرچه این دو کمیت مشابه یکدیگر هستند (جدول ۳) ولی بزرگ‌بودن مقدار عددی این کمیت در روش حداقل مربعات معمولی (۰/۹۲) به دلیل وجود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل قابل اعتماد نبوده و گمراه‌کننده است.

نتیجه‌گیری کلی

نتایج این تحقیق نشان داد که مشکل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مستقلی نظیر وزن بدن، وزن لاشه و صفات ظاهری بدن برای پیش‌بینی صفت بازده لاشه، با روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی قابل حل است. این روش منجر به برآورد ضرایبی شد که به‌طور کلی با برآوردهای حاصل از حداقل مربعات معمولی متفاوت بود، یعنی قابلیت اعتماد آن‌ها بیشتر و خطای معیار آن‌ها کمتر بود. همچنین در بین متغیرهای مستقل مورد بررسی، نمرهٔ وضعیت بدن بیشترین اثر را بر بازده لاشه داشت. می‌توان گفت اندازه‌گیری‌های ظاهری بدن، صفات بالقوه‌ای برای استفاده در انتخاب حیوانات هستند. به‌طوری که صفاتی نظیر قد، محیط دور سینه،

Archive of SID

www.SID.ir

محیط دور شکم، طول بدن و نمرهٔ وضعیت بدن، علاوه بر وزن بدن و وزن لاشه می‌توانند به عنوان معیار انتخاب، در انتخاب حیوانات برای تولید گوشت استفاده شوند.

سپاسگزاری

بدین وسیله از پارک علم و فناوری لرستان به دلیل حمایت مالی از این تحقیق تشکر می‌شود.

REFERENCES

1. Addrizzo, J.R. (2004). Use of goat milk and goat meat as therapeutic aids in cardiovascular diseases. *Dairy Goat Journal*, 82, 27-27.
2. Badi, A., Fissehaye, N. & Rattan, P. (2002). Estimation of live body weight in Eritrean goat from heart girth and height at withers. *Indian journal of animal sciences*, 72, 893-895.
3. Barros Gomes, H.F., Goncalves, H.C., Polizel Neto, A., Canizares, L., Ignacio, G., Roca, R.d.O., Marques, R.O., de Oliveira, G.M. & Queiroz, E.O. (2013). Common factors method to predict the carcass composition tissue in kid goats. *Revista Brasileira de Zootecnia*, 42, 193.
4. Chatterjee, S. & Hadi, A.S. (2013). Regression analysis by example, John Wiley & Sons.
5. De Villiers, J., Gcumisa, S., Gumede, S., Thusi, S., Dugmore, T., Cole, M., Du Toit, J., Vatta, A. & Stevens, C. (2009) Estimation of live body weight from the heart girth measurement in KwaZulu-Natal goats. *Applied Animal Husbandry & Rural Development*, 2, 1-8.
6. Draper, N.R. & Smith, H. (1981). *Applied regression analysis*. (2nd ed.). New York: Wiley.
7. Fekedulegn, B.D., Colbert, J., Hicks Jr, R. & Schuckers, M.E. (2002). Coping with multicollinearity: An example on application of principal components regression in dendroecology. Published by USDA FOREST SERVICE, 11 CAMPUS BLVD SUITE 200, NEWTOWN SQUARE PA 19073-3294 (http://www.fs.fed.us/ne/morgantown/4557/dendrochron/rpne721.pdf)
8. Fritts, H.C., Blasing, T.J., Hayden, B.P. & Kutzbach, J.E. (1970). Multivariate techniques for specifying tree-growth and climate relationships and for reconstructing anomalies in paleoclimate. *Journal of Applied Meteorology*, 10 (5), 845-64.
9. Gunst, R.F. & Mason, R.L. (1980) Regression analysis and its application: a data-oriented approach. New York: CRC Press.
10. Hair, J.F., Tatham, R.L., Anderson, R.E. & Black, W. (2006). Multivariate data analysis, Pearson Prentice Hall Upper Saddle River, NJ.
11. Khaldari, M. (2014). Sheep and goat husbandry (5th Ed.). Jahade-daneshgahi publisher, pp 505 (in Farsi).
12. Khan, H., Muhammad, F., Ahmad, R., Nawaz, G., Zubair, R. & Zubair, M. (2006). Relationship of body weight with linear body measurements in goats. *Journal of Agricultural and Biological Science*, 1, 51-54.
13. Koyuncu, M. & Altıncekic, S. O. (2013). Importance of body condition score in dairy goats. *Macedonian Journal of Animal Science*, 3(2), 167-173.
14. Leng, J., Zhu, R.-J., Zhao, G.-R., Yang, Q.-R., Mao & H.-M. (2010). Quantitative and qualitative body traits of Longling Yellow goats in China. *Agricultural Sciences in China*, 9, 408-415.
15. Mahieu, M., Naves, M. & Arquet, R. (2011). Predicting the body mass of goats from body measurements. *Livestock Research Rural Development*, 23.
16. Malau-Aduli, A., Aziz, M., Kojima, T., Niibayashi, T., Oshima, K. & Komatsu, M. (2004). Fixing collinearity instability using principal component and ridge regression analyses in the relationship between body measurements and body weight in Japanese Black cattle. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 3 (12), 856-863.
17. Monteiro, A.C., Teixeira, A., Azevedo, J.T. & Silva, S.R. (2012). Determination of carcass composition of goats by video image analysis (http://www2.atb-potsdam.de/cigr-imageanalysis/images/images12 /tabla_137_C0737.pdf)
18. Muhammad, F., Khan, H., Zubair, M. & Nawaz, G. (2006). Relationship of body weight with linear body measurements in goats. *Journal of Animal and Veterinary Advances*.
19. Myers, R.H. (2000). Classical and modern regression with applications (Duxbury Classic). Duxbury Press, Pacific Grove.
20. Ogah, D. (2011). In vivo prediction of live weight and carcass traits using body measurements in indigenous guinea fowl. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 27, 1827-1836.
21. Ogah, D., Musa, I. & Yusuf, N. (2013). Prediction of carcass weight from body measurements in West African Dwarf goat using canonical correlation analysis. *Egyptian Journal of Sheep and Goat Sciences*. Egyptian Association for Sheep and Goat, pp. 75-79.
22. Ojedapo, L., Adedeji, T., Olayeni, T., Adedeji, O., Abdullah, A. & Ojebiyi, O. (2007). Influence of age and sex on body weight and some body linear measurements of extensively reared wad goats in derived savannah zone of Nigeria. *Journal of Animal and Veterinary Advances*.

