DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

آزمون‌های آماری مناسب برای فرض‌های مقایسه‌ای در پژوهش‌های علوم گیاهی

مسلم رستم پور*

دانشیار گروه مرتع و آبخیزداری و عضوگروه پژوهشی خشکسالی و تغییر اقلیم، دانشکده منابع طبیعی و محیط زیست، دانشگاه بیرجند، بیرجند

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۰۴

چکیده

انتخاب تحلیل‌های آماری مناسب، یکی از گام‌های مهم در طراحی روش تحقیق کمی محسوب می‌شود. تحلیل واریانس (ANOVA) اگرچه یکی از پرکاربردترین تحلیل‌های آماری در اکولوژی گیاهی است، اما نقض مفروضات آن می‌تواند باعث مسائل مختلفی مانند خطاهای آماری و تخمین‌های اریب شود. پژوهش حاضر در دو آزمایش مستقل در بخشی از رویشگاه درمنه‌زار شهرستان سربیشه انجام شد. در آزمایش اول، برای بررسی اثر شدت چرا بر درصد پوشش گیاهی، تولید علوفه، تراکم و غنای گونه‌ای به‌ترتیب از آزمون‌های ANOVA یک‌طرفه، کروسکال-والیس، ولچ و آزمون‌های ناپارامتریک برونر-دت-مونک و جایگشت یک‌طرفه استفاده شد. در آزمایش دوم به منظور بررسی اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی از آزمون ANOVA دو طرفه در آزمایش فاکتوریل و طرح کرت خرد شده استفاده شد و برای تراکم گونه‌ای از آزمون دوطرفه برونر-دت-مونک و آزمون نوع والد استفاده شد. نتایج نشان داد که اثر شدت چرا بر تمامی صفات مورد مطالعه معنی‌دار شده است ($p\leq0.001$). بیشترین تاثیر شدت چرای دام بر تولید علوفه بوده است ($\varepsilon^2=0.89$). بیشترین درصد پوشش گیاهی در منطقه با شدت چرای سبک ($M=25.40$) مشاهده شد. همچنین اثر متقابل طرح مرتع‌داری × شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی و تراکم گونه‌ای معنی‌داری نبود ($p\leq0.05$). در پژوهش حاضر، بجای ANOVA، از آزمون F ولچ و آزمون‌های ناپارامتریک استفاده شد. نتایج بیشتر آزمون‌ها با نتیجه ANOVA مشابه بود. در شرایطی که امکان استفاده از آزمون‌های پارامتریک فراهم نباشد، حذف داده پرت، تبدیل داده‌ها، استفاده از آزمون‌های مقاوم و روش-های ناپارامتریک توصیه می‌شود.

واژه های کلیدی: تحلیل‌های آماری، پوشش گیاهی، روش‌های ناپارامتریک، شدت چرای دام

* نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: rostampour@birjand.ac.ir

مقدمه

روش‌های آماری دخیل در انجام یک مطالعه شامل برنامه‌ریزی، طراحی، جمع‌آوری داده‌ها، تجزیه و تحلیل، تفسیر، تعمیم و گزارش یافته‌های پژوهش همواره یکی از مهم‌ترین گام‌ها در پژوهش‌های کمی است. برای نتیجه‌گیری معتبر، تجزیه و تحلیل آماری نیاز به برنامه‌ریزی دقیق از همان آغاز فرآیند پژوهش دارد (۲۳ و ۳۵)، به‌طوری‌که می‌بایست فرضیه‌های آماری مشخص شود و در مورد طرح تحقیق، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری تصمیم‌گیری شود (۳). روش‌های مختلف آماری، مفروضات، نقاط قوت و محدودیت‌های متفاوتی دارند، نقض این مفروضات می‌تواند باعث مسائل مختلفی مانند خطاهای آماری و تخمین‌های اریب شود که تأثیر آنها می‌تواند از بی-اهمیت تا بحرانی متغیر باشد (۴۶). درست همان‌طور که نقص‌های روش‌شناختی در طراحی تحقیق می‌تواند بر تفسیر نتایج آزمایش تأثیر بگذارد، عدم استفاده از

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

آزمون‌های آماری مناسب ممکن است منجر به نتیجه‌گیری نادرست شود (۳۳).

تحلیل واریانس (Analysis of variance) یا ANOVA یکی از پرکاربردترین تحلیل‌های آماری در آزمون فرض مقایسه‌ای در اکولوژی گیاهی است. این روش تحلیل توسط سر رونالد فیشر در اوایل قرن بیستم توسعه یافت. مانند هر آزمون آماری، تحلیل واریانس بر برخی مفروضات تکیه دارد؛ : نرمال بودن، همگنی واریانس (homoscedasticity) و استقلال مشاهدات سه فرض کلیدی این تحلیل است (۱۶). نرمال بودن یعنی اینکه مقادیر متغیر وابسته از توزیع نرمال پیروی می‌کند. همگنی واریانس‌ها؛ یعنی واریانس‌ها تقریباً در بین گروه‌ها برابر است و استقلال داده‌ها؛ داده‌ها با استفاده از روش‌های آماری معتبر جمع‌آوری شده است و هیچ رابطه پنهانی بین مشاهدات وجود ندارد. استقلال مشاهدات اغلب بر اساس طراحی آزمایش و کنترل خوب شرایط آزمایش و نمونه برداری تصادفی محقق می‌شود.

در پژوهش‌های علوم گیاهی وقتی هدف، بررسی اثر یا تاثیر تیماری بر خصوصیات پوشش گیاهی است و در عنوان پژوهش، واژه‌های «تاثیر»،« اثر»، «مقایسه» آمد، احتمالاً از آزمون‌های خانواده تحلیل واریانس استفاده می‌شود (۳). در رشته علوم مرتع که جزو رشته‌های بوم‌شناسی کاربردی محسوب می‌شود، همواره هدف پژوهش‌گران بررسی تاثیر محیط بر موجود زنده و بالعکس، تاثیر موجود زنده (دام) بر محیط (مرتع) است (۱۳). در بیان سابقه تحقیق و بحث مقاله حاضر، عمدتاً از مطالعات فراتحلیل و کتاب‌های پایه آمار و طرح آزمایشات استفاده شده است. Gao و Carmel (۳۰) در یک فراتحلیل جهانی بیان می‌کنند که در طول چند دهه گذشته، مطالعات متعددی در مورد چرا در سراسر جهان انجام شده است. جمع‌بندی مطالعات تجربی و نظری آنها نشان می‌دهد که اثرات مثبت، منفی یا خنثی چرا بر پوشش گیاهی بستگی به متغیرهای منطقه‌ای مثل تاریخچه تکاملی چرا، خشکی، نوع پوشش گیاهی، متغیرهای محلی یا متغیرهای خاص مکان به عنوان مثال، شدت چرا، انواع علف‌خواران، رژیم چرا، مواد غذایی خاک و ترکیب گونه‌ای، و مقیاس‌های زمانی و مکانی دارد. غفاری و همکاران (۸) معتقدند در مورد اثرات چرای دام بر مرتع اتفاق نظر وجود ندارد، که این ممکن است ناشی از شرایط خاص اقلیمی، نوع مدیریت مرتع، نوع دام استفاده کننده باشد. نتیجه فراتحلیل Gong و همکاران (۳۱) نشان می‌دهد که اثرات چرای سبک و متوسط بر خصوصیات پوشش گیاهی و خاک مرتع از پژوهشی به پژوهش دیگر بسیار متفاوت است. اصولاً مطالعه تغییرات پوشش گیاهی در امتداد شیب تغییرات چرایی دام به دلیل این‌که ایجاد تیمارهای شدت چرایی در بلند مدت در مراتع وجود ندارد مشکل است (۱) از این‌رو هدف اصلی از پژوهش حاضر بررسی اثر شدت چرای دام بر مرتع نیست، بلکه هدف، نقدی بر روش‌های آماری مورد استفاده در این گونه پژوهش‌ها است.

Ulrich و همکاران (۴۹) در فراتحلیلی، داده‌های درصد پوشش گیاهی ۱۷۲۵ قطعه‌نمونه ۱۰ مترمربعی از پایگاه داده GrassPlot شامل ۴۷ مجموعه داده منطقه‌ای از ۱۹ علفزار قلمرو دیرین شمالگان را بررسی کردند. نتایج نشان داد داده‌های پوشش گیاهی از توزیع ویبول که مشابه توزیع‌های سری لگاریتمی و لوگ نرمال است تبعیت می‌کنند. Callaghan و همکاران (۱۹) در فراتحلیلی، گزارش می‌کنند که شواهد قوی درسترس است که پوشش گیاهی از توزیع لوگ نرمال پواسون و دوجمله‌ای منفی تبعیت می‌کنند. پس مشخص است که توزیع داده‌های گسسته مثل تراکم و غنای گونه‌ای و پیوسته مثل پوشش گیاهی و تولید، لزوماً نرمال نیست. یکی از معیارهای مهم برای انتخاب آزمون آماری مناسب، شکل توزیع داده‌هاست. با مروری بر نشریات علوم مرتع می‌توان پی برد که در

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

اکثر موارد، تقریباً همه داده‌های استخراج شده از طبیعت را تقریب به توزیع نرمال می‌دانیم و از روش های آماری کلاسیک مثل تحلیل واریانس استفاده می-کنیم، حال آنکه پیش فرض اصلی یعنی نرمال بودن داده‌ها، زیر سوال است. در محدود پژوهش‌هایی بیان می‌شود که قبل از تحلیل واریانس بررسی شد که آیا مفروضات نرمال بودن، همگنی و استقلال داده‌ها (احتمالاً داده‌های خام) برآورده شده‌اند یا خیر. حال آن‌که در اکثر منابع علمی علم آمار و طرح آزمایشات اشاره می‌شود که پیش‌فرض‌های سه‌گانه می‌بایست پس از تحلیل واریانس و بر روی باقیمانده، یا خطا (ε) انجام شود، نه داده‌های خام (۲۳، ۲۸).

پژوهش حاضر، دو پیش‌فرض اصلی یعنی نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها را هم بر روی داده‌های خام و هم بر روی باقیمانده‌ها بررسی می‌کند تا تاثیر آن را بر روی نتیجه آزمون ببینند، همچنین براساس شرایط متفاوت پارامتریک و ناپارامتریک، آزمون مناسب برای بررسی اثر شدت چرای دام در سه طبقه سبک، متوسط و مفرط بر خصوصیات پوشش گیاهی با توزیع پیوسته مثل درصد پوشش گیاهی و تولید علوفه و با توزیع گسسته مثل تراکم و غنای گونه‌ای را در مراتع شهرستان سربیشه، استان خراسان جنوبی معرفی می-کند.