Archive of SID

www.SID.ir

23. Okpeku, M., Yakubu, A., Peters, S., Ozoje, M., Ikeobi, C., Adebambo, O. & Imumorin, I. (2011). Application of multivariate principal component analysis to morphological characterization of indigenous goats in Southern Nigeria. *Acta Agriculturae Slovenica*, 98, 101-109.
24. Ozkaya, S. & Bozkurt, Y. (2009). The accuracy of prediction of body weight from body measurements in beef cattle. *Archiv Tierzucht*, 52, 371-377.
25. Rahman, F. (2007) Prediction of carcass weight from the body characteristics of Black Bengal goats. *International Journal of Agriculture and Biology*, 9, 431-434.
26. Rook, A., Dhanoa, M. & Gill, M. (1990). Prediction of the voluntary intake of grass silages by beef cattle. 2. Principal component and ridge regression analyses. *Animal Production*, 50, 439-454.
27. Sen, A., Santra, A. & Karim, S. (2004). Carcass yield, composition and meat quality attributes of sheep and goat under semiarid conditions. *Meat science*, 66, 757-763.
28. Shahin, K.A. & Hassan, N. (2000). Sources of shared variability among body shape characters at marketing age in New Zealand White and Egyptian rabbit breeds. *Annales de Zootechnie*, 49, 435-445.
29. Simm, G. & Dingwall, W. (1989). Selection indices for lean meat production in sheep. *Livestock Production Science*, 21, 223-233.
30. Slippers, S., Letty, B. & De Villiers, J. (2000). Prediction of the body weight of Nguni goats. *South African Journal of Animal Science*, 30, 127-128.
31. Stamper, N. (2010). Linear and ultrasound measurements in crossbred goats as a predictor of live and hot carcass weights, University of Tennessee at Martin.
32. Vargas, S., Larbi, A. & Sanchez, M. (2007). Analysis of size and conformation of native Creole goat breeds and crossbreds used in smallholder agrosilvopastoral systems in Puebla, Mexico. *Tropical animal health and production*, 39, 279-286.
33. Villaquiran, M., Gipson, T., Merkel, R., Goetsch, A. & Sahlu, T. (2004). Body Condition Scores in Goats. American Institute for Goat Research, Langston University.
34. Yakubu, A. (2009). Fixing collinearity instability in the estimation of body weight from morpho-biometrical traits of West African Dwarf goats. *Trakia Journal of Sciences*, 7, 61-66.
35. YAKUBU, A. (2011). Fixing multicollinearity instability in the prediction of body weight from morphometric traits of White Fulani cows. *Journal of Central European Agriculture*, 11.
36. Yigrem, S., Banerjee, S. & Berihun, K. (2013). Comparison of linear with Some non linear regression Methods to estimate Hot Carcass Weight Using Live Weight in Arsi-Bale Sheep and Goats of both the Sexes. *World Applied Sciences Journal*, 21, 1603-1608.
37. Talton, C. (2011). Meat yield, quality and cuts. Georgia organics conference, UGA Cooperative Extension March.

Archive of SID

www.SID.ir