مواد و روشها

منطقه مورد مطالعه

تحقیق حاضر در بهار سال ۱۴۰۱ در بخشی از مراتع شهرستان سربیشه، ۶۵ کیلومتری جنوب شرقی شهر بیرجند، مرکز استان خراسان جنوبی انجام شد. منطقه مورد مطالعه در یک مرتع دشتی، با شیب کمتر از ۵ درصد، با بارندگی حدود ۱۷۳ میلی‌متر در منطقه خشک و بیابانی واقع شده است. گونه غالب منطقه درمنه دشتی (*Artemisia sieberi*) به همراه گونه-های *Stipa barbata*، *Cousinia eryngioieds* و *Lactuca orientalis* است. دام غالب منطقه گوسفند نژاد بلوچی و بز است.

آزمایش اول:

براساس آثار تخریب ناشی از چرای دام و تراکم هجوم علف‌های مهاجم مثل *Peganum harmala* و *Ceratocarpus anerarius* و با فاصله از آبشخوار و تعداد دفعات چرای دام در فصل چرا (۹) سه منطقه تحت چرای سبک، متوسط و مفرط شناسایی شد. نمونه‌برداری در منطقه مورد مطالعه به روش تصادفی-سیستماتیک انجام شد. بدین منظور در هر منطقه، ۵ ترانسکت ۱۵۰ متری مستقر شد و در طول هر ترانسکت، تعداد ۱۰ قطعه‌نمونه ۲×۲ متر با فواصل ۱۵ متری نمونه‌برداری شد. تعداد و ابعاد قطعه‌نمونه براساس مطالعات قبلی تعیین شد (۱۱). در هر قطعه-نمونه، درصد پوشش گیاهی، تراکم گونه‌ای (تعداد پایه در ۴ متر مربع) و غنای گونه‌ای متوسط (تعداد گونه در ۴ متر مربع) محاسبه و شمارش شد. در ۲۰ درصد قطعات نمونه، تولید علوفه گونه‌های قابل چرای دام به روش قطع و توزین اندازه‌گیری شد و تولید علوفه در ۸۰ درصد باقیمانده، براساس رابطه رگرسیونی بین درصد پوشش و تولید علوفه (۱۱) برآورد شد. آزمایش اول در قالب طرح کاملاً تصادفی (CRD) انجام شد.

آزمایش دوم:

در مراتع منطقه مورد مطالعه، دو مرتع دارای طرح مرتع‌داری و فاقد طرح مرتع‌داری با سه تکرار، انتخاب و براساس معیارهای آزمایش اول، سه منطقه با شدت چرای سبک، متوسط و مفرط انتخاب شد. نمونه‌برداری، مشابه آزمایش اول در هر کدام از مراتع داری طرح و فاقد طرح و در سه طبقه شدت چرای دام انجام شد. آزمایش دوم به صورت فاکتوریل (فاکتور اول: طرح مرتع‌داری ، فاکتور دوم: شدت چرا) در قالب طرح کاملاً تصادفی و همچنین طرح کرت خرد شده (فاکتور اصلی: طرح مرتع‌داری، فاکتور فرعی: شدت چرا) در قالب طرح

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

آشیانه‌ای انجام شد. دلیل انتخاب کلیه طرح‌ها و آزمون‌ها در ادامه، مطرح و بحث خواهد شد.

تجزیه و تحلیل آماری

در پژوهش حاضر، از بین پیش فرض‌های تحلیل واریانس کلاسیک، دو پیش‌فرض نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها بررسی شد (جدول ۱). ابتدا نرمال بودن کلیه خصوصیات اندازه‌گیری شده (داده‌های خام) با استفاده از آزمون شاپیرو-ویلک انجام شد. همگنی واریانس‌های کلیه خصوصیات اندازه‌گیری شده (داده-های خام) در هر کدام از تیمارها با استفاده از آزمون بارتلت بررسی شد. از نمودارهای تشخیصی (چارک-چارک و نواری) نیز بدین منظور استفاده شد. به‌دلیل آن‌که داده‌های تولید، تراکم و غنای گونه‌ای شرایط نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها را نقض می‌کردند، از تبدیل لگاریتمی برای تولید و از تبدیل ریشه دوم یا رادیکالی برای تراکم و غنای گونه‌ای استفاده شد. از آنجایی که در برخی از منابع علمی، بررسی پیش فرض‌های تحلیل واریانس کلاسیک می‌بایست بر روی باقیمانده مدل انجام شود، نه داده‌های خام، کلیه صفات مورد مطالعه یک بار توسط تحلیل واریانس کلاسیک آنالیز شد و بر روی باقیمانده مدل نیز آزمون‌های نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها اعمال شد. در آزمایش اول (یک عامله) و آزمایش دوم (دوعامله) براساس تایید یا نقض دو شرط اصلی مورد مطالعه در پژوهش حاضر، از آزمون‌های مختلف استفاده شد (جدول ۱).

جدول ۱. انتخاب آزمون مناسب براساس تایید یا نقض نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها

تعداد عامل	توزیع نرمال	واریانس‌ها همگن	نوع آزمون	بسته	تابع
یک عامل	✓	✓	تحلیل واریانس کلاسیک	stats	aov
	✓	×	تحلیل واریانس ولچ	onewaytests	welch.test
	×	✓	کروسکال-والیس	stats	kruskal.test
	×	×	برونر-دت-مونک یکطرفه	asbio	BDM.test
			جایگشت یکطرفه	RVAideMemoire	perm.anova
دو عامل	✓	✓	۱. تحلیل واریانس دو طرفه (فاکتوریل) ۲. تحلیل واریانس کرت خرد شده	stats agricolae	aov sp.plot
	×	×	۱. برونر-دت-مونک دوطرفه ۲.آماره نوع والد	asbio rankFD	BDM.2way rankFD

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

در آزمایش اول، برای بررسی اثر شدت چرا بر درصد پوشش گیاهی، به دلیل تایید هر دو شرط نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها، از آزمون تحلیل واریانس یک طرفه کلاسیک (ANOVA) و مقایسه میانگین‌ها به روش توکی در سطح ۰/۰۵ استفاده شد. به‌دلیل نرمال نبودن مقادیر تولید علوفه، اما تایید شرط همگن بودن واریانس‌ها، برای بررسی اثر شدت چرا بر تولید علوفه از آزمون ناپارامتریک رتبه‌ای کروسکال-والیس (Kruskal-Wallis) (۴۷) و مقایسه میانگین‌ها به روش دان تست (Dunn test) و اصلاحیه بونفرونی (Bonferroni) در سطح ۰/۰۵ استفاده شد (۲۶). به‌دلیل نقض شرط همگنی واریانس‌های داده های تراکم گونه‌ای، اما تایید نرمال بودن داده‌ها، به منظور بررسی اثر شدت چرا بر تراکم گونه‌ای از آزمون تحلیل واریانس ولچ (Welch's ANOVA) و مقایسه میانگین‌ها به روش گیمز-هول (Games-Howell) در سطح ۰/۰۵ استفاده شد (۴۳). از آنجایی که داده-های غنای گونه‌ای نه نرمال بودند و نه واریانس بین گروه‌ها همگن بود، از آزمون ناپارامتریک برونر-دت-مونک (Brunner-Dette-Munk)، (۱۷) آزمون جایگشت یکطرفه (۵۳) و آزمون تحلیل واریانس ولچ با میانگین پیراسته و واریانس وینزوری (۲۲) و برای مقایسه میانگین‌ها از آزمون توکی با اصلاحیه بونفرونی در سطح ۰/۰۵ استفاده شد.

در آزمایش دوم، به منظور بررسی اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی، به‌دلیل تایید شرط نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها، از آزمون تحلیل واریانس دو طرفه در آزمایش فاکتوریل (فاکتور اول: طرح مرتع‌داری، فاکتور دوم: شدت چرا) در قالب طرح کاملاً تصادفی و همچنین طرح کرت خرد شده (فاکتور اصلی: طرح مرتع‌داری ، فاکتور فرعی: شدت چرا) در قالب طرح کاملاً تصادفی استفاده شد. مقایسه میانگین‌ها به روش توکی در سطح ۰/۰۵ انجام شد. اثرات اصلی و متقابل طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای به دلیل نقض هر دو شرط، توسط آزمون دوطرفه برونر-دت-مونک (۱۷) و آزمون ناپارامتریک برای طرح فاکتوریل کلی (Wald Type Statistic) (۱۸ و ۲۹) و آزمون جایگشت بررسی شد. میانگین‌های اثرات اصلی و متقابل (در صورت معنی-داری) توسط روش ولچ-جیمز (Welch-James) در سطح ۰/۰۵ مقایسه شد (۵۱). در آزمایش اول، برای آزمون‌های تحلیل واریانس، کروسکال-والیس و ولچ، اندازه اثر مربع اپسیلون (رابطه ۱) به ترتیب در بسته-های effecsize، rcompanion و misty در محیط R محاسبه شد. برای آزمون برونر-دت-مونک فعلاً امکان محاسبه اندازه اثر وجود نداشت. در آزمایش دوم، برای آزمون تحلیل واریانس دوطرفه آزمایش فاکتوریل و تحلیل واریانس کرت خردشده، اندازه اثر مربع اپسیلون توسط بسته afex محاسبه شد.

رابطه ۱ $\varepsilon^2 = \frac{SS_t - df_t MS_e}{SS_T}$

که در آن، ε^2: مربع اپسیلون، SS_t: مجموع مربعات تیمار، df_t: درجه آزادی تیمار، MS_e: میانگین مربعات خطا و SS_T: مجموع مربعات کل است. کلیه آزمون-هایی که اندازه اثر آن بین ۰/۶۴ تا ۱ باشد، معنی‌داری اختلاف بین شدت‌های چرا بر روی صفات مربوطه بسیار زیاد است.کلیه تحلیل‌های آماری پارامتریک و ناپارامتریک و رسم نمودارها توسط بسته‌های stats، onewaytests، asbio، agricolae، rankFD، welchADF، RVAideMemoire و graphics در محیط R نسخه ۴.۲.۳ انجام شد (۴۵).

نتایج

آزمایش اول

بررسی پیش فرض‌های تحلیل واریانس کلاسیک بر روی داده‌های خام

نتایج آزمون‌های شاپیرو-ویلک و بارتلت نشان می‌دهد که مقادیر درصد پوشش گیاهی و تراکم گیاهی از توزیع نرمال برخوردار هستند ($p \geq 0.05$)، و مقادیر تولید علوفه و غنای گونه‌ای از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

($p\leq0.05$). واریانس بین گروه‌های مقادیر درصد پوشش گیاهی و تولید علوفه همگن هستند ($p\geq0.05$)، اما همگنی واریانس‌های مقادیر تراکم گونه‌ای و غنای گونه‌ای تایید نشد ($p\leq0.05$). نتایج نشان می‌دهد که اگر چه داده‌های تراکم گونه‌ای در اثر تبدیل ریشه دوم، نرمال شدند، اما اعمال تبدیل بر روی مقادیر تولید علوفه و غنای گونه‌ای کمکی به بهبود شرایط پارامتریک (نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها) نکرد (جدول ۲).

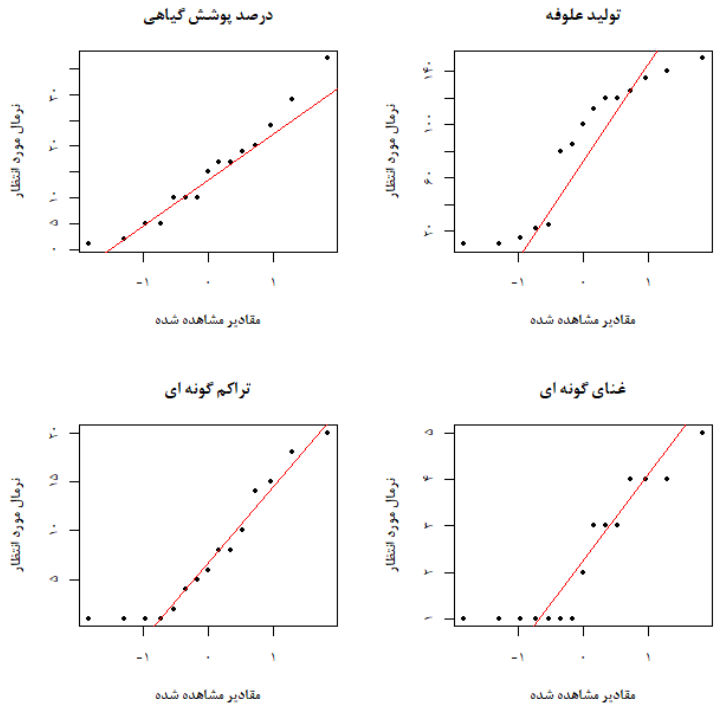
جدول ۲. نتایج آزمون‌های شاپیرو-ویلک و بارتلت بر روی داده‌های خام اصلی و تبدیل شده

صفات	نرمال بودن			همگنی واریانس‌ها		
	W	p-value	وضعیت	K-squared	p-value	وضعیت
داده‌های اصلی						
درصد پوشش گیاهی	۰/۹۵	۰/۵۷	نرمال	۱/۳۳	۰/۵۱	همگن
تراکم گونه‌ای	۰/۸۹	۰/۰۶	نرمال	۶/۱۰	***۰/۰۴**	**ناهمگن**
تولید	۰/۸۶	***۰/۰۲**	**غیرنرمال**	۲/۶۸	۰/۲۶	همگن
غنای گونه‌ای	۰/۸۲	*****۰/۰۰**	**غیرنرمال**	۵/۶۴	***۰/۰۴**	**ناهمگن**
داده‌های تبدیل شده						
تراکم گیاهی (ریشه دوم)	۰/۹۱	۰/۱۴	نرمال	۴/۱۱	۰/۱۳	همگن
تولید (لگاریتمی)	۰/۷۹	*****۰/۰۰**	**غیرنرمال**	۷/۹۹	***۰/۰۲**	**ناهمگن**
غنای گونه‌ای (ریشه دوم)	۰/۸۰	*****۰۰۰**	**غیرنرمال**	۳/۳۹	۰/۱۸	همگن

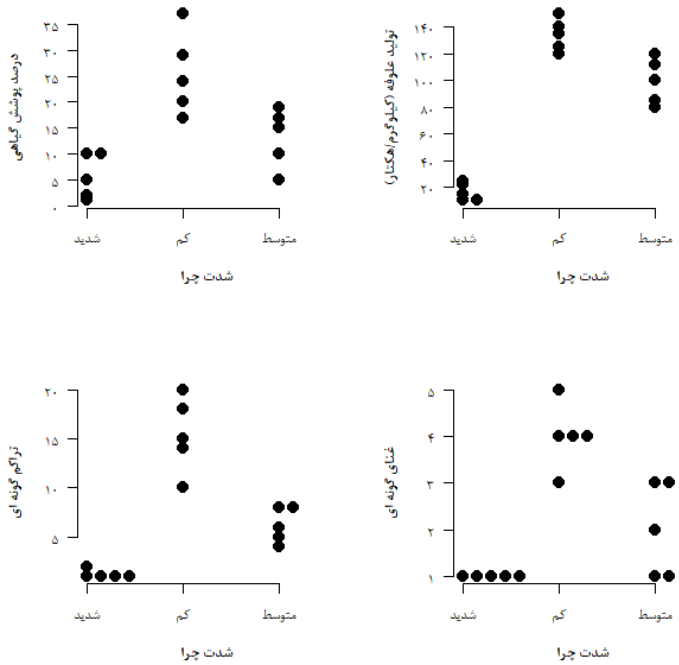
***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

نمودارهای چندک-چندک (Q-Q plot) یکی دیگر از روش‌های تشخیص نرمال بودن داده‌هاست. در این نمودار، در محور افقی چندک‌های توزیع نرمال استاندارد و در محور عمودی نیز چندک‌های نمونه مشخص می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود، داده‌های درصد پوشش گیاهی و تراکم، در اطراف خط ۴۵ درجه قرار دارند و نرمال هستند، اما داده‌های تولید و غنای گونه‌ای از خط فاصله دارند و حاکی از انحراف از نرمال است (شکل ۱). همچنین نمودار نواری (**Strip chart**) نیز پراکندگی میانگین تکرارهای داده‌های خصوصیات اندازه‌گیری شده را نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود، واریانس بین گروه‌های داده‌های درصد پوشش گیاهی و تولید همگن و داده‌های تراکم و غنای گونه‌ای ناهمگن هستند (شکل ۲).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴



شکل ۱. نمودارهای چندک-چندک (Q-Q plot) داده‌های درصد پوشش گیاهی، تولید، تراکم و غنای گونه‌ای در منطقه مورد مطالعه



شکل ۲. نمودارهای نواری (Strip chart) داده‌های درصد پوشش گیاهی، تولید، تراکم و غنای گونه‌ای در منطقه مورد مطالعه

نتایج تحلیل واریانس کلاسیک یا یک‌طرفه نشان می‌دهد که اثر شدت چرا بر تمامی صفات مورد مطالعه معنی‌دار است ($p\leq0.001$). و این میزان معنی‌داری، بسیار بالاست ($\varepsilon^2\geq0.64$). بیشترین تاثیر شدت چرای دام بر تولید علوفه ($\varepsilon^2=0.89$) است (جدول ۳).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۳. نتیجه تحلیل واریانس یکطرفه (ANOVA)؛ اثر شدت چرای دام بر خصوصیات پوشش گیاهی

صفات	منابع تغییر	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	F value	Pr(>F)	اندازه اثر
درصد پوشش گیاهی	شدت چرا	۹۹۷/۷۳	۲	۴۹۸/۸۷	۱۳/۲۷	***۰/۰۰۱	۰/۶۵
	خطا	۴۵۱/۲۰	۱۲	۳۷/۶۰			
تراکم گونه‌ای	شدت چرا	۵۱۸/۸۰	۲	۲۵۹/۴۰	۴۲/۷۶	***۰/۰۰۰	۰/۶۷
	خطا	۷۲/۸۰	۱۲	۶/۰۷			
تولید	شدت چرا	۳۶۵۲۶/۵	۲	۱۸۲۶۳/۳۰	۱۱۳/۷۶	***۰/۰۰۰	۰/۸۹
	خطا	۱۹۲۶/۴	۱۲	۱۶۰/۵۰			
غنای گونه‌ای	شدت چرا	۲۳/۳۳	۲	۱۱/۶۷	۲۳/۳۳	***۰/۰۰۰	۰/۶۳
	خطا	۶	۱۲	۰/۵۰			

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

درصد پوشش گیاهی

نتایج تحلیل واریانس نشان می‌دهد که اثر شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی معنی‌دار است ($F(2,12)$: 13.27, $p \leq 0.0001$). اندازه اثر آزمون (مربع اپسیلون)، ۰/۶۵ است و این اختلاف بسیار معنی‌دار است. ضریب تغییرات (CV) تحلیل واریانس، ۴۱/۶۲ درصد است. نتایج مقایسه میانگین‌ها به روش توکی نشان می‌دهد که بیشترین درصد پوشش گیاهی در منطقه با شدت چرای سبک (M=25.40) مشاهده می‌شود، بین دو منطقه با شدت چرای متوسط (M=13.20) و مفرط (M=5.60)، تفاوت آماری معنی‌داری وجود ندارد ($p \leq 0.05$) (جدول ۴).

جدول ۴. نتیجه آزمون مقایسات میانگین‌های درصد پوشش گیاهی در سه شدت چرای دام به روش توکی (Tukey)

شدت چرا	میانگین	SE	مقایسات	کنتراست	p-value
سبک	a ۲۵/۴۰	۲/۷۴	سبک -متوسط	۱۲/۲۰	*۰/۰۲
متوسط	b ۱۳/۲۰	۲/۷۴	سبک - مفرط	۱۹/۸۰	***۰/۰۰
مفرط	b ۵/۶۰	۲/۷۴	متوسط- مفرط	۷/۶۰	۰/۱۶

حروف مشترک در ستون، علامت عدم اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ می‌باشد.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

تولید علوفه

از آنجایی که مقدار p.value بدست آمده از آزمون شاپیرو-ویلک معنادار است ($p \leq 0.05$)، داده‌های تولید علوفه از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند (براساس جدول ۲). بنابراین، آزمون پارامتریک ANOVA ممکن است در اینجا مناسب نباشد. آزمون کروسکال- والیس برای تجزیه و تحلیل تفاوت بین سه شدت چرای دام مناسب‌تر است. از آنجایی که مقدار p.value آزمون کروسکال والیس معنی‌دار شده است ($H(2) = 12.30, p < 0.05$)، می‌توان نتیجه گرفت که اختلاف معنی‌داری در تولید علوفه در بین سه شدت چرای دام

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

وجود دارد، اندازه اثر (مربع اپسیلون) آزمون کروسکال-والیس ۰/۸۸ است (جدول ۵). اگر این آزمون با ANOVA کلاسیک انجام می‌شد، اندازه اثر آن، ۰/۸۹می‌شد. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های دان نشان می‌دهد که میانه تولید علوفه در شدت چرای سبک (Median=12.9) اختلاف معنی‌داری با شدت‌های چرای متوسط (Median=8.1) و مفرط (Median=3.0) دارد ($p\leq0.05$، $Z=3.51, p < 0.001$) (جدول ۶).

جدول ۵. نتیجه آزمون کروسکال-والیس (Kruskal-Wallis)؛ اثر شدت چرای دام بر تولید علوفه

آماره کای اسکوئر	درجه آزادی	p.value	اندازه اثر
۱۲/۳۰	۲	***۰/۰۰۲	۰/۸۸

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۶. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های تولید علوفه در سه شدت چرای دام به روش Dunn

شدت چرا	کروسکال-والیس			مقایسات	دان تست		
	رتبه	میانگین	میانه		Z	p.unadj	p.adj
سبک	۱۲/۹	۱۳۴/۰ a	۱۳۵	سبک -متوسط	۱/۷۰	۰/۰۹	۰/۲۷
متوسط	۸/۱	۹۹/۴ b	۱۰۰	سبک - مفرط	۳/۵۱	۰/۰۰***	۰/۰۰۱**
مفرط	۳/۰	۱۶/۴c	۱۵	متوسط- مفرط	۱/۸۱	۰/۰۷	۰/۲۱

حروف مشترک در ستون علامت عدم اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ می باشد. p.unadj و p.adj به ترتیب مقادیر p-value تطبیق نشده و تطبیق شده برای هرکدام از مقایسات است. مقادیر p با روش بونفرونی تنظیم شده است.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

تراکم گونه‌ای

از آنجایی که مقدار p.value بدست آمده از آزمون بارتلت معنی‌دار است ($p\leq0.05$)، داده‌های تراکم گونه‌ای در بین سه شدت چرای دام، واریانس برابری ندارند (براساس جدول ۲) ، بنابراین، در اینجا نیز آزمون پارامتریک ANOVA ممکن است مناسب نباشد. آزمون ولچ برای تجزیه و تحلیل تفاوت بین سه شدت چرای دام مناسب‌تر است. از آنجایی که مقدار p.value آزمون ولچ معنی‌دار شده است ($W(2,6.03) = 24.08, p < 0.001$)، می‌توان نتیجه گرفت که اختلاف معنی‌داری در تراکم گونه‌ای در بین سه شدت چرای دام وجود دارد. اندازه اثر (مربع اپسیلون) آزمون ولچ ۰/۶۲ است (جدول ۷). اگر این آزمون با ANOVA کلاسیک انجام می‌شد، اندازه اثر آن، ۰/۶۷ می‌شد. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های گیمز-هول نشان می‌دهد که میانگین تراکم گونه‌ای در شدت چرای مختلف تفاوت معنی‌داری را نشان داده که بیشینه مقدار آن در چرای سبک (M=10.06) و کمینه مقدار آن در در شدت چرای مفرط (M=1.8) است ($p\leq0.01$) (جدول ۸).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۷. نتیجه تحلیل واریانس به روش ولچ (Welch)؛ اثر شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای

آماره ولچ	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	p.value	اندازه اثر
۲۴/۰۸	۲	۶/۰۳	***۰/۰۰۱	۰/۶۲

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۸. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های تراکم گونه‌ای در سه شدت چرای دام به روش گیمز-هول (Games-Howell)

شدت چرا	میانگین	SE	مقایسات	میزان تفاوت	t-value	درجه آزادی	p.adj
سبک	۱۰/۶ a	۱/۲۰	سبک -متوسط	-۹/۲۰	۴/۸۵	۵/۶۵	۰/۰۰۸**
متوسط	۶/۴ b	۱/۲۰	سبک - مفرط	۱۴/۲۰	۸/۲۰	۴/۱۱	۰/۰۰۲**
مفرط	۱/۸ c	۱/۲۰	متوسط- مفرط	۵	۶/۰۶	۴/۵۰	۰/۰۰۶**

حروف مشترک در ستون، علامت عدم اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ می باشد. درجه آزادی با استفاده از تصحیح ولچ محاسبه شده است. p-value تطبیق شده با استفاده از روش توکی محاسبه شده است.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

غنای گونه‌ای

بدلیل اینکه مقدار p.value بدست آمده از آزمون شاپیرو-ویلک و بارتلت معنی‌دار است ($p \leq 0.05$)، داده‌های غنای گونه‌ای نرمال نیست و در بین سه شدت چرای دام، واریانس برابری ندارند (براساس جدول ۲)، بنابراین، در اینجا نیز آزمون پارامتریک ANOVA اصلاً مناسب نیست. از آنجایی که مقادیر p.value آزمون برونر-دت-مونک ($F^*(1.40,6.48) = 24, p < 0.001$) جایگشت یک‌طرفه ($F^*(1,13) = 24.97, p < 0.004$) و آزمون ولچ با میانگین پیراسته و واریانس وینزوری ($F^*(2,7.48) = 22.23, p < 0.001$) معنی‌دار شده است (جدول ۹) می‌توان نتیجه گرفت که اختلاف معنی‌داری در غنای گونه‌ای در بین سه شدت چرای دام وجود دارد. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های بونفرونی نشان می‌دهد که میانگین غنای گونه‌ای در شدت چرای سبک (M=4) اختلاف معنی-داری با شدت‌های چرای متوسط (M=2) و مفرط (M=1) دارد ($p \leq 0.01$) (جدول ۱۰).

جدول ۹. نتیجه آزمون یکطرفه برونر-دت-مونک (Brunner-Dette-Munk)، آزمون ولچ با میانگین پیراسته و واریانس وینزوری و جایگشت یکطرفه؛ اثر شدت چرای دام بر غنای گونه‌ای

نام آزمون	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	F*	P(F > F*)
آزمون برونر-دت-مونک	۱/۴۰	۶/۴۸	۲۴	**۰/۰۰۱
آزمون ولچ با میانگین پیراسته و واریانس وینزوری	۲	۷/۴۸	۲۲/۲۳	**۰/۰۰۱
آزمون جایگشت یک طرفه	۱	۱۳	۲۴/۹۷	**۰/۰۰۴

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۱۰. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های غنای گونه‌ای به روش اصلاحیه بونفرونی (Bonferroni)

شدت چرا	میانگین	SE	مقایسات	p.adj
سبک	۴ a	۰/۳۲	سبک -متوسط	۰/۰۰۲**
متوسط	۲ b	۰/۴۵	سبک - مفرط	۰/۰۰۲**
مفرط	۱ c	۰/۰۰	متوسط- مفرط	۰/۰۰۲**

حروف مشترک در ستون، علامت عدم اختلاف معنی داری در سطح ۰/۰۵ می باشد. مقادیر p با روش بونفرونی تنظیم شده است.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

بررسی پیش فرض‌های تحلیل واریانس کلاسیک بر روی باقیمانده مدل

نتایج آزمون‌های نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها بر روی باقیمانده مدل تحلیل واریانس کلاسیک مربوط به بررسی اثر شدت چرای دام بر خصوصیات اندازه‌گیری شده نشان می‌دهد که بجز غنای گونه‌ای، سایر خصوصیات شرط نرمال بودن را دارند، همگنی واریانس‌ها در تراکم گونه‌ای و غنای گونه‌ای نقض شد (جدول ۱۱). نتایج کاملاً مشابه با نتایج همین آزمون‌ها برروی داده‌های خام نبود. از بین آزمون‌های انجام شده، فقط آزمون کروسکال-والیس بر روی داده‌های تولید علوفه ضرورتی نداشته است، چون هر دو شرط، بر روی باقیمانده‌ها تامین شده است، از این رو نتیجه آزمون تحلیل واریانس کلاسیک در مورد تولید علوفه از اعتبار لازم برخودار است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون‌های نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها بر روی باقیمانده مدل

صفات	نرمال بودن			همگنی واریانس‌ها		
	W	p-value	وضعیت	K-squared	p-value	وضعیت
درصد پوشش گیاهی	۰/۹۶	۰/۶۸	نرمال	۱/۳۳	۰/۵۱	همگن
تراکم گونه ای	۰/۹۷	۰/۸۴	نرمال	۱۱/۳۸	**۰/۰۰۳	**ناهمگن**
تولید	۰/۹۸	۰/۹۶	نرمال	۲/۶۸	۰/۲۶	همگن
غنای گونه ای	۰/۸۰	**۰/۰۰۳**	**غیر نرمال**	Inf	***۰/۰۰۰	**ناهمگن**

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

آزمایش دوم

نتایج آزمون‌های شاپیرو-ویلک و بارتلت نشان می‌دهد که مقادیر خام درصد پوشش گیاهی در فاکتور طرح مرتع‌داری و فاکتور شدت چرای دام از توزیع نرمال برخوردار هستند ($p\geq0.05$)، و مقادیر خام تراکم گونه‌ای در دو فاکتور مورد مطالعه از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کند ($p\leq0.001$). واریانس بین گروه‌های مقادیر درصد پوشش گیاهی همگن هستند ($p\geq0.05$) اما همگنی واریانس‌های مقادیر تراکم گونه‌ای تایید نشد ($p\leq0.001$). نتایج نشان می‌دهد تبدیل ریشه دوم بر روی داده‌های تراکم گونه‌ای باعث نرمال شدن و همگنی واریانس‌ها نشد (جدول ۱۲).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۱۲. نتایج آزمون‌های شاپیرو-ویلک و بارتلت بر روی داده‌های خام اصلی و تبدیل شده

صفات	نرمال بودن			همگنی واریانس‌ها		
	W	p-value	وضعیت	K-squared	p-value	وضعیت
داده های اصلی						
درصد پوشش گیاهی در طرح مرتع‌داری	۰/۹۵	۰/۱۷	نرمال	۰/۱۰	۰/۷۶	همگن
درصد پوشش گیاهی در شدت چرا				۲/۸۰	۰/۲۴	همگن
تراکم گونه‌ای در طرح مرتع‌داری	۰/۷۷	***۰/۰۰	**غیرنرمال**	۲۱/۰۶	***۰/۰۰	**ناهمگن**
تراکم گونه‌ای در شدت چرا				۳۸/۰۸	***۰/۰۰	**ناهمگن**
داده های تبدیل شده						
تراکم گونه‌ای (ریشه دوم) در طرح مرتع‌داری	۰/۸۷	***۰/۰۰	**غیرنرمال**	۱۰/۷۱	***۰/۰۰	**ناهمگن**
تراکم گونه‌ای (ریشه دوم) در شدت چرا				۱۹/۳۹	***۰/۰۰	**ناهمگن**

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

درصد پوشش گیاهی

نتایج تحلیل واریانس آزمایش فاکتوریل و همچنین طرح کرت خرد شده نشان می‌دهد اثر اصلی طرح مرتع‌داری و اثر متقابل طرح مرتع‌داری × شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی و تراکم گونه‌ای معنی‌داری نیست ($p\leq0.05$). فقط اثر اصلی شدت چرای دام بر صفات مورد مطالعه معنی‌دار ارزیابی شد ($F(2,24)$: 17.33, $p\leq0.0001$) اندازه اثر دو آزمون فوق به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۶۰ است (جداول ۱۳ و ۱۴). ضریب تغییرات (CV) تحلیل واریانس آزمایش فاکتوریل، ۴۵/۸۴ درصد و ضریب تغییرات فاکتور اصلی و فرعی در تحلیل واریانس طرح کرت خرد شده به ترتیب ۵۷/۶۵ و ۳۸/۷۰ بدست آمد.

نتایج مقایسه میانگین‌ها به روش توکی نشان می‌دهد که هر سه شدت چرای دام با یکدیگر اختلاف آماری معنی‌داری دارند ($p\leq0.05$). بیشترین درصد پوشش گیاهی در منطقه با شدت چرای سبک (M=23.9)، سپس شدت چرای متوسط (M=13.70) و در نهایت شدت چرای مفرط مفرط (M=6.30) مشاهده شد (جدول ۱۵).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۱۳. نتیجه تحلیل واریانس دوطرفه (فاکتوریل)؛ اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی

منابع تغییر	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	F value	Pr(>F)	اندازه اثر
طرح مرتع‌داری	۰/۳۰	۱	۰/۳۰	۰/۰۰۷	۰/۹۴	۰/۰۰
شدت چرا	۱۵۶۱/۹	۲	۷۸۰/۹	۱۷/۳۳	***۰/۰۰۰	**۰/۵۷**
طرح مرتع‌داری ×شدت چرا	۲۹/۶	۲	۱۴/۸	۰/۳۳	۰/۷۲	۰/۰۰
خطا	۱۰۸۱/۲	۲۴	۴۵/۰			

CV(%) = 45.87,Mean = 14.63. ***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۱۴. نتیجه تحلیل واریانس کرت خردشده؛ اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر درصد پوشش گیاهی

منابع تغییر	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	F value	Pr(>F)	اندازه اثر
تکرار	۲۳۵/۱۳	۴	۵۸/۷۸	-	-	
طرح مرتع‌داری	۰/۳۰	۱	۰/۳۰	۰/۰۰۴	۰/۹۵	۰/۰۰
خطا (طرح مرتع‌داری)	۳۳۴/۲۰	۴	۸۳/۵۵	-	-	
شدت چرا	۱۵۶۱/۸۷	۲	۷۸۰/۹۳	۲۴/۴۱	***۰/۰۰۰	**۰/۶۰**
طرح مرتع‌داری ×شدت چرا	۲۹/۶۰	۲	۱۴/۸۰	۰/۴۶	۰/۶۴	۰/۰۰
خطا (شدت چرا)	۵۱۱/۸۷	۱۶	۳۱/۹۹	-	-	

CV(a) = 57.65 %, CV(b) = 38.7 %, Mean = 14.63 . ***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۱۵. نتیجه آزمون مقایسات میانگین‌های درصد پوشش گیاهی در سه شدت چرای دام برای تحلیل فاکتوریل و کرت خرد شده به روش توکی (Tukey)

شدت چرا	میانگین تطبیق شده	SE	مقایسات	کنتراست	p-value
سبک	a۲۳/۹	۲/۱۲	سبک -متوسط	۱۰/۲۰	**۰/۰۰۲**
متوسط	b۱۳/۷	۲/۱۲	سبک - مفرط	۱۷/۶۰	***۰/۰۰۰
مفرط	c۶/۳	۲/۱۲	متوسط- مفرط	۷/۴۰	*۰/۰۲**

حروف مشترک در ستون، علامت عدم اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ می باشد.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

تراکم گونه‌ای

نتایج آزمون دوطرفه برونر-دت-مونک (جدول ۱۶)، آماره نوع والد و آماره نوع ANOVA (جدول ۱۷) و آزمون ناپارامتریک جایگشت تحلیل واریانس دوطرفه (جدول ۱۸) نشان می‌دهد که اثرات اصلی طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام و اثر متقابل طرح مرتع‌داری ×شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای معنی‌دار است ($p\leq0.05$). نتایج مقایسه میانگین‌های آزمون ولچ-جیمز با اصلاحیه هاچبرگ (جدول ۱۹) نشان می‌دهد که بیشترین تراکم گونه‌ای در مرتع دارای طرح مرتع‌داری با شدت چرای سبک ($M=15.40$) و کمترین تراکم گونه‌ای در شدت چرای مفرط در هر دو مرتع دارای طرح مرتع‌داری ($M=1.40$) و فاقد طرح ($M=1.20$) است. تراکم گونه‌ای در مرتع فاقد طرح، تفاوت معنی‌داری بین دو شدت چرای سبک ($M=3.80$) و متوسط ($M=3.0$) مشاهده نشد ($p>0.05$).

جدول ۱۶. نتیجه آزمون دوطرفه برونر-دت-مونک (Brunner-Dette-Munk)؛ اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای

منابع تغییر	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	F*	P(F > F*)
طرح مرتع‌داری	۱	۱۴/۹۵	۱۹/۰۷	***۰/۰۰۰
شدت چرا	۱/۹۳	۱۴/۹۵	۴۵/۰۱	***۰/۰۰۰
طرح مرتع‌داری ×شدت چرا	۱/۹۳	۱۴/۹۵	۷/۴۱	***۰/۰۰۰

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۱۷. نتیجه آزمون ناپارامتریک برای طرح فاکتوریل کلی (Wald Type Statistic)؛ اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای

منابع تغییر	آماره نوع والد			آماره نوع ANOVA		
	آماره	درجه آزادی	p-value	آماره	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	p-value
طرح مرتع‌داری	۱۹/۰۷	۱	***۰/۰۰۰	۱۹/۰۷	۱	۱۴/۹۵	***۰/۰۰۰
شدت چرا	۱۲۴/۲۷	۲	***۰/۰۰۰	۴۵/۰۱	۱/۸۴	۱۴/۹۵	***۰/۰۰۰
طرح مرتع‌داری ×شدت چرا	۲۰/۲۲	۲	***۰/۰۰۰	۷/۴۱	۱/۸۴	۱۴/۹۵	***۰/۰۰۰

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جدول ۱۸. نتیجه آزمون ناپارامتریک جایگشت تحلیل واریانس دوطرفه ؛ اثر طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای (جایگشت:۹۹۹)

منابع تغییر	مجموع مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	F value	Pr(>F)
طرح مرتع‌داری	۱۷۷/۶۳	۱	۱۷۷/۶۳	۴۵/۹۴	***۰/۰۲**
شدت چرا	۳۴۹/۲۷	۲	۱۷۴/۶۳	۴۵/۱۶	***۰/۰۲**
طرح مرتع‌داری ×شدت چرا	۱۸۴/۴۷	۲	۹۲/۲۳	۲۳/۸۵	***۰/۰۲**

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

جدول ۱۹. نتیجه آزمون مقایسه میانگین‌های تراکم گونه‌ای در سه شدت چرای دام در دو مرتع دارای طرح و فاقد طرح به روش Welch-James

طرح مرتع‌داری	شدت چرا	میانگین	SE	مقایسات	آماره WJ	درجه آزادی صورت	درجه آزادی مخرج	p.adj
دارای طرح	سبک	a۱۵/۴۰	۰/۶۲	سبک - متوسط	۱۴/۴۴	۱	۵/۰۷	***۰/۰۲**
دارای طرح	متوسط	ab ۶/۲۰	۰/۶۲	سبک - مفرط	۴۷/۵۳	۱	۲/۵۹	***۰/۰۲**
دارای طرح	مفرط	c۱/۲۰	۰/۶۲	متوسط- مفرط	۵/۶۰	۱	۴/۰۶	۰/۰۸
فاقد طرح	سبک	bc ۳/۸	۰/۶۲	سبک - متوسط	۱۵/۵۴	۱	۸/۵۷	***۰/۰۰۷**
فاقد طرح	متوسط	bc ۳/۰	۰/۶۲	سبک - مفرط	۳۹/۷۸	۱	۵/۴۷	***۰/۰۱**
فاقد طرح	مفرط	c ۱/۴۰	۰/۶۲	متوسط- مفرط	۹/۳۲	۱	۹/۲۵	۰/۰۷

حروف مشترک در ستون، علامت عدم اختلاف معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ می باشد. مقادیر p با روش هاچبرگ تنظیم شده است.

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

بررسی پیش فرض های تحلیل واریانس دوطرفه و کرت خردشده بر روی باقیمانده مدل

نتایج آزمون‌های نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها بر روی باقیمانده مدل تحلیل واریانس دوطرفه فاکتوریل مربوط به بررسی اثر شدت چرای دام بر خصوصیات

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

اندازه‌گیری شده نشان می‌دهد که باقیمانده مدل مربوط به تراکم گونه‌ای در فاکتور طرح مرتع‌داری و فاکتور شدت چرای دام، از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند، اما واریانس خطاها همگن نیست (جدول ۲۰). از این رو انجام تحلیل‌های ناپارمتریک بر روی تراکم گونه‌ای ضرورت داشته است.

جدول ۲۰. نتایج آزمون‌های نرمال بودن و همگنی واریانس‌ها بر روی باقیمانده مدل تحلیل واریانس دوطرفه (فاکتوریل)

صفات	نرمال بودن			همگنی واریانس‌ها		
	W	p-value	وضعیت	K-squared	p-value	وضعیت
درصد پوشش گیاهی در طرح مرتع‌داری	۰/۹۷	۰/۶۵	نرمال	۰/۳۷	۰/۵۴	همگن
درصد پوشش گیاهی در شدت چرا				۱/۲۴	۰/۵۴	همگن
تراکم گونه‌ای در طرح مرتع‌داری	۰/۹۴	۰/۰۹	نرمال	۵/۲۹	***۰/۰۲**	**ناهمگن**
تراکم گونه‌ای در شدت چرا				۹/۹۸	*****۰/۰۰۰**	**ناهمگن**

***: $p \leq 0.001$, **: $p \leq 0.01$, *: $p \leq 0.05$

بحث و نتیجه گیری

موضوع اصلی پژوهش حاضر، نقدی بر استفاده رایج و غیراصولی از تحلیل واریانس بدون در نظر گرفتن پیش فرض‌های آن در پژوهش‌های علوم گیاهی است. نتایج پژوهش نشان داد که تمامی داده‌های پوشش گیاهی نرمال نیستند. دلایل متعددی می‌توان پاسخگوی این مسئله باشد: ناهمگنی پوشش گیاهی، الگوی پراکنش متفاوت گونه‌های گیاهی (۱۲)، تعداد نمونه کم، وجود داده‌های پرت (بزرگترین یا کوچکترین عدد) به دلیل نمونه‌برداری تصادفی که در برخی از قطعات نمونه، خاک عاری از هرگونه پوشش گیاهی است . همچنین داده‌هایی که از طریق شمارش بدست می‌آیند مثل تراکم و غنای گونه‌ای غالباً دارای توزیع پواسون هستند (۴۸،۱۰ و ۳۶). در این صورت، اگر داده پرت اشتباهاً در فرآیند یادداشت‌برداری یا ورود داده‌ها به مجموعه داده‌ها اضافه شده باشد، حذف می‌گردد، در غیر اینصورت اگر اصالت داده تایید و توزیع آن مشخص شد، تبدیل داده‌ها گزینه مناسبی برای حل این مسئله است و پس از تبدیل با تحلیل واریانس، فرآیند پژوهش ادامه پیدا خواهد کرد. در صورتی که باز هم داده‌ها نرمال نشدند، استفاده از آزمون‌های مقاوم که حساسیتی به انحراف از نرمال بودن ندارند (۵۳) یا روش‌های ناپارامتریک، با وجود توان کمتر، آخرین راه حل هستند.

پیش فرض کلیدی دیگری در تحلیل داده‌های پژوهش حاضر دنبال شد، همگنی یا تجانس واریانس‌ها (Homoscedasticity یا Homoskedastic) بود. نتایج نشان داد که واریانس داده‌های اصلی و باقیمانده‌های تراکم و غنای گونه‌ای همگن نبودند. برای این مسئله نیز دلایلی وجود دارد؛ نمونه‌برداری با دو ابزار، روش و فرد متفاوت با دقت‌های مختلف، مثلاً در یک مرتع، برای اندازه‌گیری درصد پوشش، از قطعه‌نمونه و روش تخمین چشمی و در مرتع دیگر از ترانسکت نوار

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

و روش خطی (با دقت بیشتر) استفاده شود. یا برآورد تولید همزمان با دو روش نمونه‌گیری مضاعف و قطع و توزین (با دقت بیشتر) انجام شود، طبیعتاً داده‌هایی که با دقت بیشتر برداشت شده‌اند از واریانس کمتری برخوردار هستند. یا در مورد داده‌های تراکم، شمارش گونه‌های درختچه‌ای به مراتب راحت‌تر از گونه‌های علفی گندمی توده‌ای است (۱۳) از این‌رو بوته‌ای‌ها و درختچه‌ای‌ها غالب در یک مرتع با دقت بیشتری نسبت به علفی گندمی و علفی‌های غالب در مرتع دیگر شمارش می‌شوند. به همین دلیل است که در طرح‌های پایش و ارزیابی مراتع کشور (۲ و ۴)، توصیه می‌شود فرد نمونه‌بردار، زمان، مکان، روش و ابزار نمونه‌برداری ثابت باشد. برای حل این مسئله نیز استفاده از روش-های آماری که حساسیتی به همگنی واریانس‌ها ندارند مثل آزمون ولچ یا بروان-فورسیت (۲۲) یا تبدیل داده-ها و استفاده از تحلیل واریانس بر روی داده‌های تبدیل شده توصیه می‌شود. Kumar و همکاران (۳۸) در فراتحلیلی، با مطالعه ۳۰۰ مقاله تحقیقاتی از آخرین شماره ۳۷ مجله علوم زیستی نتیجه گرفتند که فرض نرمال بودن داده‌ها فقط در چهار مطالعه قبل از استفاده از آزمون‌های پارامتری ذکر شده است.

در پژوهش حاضر، به‌جای تحلیل واریانس کلاسیک، از آزمون F ولچ و آزمون‌های ناپارامتریک کروسکال-والیس و جایگشت استفاده شد. آزمون F ولچ برای بررسی برابری میانگین گروه‌ها در زمانی که بیشتر از دو گروه مقایسه می‌شوند به‌کار می‌رود، به‌ویژه در مواردی که فرض همگنی واریانس‌ها نقض می‌شود و اندازه نمونه کوچک است (۴۴ و ۳۷). به هر حال، فرض‌های نرمال بودن و استقلال به قوت خود باقیست (۳۴ و ۲۱). عیب اصلی آزمون F ولچ درجه آزادی کمتر آن نسبت به آزمون F کلاسیک است. در پژوهش حاضر برای بررسی اثر شدت چرای دام بر تراکم گونه‌ای، برای محاسبه F کلاسیک، درجه آزادی صورت و مخرج به ترتیب ۲ و ۱۲ و برای محاسبه F ولچ، به ترتیب ۲ و ۶/۰۳ بود. میزان F محاسباتی ANOVA کلاسیک، ۴۲/۷۶ و F محاسباتی ANOVA ولچ، ۲۴/۰۸ بود، از این‌رو احتمال رد فرض صفر برای ANOVA کلاسیک بیشتر است و این خود باعث کاهش توان آزمون F ولچ نسبت به F کلاسیک می‌شود. نتیجه پژوهش حاضر نشان داد که اندازه اثر آزمون ولچ (۰/۶۲=مربع اپسیلون) کوچک‌تر از اندازه اثر ANOVA کلاسیک (۰/۶۷=مربع اپسیلون) بود. در یک سطح معنی‌داری و حجم نمونه مشابه، هرچه اندازه اثر بیشتر باشد، توان آزمون بیشتر می‌شود (۲۰). عیب دیگر آزمون F ولچ، فاکتور W_i است که در محاسبه آماره F بکار می‌رود، این فاکتور وابسته به اندازه نمونه (n_i) است. از این‌رو هنگامی که تعداد مشاهدات هر گروه کوچک باشد، نتایج آزمون F ولچ ممکن است نامناسب باشد (۴۱). آزمون کروسکال والیس هیچ توزیع خاصی (مانند توزیع نرمال نمونه‌ها) را برای محاسبه آماره آزمون و مقادیر p در نظر نمی‌گیرد. میانگین رتبه‌ها یا میانه‌های نمونه در آزمون کروسکال والیس مقایسه می‌شوند که آن را از ANOVA که میانگین‌های نمونه را مقایسه می‌کند، متمایز می‌کند. میانه‌ها نسبت به میانگین‌ها حساسیت کمتری نسبت به نقاط پرت دارند. اما عیب روش‌های ناپارامتریک، توان آزمون پایین آن نسبت به روش‌های پارامتریک است (۳۲).آزمون جایگشت نوعی آزمون ناپارامتری است. در این آزمون با بدترین حالت داده‌ها مواجه هستیم. در آزمون جایگشت توزیع داده‌ها در اختیار نیست و همچنین داده‌ها دارای حجم بسیار کمی هستند. در سال‌های اخیر آزمون ناپارامتریک مبتنی بر جایگشت بطور گسترده برای آزمون وجود اختلافات در ترکیب گونه‌ای در علوم بوم شناسی مورد استفاده قرار گرفته است (۷).

به نظر می‌رسد علت اصلی عدم استقبال پژوهشگران علوم گیاهی از روش‌های ناپارامتریک، نتایج و اطلاعات کمی است که این روش‌ها فراهم می‌کنند، از طرفی

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

روش‌های مقایسه میانگین برای روش‌های ناپارامتریک در نرم افزارهایی مثل SPSS وجود ندارد. به عنوان یک توصیه کلی، شکل توزیع داده‌ها و ضرایب چولگی و کشیدگی را درنظر بگیرید، اگر انحراف از نرمال بودن یا چولگی داده‌ها زیاد نیست، می‌توان به نتیجه تحلیل واریانس اعتماد کرد. Blanca (۱۵) نیز مطالعه شبیه-سازی مونت کارلو شامل طرحی با سه گروه و چندین توزیع شناخته شده و ناشناخته به این نتیجه رسید که آزمون F از نظر خطای نوع اول مستقل از شرایط دستکاری شده است و در ۱۰۰ درصد موارد مورد مطالعه ، نسبت به انحراف از نرمال بودن، قوی بود.

در آزمایش دوم، همزمان تحلیل واریانس فاکتوریل و طرح کرت خرد شده استفاده شد، در این آزمایش، اگر هر دو عامل طرح مرتع‌داری و شدت چرای دام برای پژوهش‌گر اهمیت یکسانی داشته باشند، تحلیل واریانس آزمایش فاکتوریل درست انتخاب شده است، اما اگر اهمیت و دقت اندازه‌گیری یک عامل (شدت چرای دام) بیشتر از عامل دیگری (طرح مرتع‌داری) باشد، در این صورت، عامل مهم در کرت فرعی و عامل کم اهمیت در کرت اصلی قرار می‌گیرد (۱۴). همان‌طور که ضرایب تغییر (CV) تحلیل واریانس طرح کرت خرد شده نشان داد و انتظار می‌رفت، CV(b) که نشان دهنده میزان دقت مربوط به کرت فرعی و اثرات متقابل آن با کرت اصلی بود، کوچک‌تر از CV(a) که نشان دهنده میزان دقت مربوط به فاکتور کرت اصلی است می‌باشد. این نشان می‌دهد که انتخاب فاکتورها در تحلیل واریانس کرت خردشده درست بوده است.

برخی از منابع پیش فرض‌های تحلیل واریانس را بر داده‌های خام مجاز می‌دانند (۳۹ و ۵۰). اما منابع پایه آمار و طرح آزمایشات، تایید پیش فرض‌ها را بر باقیمانده‌ها توصیه می‌کنند (۳۳، ۴۲ و ۴۰). نتایج نشان داد در صورتی که باقیمانده‌ها نرمال و واریانس‌ها همگن باشند، داده‌های خام نیز از همین شرایط برخوردار هستند.

آزمایش اول و دوم پژوهش حاضر، مشابه بسیاری از پژوهش‌های علوم گیاهی، در قالب طرح کاملا تصادفی (CRD) انجام شده است، این طرح برای آزمایش‌های گلخانه‌ای و آزمایشگاهی بسیار مناسب است، اما کاربرد آن برای آزمایش‌های میدانی که در آن‌ها ممکن است خصوصیات خاک و توپوگرافی یکنواخت نباشد، محدود است (۱۴). اصطلاحات آزمایش (experiment) و مطالعه (study) گاهی به جای هم استفاده می‌شوند، اما مفاهیم متفاوتی را نشان می‌دهند .در یک «آزمایش»، فرد از شرایط بسیار کنترل‌شده برای مشاهده یک سیستم (مدل) استفاده می‌کند، و یک سنجش کارآمد برای اندازه‌گیری اثر تیمار مدنظر دارد. اما «مطالعه» در شرایط طبیعی انجام می‌شود، به عنوان مثال، یک اکولوژیست که حیوانات یا گیاهانی را که در مرتع با آن‌ها مواجه می شوند مطالعه می‌کند، کنترل کاملی بر محیط آن‌ها یا سایر متغیرهای بالقوه مهم ندارد. به طور کلی، یک مطالعه به حجم نمونه بسیار بزرگتر از یک آزمایش نیاز دارد و تجزیه و تحلیل آن پیچیده‌تر است (۳۵).

و اما برگردیم به موضوع فرعی پژوهش حاضر یعنی بررسی اثر شدت چرای دام بر پوشش گیاهی، تولید، تراکم و غنای گونه‌ای. نتایج نشان داد که اثر شدت چرا در هر دو آزمایش بر کلیه خصوصیات پوشش گیاهی مورد مطالعه معنی‌دار بود. از بین خصوصیات مورد مطالعه، تولید علوفه به دلیل بالاتر بودن اندازه اثر ($\varepsilon^2 =0.89$)، بیشترین اثرپذیری از چرای دام را داشته است، این نشان می‌دهد سرشاخه خواری گوسفند و بز بر رشد سال جاری گیاهان تاثیر بیشتری دارد. نتایج مقایسه میانگین‌ها نشان داد بیشترین تفاوت بین شدت چرای سبک و مفرط است.

Deng و همکاران (۲۴) در فراتحلیل خود اذعان می-کند که در بررسی اثر چرای دام بر مرتع، مدت چرا نیز باید در نظر گرفته شود، حتی در شرایط چرای سبک، اکوسیستم‌های مرتعی می‌توانند از طریق چرای

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

طولانی‌مدت تخریب شوند که گاهی منجر به هجوم گیاهان چوبی شده و از این رو باعث کاهش بهره‌وری و تنوع زیستی می‌شود. Wang و Tang (۵۲) در فراتحلیلی ۱۱۶ مطالعه منتشر شده در مورد غنای گونه‌ای گیاهان، بندپایان و میکروب‌ها را برای بررسی واکنش تنوع زیستی به شدت چرا در مراتع معتدل در سطح جهان بررسی کردند. این ارزیابی کمی نشان داد که پاسخ غنای گونه‌ای به شدت چرا با «فرضیه اختلال متوسط» در مراتع مطابقت دارد. نتایج آن پژوهش نشان داد که غنای گونه‌ای با شدت چرای سبک و متوسط افزایش، در حالی که در شدت چرای سنگین کاهش یافت. Filazzola و همکاران (۲۷) در فراتحلیل بر روی ۱۰۹ مطالعه مستقل، عکس‌العمل گیاهان به چرای دام را نسبت به قرق یا جلوگیری از چرای دام بررسی کردند. نتایج نشان داد حذف دام از مرتع، فراوانی و تنوع گونه‌ای را افزایش داد. زینی وند و همکاران (۵) و سنگونی و همکاران (۶) و Dettenmaier و همکاران (۲۵) در فراتحلیلی دیگر، توصیه کردند هنگام مقایسه بین شیوه‌های مختلف مدیریت چرای دام و تأثیرات بالقوه آنها بر مرتع، می‌بایست به نوع دام، زمان چرا، دفعات چرا و شدت دام‌گذاری اشاره شود. از این‌رو به نظر می‌رسد، مقایسه پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور با پژوهش حاضر بدلیل موارد گفته شده چندان صحیح نباشد. با نگاه مختصر به پژوهش‌های علوم مرتع می‌توان دریافت که در بخش مواد و روش‌ها، عموماً مشخصات منطقه مورد مطالعه و روش نمونه‌برداری با جزئیات کامل بیان می‌شود، اما به روش‌های تجزیه و تحلیل آماری به صورت مختصر اشاره می‌شود.

نتایج اکثر آزمون‌های استفاده شده با نتیجه تحلیل واریانس کلاسیک مشابه بود، دلیل اصلی آن می‌تواند این باشد که تعداد تیمارها کم بود (حداقل ۳ شدت چرای دام)، از این‌رو اگر تعداد تیمارها و عوامل افزایش می‌یافت، احتمالاً نتایج آزمون‌ها با آزمون رایج یعنی تحلیل واریانس کلاسیک متفاوت می‌بود. محدودیت عمده پژوهش حاضر، عدم دسترسی به مراتع دارای طرح مرتع‌داری بیشتر و یافتن مراتع با کلاس‌های مختلف قرق، شدت چرای کم، متوسط، مفرط در هر کدام از مراتع مورد اشاره بود. برای مقایسه نتایج آزمون‌ها می‌توان از توان آزمون‌ها استفاده نمود، به دلیل آنکه هنوز برای برخی از روش‌های آماری مورد استفاده در پژوهش حاضر فرمول برآورد توان آزمون وجود ندارد، این مهم نیز برای نویسنده مقدور نبود.

سپاسگزاری

بدین وسیله از حمایت‌های مادی و معنوی حوزه معاونت پژوهشی، نوآوری و فناوری دانشگاه بیرجند کمال تشکر و قدردانی را داریم.

فهرست منابع

۱. ابراهیمی، م.ج، بشری، ح.، بصیری، م.، برهانی، م. و مهاجری، ع.ر. ۱۳۹۶. بررسی تغییرات پوشش گیاهی و خصوصیات فیزیکو شیمیایی خاک در یک گرادیان چرایی با استفاده از سنجش چندبعدی غیرمتریک (مطالعه موردی: مراتع مورچه خورت-اصفهان. مرتع. ۱۱ (۱) :۱۰۶-۱۱۵.

۲. ارزانی، ح. ۱۳۸۷. گزارش نهایی طرح ملی ارزیابی مراتع در مناطق مختلف آب و هوایی ایران. انتشارات موسسه تحقیقات جنگلها و مراتع کشور.

۳. بی همتا، م.ر. و زارع چاهوکی، م.ع. ۱۳۹۴. اصول آمار در علوم منابع طبیعی. انتشارات دانشگاه تهران.

٤. رستم پور، م. ۱۴۰۰. پایش اکوسیستم‌های مرتعی مناطق مختلف آب و هوایی -استان خراسان

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

جنوبی، سایت خوسف. گزارش نهایی طرح پژوهشی. مؤسسه تحقیقات جنگلها و مراتع کشور.

۵. زینی وند، ر.ا.، آجورلو، م. و آریاپور، ع. ۱۳۹۸. اثر شدت چرای دام بر تنوع گونه‌های گیاهی مهاجم در منطقه کوهستانی کبیرکوه شهرستان دره‌شهر. مجله پژوهشهای گیاهی (مجله زیست شناسی ایران)(علمی). ۳۲(۴): ۷۸۷-۷۷۶.

۶. سنگونی، ح.، وهابی، م.ر.، ترکش اصفهانی، م. و بابایی، ع. ۱۳۹۷. تأثیر مدیریت چرا بر پراکنش جغرافیایی دو گونه گراس فصل سرد در مراتع منطقه فریدن .مجله پژوهشهای گیاهی (مجله زیست شناسی ایران)(علمی). ۳۱(۳): ۶۳۹-۶۲۶.

۷. عشوری، پ. ، زارع چاهوکی، م.ع. ، دانه کار، ا. ، جلیلی، ع. و حمزه، ب . ۱۳۹۷. بررسی ترکیب جوامع مرتعی با استفاده از روش‌های ناپارامتریک چند متغیره جایگشتی. تحقیقات مرتع و بیابان ایران. ۲۵(۱): ۱۲-۱.

۸. غفاری، س.، قربانی، ا.، ارجمند، ک.ا.، تیمورزاده، ع.، هاشمی مجد، ک. و جعفری، س. ۱۳۹۶. اثر شدت چرا بر ترکیب، تراکم و درصد تاج پوشش گیاهی و ویژگی‌های خاک در مراتع حریم روستا (مطالعه موردی: مراتع حریم روستای تولکلو مغان). مرتع. ۱۱(۴): ۴۵۹-۴۴۶

۹. غلامی، پ.، شیرمردی، ح.ع. و لشکری صنمی، ن. ۱۳۹۹. تغییرات تنوع گونه‌ای و گروه‌های گیاهی در ارتباط با شدت‌های مختلف چرای دام در مراتع نیمه‌استپی زاگرس مرکزی. مرتع. ۱۴ (۴) :۶۰۹-۶۲۱

۱۰. فارسی، م. ۱۳۷۸. طرح های آزمایشی در علوم کشاورزی. انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد.

۱۱. مشگانی، م. و رستم پور، م. ۱۳۹۸. مطالعه جمعیت شناسی قوچ و میش منطقه حفاظت شده درمیان و سربیشه و کل و بز منطقه حفاظت شده شاسکوه. طرح پژوهشی، اداره کل حفاظت محیط زیست خراسان جنوبی

۱۲. مقدم، م.ر.، ۱۳۸۷. اکولوژی توصیفی و آماری پوشش گیاهی. انتشارات دانشگاه تهران.

۱۳. مقدم، م.ر.، ۱۳۹۳. مرتع و مرتعداری. انتشارات دانشگاه تهران.

۱۴. یزدی صمدی، ب.، ولی زاده ، م. و رضایی، ع.م. ۱۳۹۲. طرحهای آماری در پژوهشهای کشاورزی. انتشارات دانشگاه تهران.

15. Blanca, M. J., R. Alarcón, J. Arnau, R. Bono & R. Bendayan, (2017). Non-normal data: Is ANOVA still a valid option? Psicothema, 29(4): 552–557.
16. Brase, C. H. & C. P. Brase, (2022). Understandable statistics: concepts and methods. 13th Edition. Cengage Learning. 864p.
17. Brunner, E., F. Konietschke, M. Pauly & M. L.Puri, (2017). Rank-based procedures in factorial designs: Hypotheses about non-parametric treatment effects. Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology), 79(5): 1463-1485.
18. Brunner, E., A.C. Bathke & F. Konietschke, (2018). Rank and Pseudo-Rank Procedures for Independent Observations in Factorial Designs Using R and SAS. Springer International Publishing.
19. Callaghan, C.T., L. Borda-de-Água, R. van Klink & et al. (2023). Unveiling global species abundance distributions. Nature Ecology & Evolution (2023).
20. Colegrave N. & G. Ruxton, (2019). Power Analysis: An Introduction for the Life Sciences. Oxford University Press; Oxford, UK. 176 p.
21. Cribbie, R. A., R. R.Wilcox, C. Bewell & H. J. Keselman, (2007).

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

Designs. Journal of Statistical Software, Code Snippets, 79(1): 1–18.
30. Gao, J. & Y. Carmel, (2020). A global meta-analysis of grazing effects on plant richness. Agriculture, Ecosystems & Environment. 302. 107072.
31. Gong, X., Y. Wang, T. Zhan, C. Wang, C. Li & Y. Liu, (2023).Advances in Meta-Analysis of the Effects of Grazing on Grassland Ecosystems in China. Agriculture, 13, 1084.
32. Hecke, T.V. (2012). Power study of anova versus Kruskal-Wallis test. Journal of Statistics and Management Systems 1;15(2-3):241-7.
33. Kao, L. S. & C. E. Green, (2008). Analysis of variance: is there a difference in means and what does it mean?. The Journal of surgical research, 144(1): 158–170. https://doi.org/10.1016/j.jss.2007.02.053
34. Ken, A. A., (2013). Foundational and Applied Statistics for Biologists Using R. Chapman and Hall/CRC, New York. 618.
35. Klaus, B., (2015). Statistical relevance--relevant statistics, part I. The EMBO journal, 34(22), 2727–2730.
36. Krebs, C. J., (2014). Ecological Methodology, 3rd edition. Boston: Addison-Wesley Educational Publishers, Inc.
37. Krishnamoorthy, K. (2020). Handbook of Statistical Distributions with Applications. 2nd ed. CRC Press; Boca Raton, FL, USA.
38. Kumar, A., J. Kishun, U. Singh, D. Gaur, P. Mishra & C. M. Pandey, (2023). Use of appropriate statistical tools in biomedical research: Current Tests for Treatment Group Equality When Data are Nonnormal and Heteroscedastic. Journal of Modern Applied Statistical Methods, 6(1):117-132.url:http://digitalcommons.wayne.edu/jmasm/vol6/iss1/12
22. Dag, O., A. Dolgun & N.M. Konar, (2018). onewaytests: An R Package for One-Way Tests in Independent Groups Designs. The R Journal, 10:1, 175-199.
23. David, V., (2019). Statistics in Environmental Sciences. ISTE Ltd and John Wiley & Sons. 310 p.
24. Deng, L., Z. Shangguan, S.M. Bell & et al. (2023). Carbon in Chinese grasslands: meta-analysis and theory of grazing effects. Carbon Research. 2, 19.
25. Dettenmaier, S. J., T. A. Messmer, T. J. Hovick & D. K. Dahlgren, (2017). Effects of livestock grazing on rangeland biodiversity: A meta-analysis of grouse populations. Ecology and evolution, 7(19): 7620–7627.
26. Dinno, A., (2015). Nonparametric pairwise multiple comparisons in independent groups using Dunn’s test. The Stata Journal. 15(1):292-300.
27. Filazzola, A., C. Brown, M. A. Dettlaff, A. Batbaatar, J. Grenke, T. Bao, I. Peetoom Heida & J. F. Cahill, (2020). The effects of livestock grazing on biodiversity are multi-trophic: a meta-analysis. Ecology letters, 23(8): 1298–1309.
28. Fischetti, T., E. Mayor & R.M. Forte, (2017). R: Predictive Analysis. Packt Publishing Ltd.
29. Friedrich, S., F. Konietschke & M. Pauly, (2017). GFD: An R Package for the Analysis of General Factorial

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

trend & status. The Indian journal of medical research, 157(4): 353–357.
39. Maxwell S.E., D. H. Delaney & K. Kelley, (2018). Designing Experiments and Analyzing Data A Model Comparison Perspective, Third Edition. By Routledge, Taylor & Francis Group. 1080 P.
40. Miguel, F. A., (2013). Data Analysis and Statistics for Geography, Environmental Science, and Engineering. CRC Press,Taylor & Francis Group. 549 p.
41. Moder, K., (2010). Alternatives to F-Test in One Way ANOVA in case of heterogeneity of variances (a simulation study). Psychological Test and Assessment Modeling, 52 (4): 343-353
42. Montgomery, D. C., (2019). Design and Analysis of Experiments. 10th Edition. John Wiley & Sons Incorporated. 688 p.
43. Myers, J.L., A.D. Well & Lorch Jr, R.F. (2010). Research Design and Statistical Analysis: Third Edition (3rd ed.). Routledge. 832 p .
44. Celik, N., (2022). Welch's ANOVA: Heteroskedastic skew-t error terms, Communications in Statistics - Theory and Methods, 51:9, 3065-3076.
45. R Core Team, (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL https://www.R-project.org/.
46. Shatz, I., (2023). Assumption-checking rather than (just) testing: The importance of visualization and effect size in statistical diagnostics. Behavior Research (2023).
47. Sheskin, D. J. (2004). Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures. 3rd Edition. Chapman and Hall CRC. Florida: Boca Raton. 1193 p.
48. St-Pierre, A. P., V. Shikon & D. C. Schneider, (2018). Count data in biology-Data transformation or model reformation?. Ecology and evolution, 8(6): 3077–3085.
49. Ulrich, W., T. J., Matthews, I.Biurrun & et al., (2022). Environmental drivers and spatial scaling of species abundance distributions in Palaearctic grassland vegetation. Ecology, 103(8): e3725.
50. Verma, J. & Salam, A. (2019). Testing Statistical Assumptions in Research, 1st ed.. John Wiley & Sons: Hoboken, NJ, USA. 220 p.
51. Villacorta, P.J., (2017). The welchADF Package for Robust Hypothesis Testing in Unbalanced Multivariate Mixed Models with Heteroscedastic and Non-normal Data. The R Journal, 9:2, 309 - 328.
52. Wang, C. & Y. Tang, (2019). Data from: A global meta-analyses of the response of multi-taxa diversity to grazing intensity in grasslands [Dataset]. Dryad.
53. Wilcox, R., (2012). Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing (3rd ed.). 608 p. Academic Press.

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

Appropriate statistical tests for comparative hypotheses in Plant Science Research

Moslem Rostampour*

Department of Rangeland and Watershed Management and Research Group of Drought and Climate Change, Faculty of Natural Resources and Environment, University of Birjand, Birjand, Iran.

*Corresponding Author Email: rostampour@birjand.ac.ir

Abstract

Choosing the appropriate statistical methods is one of the most important steps in designing a quantitative research method. Although ANOVA is one of the most widely used statistical analyses in plant ecology, violations of its assumptions can cause various issues, like statistical errors and biased estimates. The present research was carried out in two different experiments in a part of the *Artemisia* habitat in Sarbisheh. In the first experiment, to investigate the effect of grazing intensity on vegetation cover percentage, forage production, species density and species richness, one-way ANOVA, Kruskal-Wallis, Welch's ANOVA, Brunner-Dette-Munk, and one-way permutation tests were used, respectively. In the second experiment, in order to investigate the effect of the range management plan and grazing intensity on the vegetation cover, the two-way ANOVA test in the factorial experiment and split plot design were used, and for species density, the two-way Brunner-Dette-Munk test and non-parametric tests for general factorial designs were used. The results showed that the effect of grazing intensity on all studied vegetation characteristics was significant ($p \leq 0.001$). The greatest effect of livestock grazing intensity was on forage production ($\varepsilon 2=0.89$). The highest vegetation cover was observed in the area with light grazing intensity (M= 25.40). The results showed that the effect of the interaction of the management plan × grazing intensity on the vegetation cover and species density were not significant ($p \leq 0.05$). In the present study, instead of ANOVA, Welch's F and non-parametric tests were used. The results of most of the tests were similar to the results of the ANOVA. In situations where it is not possible to use parametric statistical tests, it is recommended to remove outlier data, transform data, use robust tests and use non-parametric methods.

Key words: Statistical Analysis, Vegetation, Non-Parametric Methods, Grazing Intensity

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

پیوست:

کدهای آزمون‌های آماری در آزمایش اول:

اثر شدت چرا بر درصد پوشش گیاهی

آزمون نرمال بودن داده‌های خام به روش شاپیرو-ویلک

```
library (stats)
shapiro.test(cover)
```

آزمون همگنی واریانس‌ها به روش لیون

```
library (car)
leveneTest(cover ~ site, data=test1)
```

آزمون تحلیل واریانس و مقایسه میانگین‌ها به روش توکی

```
library (stats)
model1=aov(cover~site, data=test1)
summary(model1)
TukeyHSD(model1)
```

اثر شدت چرا بر تراکم گیاهی

آزمون ولچ و مقایسه میانگین‌ها

```
library (onewaytests )
welch.test(density~site, data=test1)
library (rstatix )
games_howell_test(test1, density~site, conf.level = 0.95,
detailed = T)
```

اثر شدت چرا بر تولید علوفه

آزمون کروسکال-والیس و مقایسه میانگین‌ها به روش دان تست

```
library (stats)
kruskal.test(production~site, data=test1)
library (FSA)
dunnTest(production~site,data=test1,method="bonferroni")
```

اثر شدت چرا بر غنای گونه ای

آزمون بونر-دت-مونک (Brunner-Dette-Munk)

```
library (asbio)
BDM.test(Y=richness,X=site)
```

آزمون ولچ با میانگین های پیراسته و واریانس های وینزوری

```
library (onewaytests )
out= welch.test(richness~site, rate = 0.1,data=test1)
paircomp(out, adjust.method = "bonferroni")
```

کدهای آزمون‌های آماری در آزمایش دوم:

DOI:10.22034/jpr.2025.8437.3345 مقاله پژوهشی، صفحات ۲۳۰-۲۵۴

اثر طرح مرتعداری × شدت چرا بر درصد پوشش گیاهی و تراکم

آزمون فاکتوریل و مقایسه میانگین ها به روش توکی

```
library (stats)
model2=aov(cover~site*grazing, data=test2)
summary(model2)
library(AgroR)
with(test2, FAT2DIC(site, grazing, cover))
```

آزمون کرت خردشده و مقایسه میانگین ها به روش توکی

```
library(agricolae)
with(test2, sp.plot(replication, site, grazing, cover))
library(AgroR)
with(test2, PSUBDIC (site, grazing, replication, cover))
```

آزمون بونر

```
library (asbio)
BDM.2way(Y=densitys,X1=site, X2=grazing)
```

آماره نوع والد

```
library(rankFD)
model4 <- rankFD(density ~ site * grazing, data = test2,
CI.method = "normal",effect = "unweighted", hypothesis =
"H0F")
```

مقایسات میانگین‌ها

```
Library(welchADF )
omnibus_LSM <- welchADF.test(test2, response = "density",
between.s = c("site", "grazing"), contrast = "omnibus")
pairwise_LSM    <-    update(omnibus_LSM,    contrast    =
"all.pairwise", effect = c("site", "grazing"))
summary(pairwise_LSM)
```