تجزیه پایداری ژنوتیپ‌های جو در آزمایش‌های یک‌نواخت سراسری منطقه سرد

مجید شاه‌محمدی[۱]، حمید دهقانی[۱] و احمد یوسفی[۲]

چکیده

به منظور تعیین پایداری عملکرد و بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط تعداد ۱۸ رقم پیشرفته و امید بخش جو به همراه یک رقم شاهد در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۴ تکرار و برای مدت ۳ سال زراعی (۱۳۸۰-۱۳۷۷) در ۱۰ ایستگاه تحقیقات کشاورزی مورد مطالعه قرار گرفتند. تجزیه واریانس ساده و مرکب نشان دهنده تفاوت‌های ژنتیکی بین عملکرد ژنوتیپ‌ها بود.

نتایج مربوط به تجزیه واریانس مرکب، وجود تفاوت‌های معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را نشان داد. به دلیل معنی‌دار بودن اثر متقابل، جهت تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها از پارامترهای پایداری، واریانس محیطی (S_i^2)، ضریب تغییرات محیطی ($C.V_i$)، میانگین واریانس اثر متقابل ($\bar{\theta}_i$)، واریانس اثر متقابل (θ_i)، اکووالانس (W_i^2)، واریانس پایداری (σ_i^2)، ضریب رگرسیون خطی (β_i, b_i)، میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون ($S_{d_i}^2$) و واریانس درون مکانی ($MS_{y/l}$) استفاده شد. در مجموع با در نظر گرفتن تمام روش‌های تجزیه پایداری رقم شماره ۱۸ به عنوان پایدارترین رقم شناخته شد و ارقام شماره ۱۷ و ۱۱ در مرتبه بعدی قرار گرفتند و ارقام شماره ۱۳، ۷ و ۶ نیز به ترتیب دارای نوسان عملکرد بیشتری بودند. رقم شماره ۵ به دلیل عملکرد بالایی که داشت سازگارترین رقم با محیط‌های مساعد شناخته شد و برای کشت در این مناطق مناسب بود. رقم شماره ۹ نیز با عملکرد نسبتاً خوب و واریانس عملکرد پایین در مقابل تغییرات محیطی(۱/۵۸) و ضریب رگرسیون متوسط برای مناطق نامساعد پیشنهاد شد.

واژه‌های کلیدی: *اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، تجزیه پایداری، جو، سازگاری، پارامتر پایداری*

مقدمه

اثر متقابل ژنوتیپ و محیط و تأثیر آن بر عملکرد ژنوتیپ‌ها اساس آزمایش‌های تجزیه پایداری است. وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط قابلیت تخمین آثار اصلی عملکرد ژنوتیپ‌ها کاهش می‌دهد. وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ایجاب می‌کند که انتخاب ارقام فقط بر اساس عملکرد یک محیط، معیار مناسبی

۱. به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استادیار زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران
۲. مربی پژوهش مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، کرج

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

نباشد. بنابراین بهتر است ژنوتیپ‌ها در دامنه وسیعی از تغییرات محیطی در مکان‌ها و سال‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گیرند تا بلکه اطلاعات حاصل از تخمین میزان سازگاری و ثبات عملکرد ژنوتیپ‌ها معیار مطمئنی برای توصیه ارقام و کشت آنها به دست داده و کارایی معرفی ارقام را بالا برد (۱۰ و۲۲).

تاکنون روش‌های بسیاری به منظور تعیین اثر متقابل ژنوتیپ و محیط برای شناسایی ارقام پایدار ابداع شده است. گاهی این تنوع روش‌ها باعث ابهام در استفاده از روش‌های تعیین پایداری می‌شود ولی آنچه مسلم است این است که روشی که بتواند مورد توافق همه محققین باشد هنوز ابداع نشده است.

رومر (۲۱) پیشنهاد داد واریانس یک ژنوتیپ در بین چند محیط (S_i^2) می‌تواند به عنوان معیار پایداری تلقی شود. فرانسیس و کاننبرگ (۶) برای تعیین پایداری از ضریب تغییرات محیطی هر ژنوتیپ بر حسب درصد استفاده نمودند و بیان کردند بر طبق این معیار ژنوتیپی پایدار خواهد بود که .C.V آن کمتر باشد.

پلاستد و پترسون (۱۹) برای هر جفت ژنوتیپ یک جدول تجزیه واریانس تشکیل دادند و واریانس اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را محاسبه نمودند. آنها میانگین واریانس‌های اثر متقابل مربوط به هر ژنوتیپ ($\overline{\theta}_i$) را سهم هر ژنوتیپ در تشکیل اثر متقابل در نظر گرفتند و آن را به عنوان معیار پایداری معرفی کردند.

پلاستد (۱۸) نخست یک ژنوتیپ را از مجموعهٔ داده‌ها حذف کرد و سپس اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را با بقیه ژنوتیپ‌ها محاسبه نمود. سپس واریانس اثر متقابل باقی‌مانده حاصل از اختلاف بین دو اثر متقابل در حالت وجود و عدم وجود ژنوتیپ مورد نظر را به عنوان سهم ژنوتیپ (θ_i) مذکور در تشکیل اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ذکر نمود و بیان کرد هر چه سهم ژنوتیپ حذف شده کمتر باشد پایدارتر خواهد بود.

ریک (۲۶) مجموع مربعات اثر متقابل در کل محیط‌ها را برای هر ژنوتیپ به عنوان معیار پایداری آن ژنوتیپ معرفی کرد و آن را اکووالانس (W_i) نامید و اظهار داشت پایین بودن مقدار W_i نشان دهنده پایداری بالا خواهد بود.

شوکلا (۲۳) براساس باقی‌مانده حاصل از طبقه‌بندی دوطرفه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، برآورد نااریب واریانس ژنوتیپ‌ها را در تمام محیط‌ها پیشنهاد نمود و این پارامتر پایداری را واریانس پایداری (σ^2_i) نام‌گذاری کرد. طبق واریانس پایداری شوکلا (۲۳) ژنوتیپی پایدار است که مقدار واریانس پایداری آن حداقل باشد.

فینلی و ویلکینسون (۵) ضریب رگرسیون عملکرد هر ژنوتیپ در هر محیط روی شاخص محیطی که برابر اختلاف میانگین هر محیط از میانگین کل می‌باشد را محاسبه کردند و اظهار داشتند که واریته های با ضریب رگرسیون یک ($b_i = 1$) دارای پایداری متوسط در تمام محیط‌ها هستند.

پرکینز و جینکز (۱۷) همانند فینلی و ویلکینسون (۵) عمل کردند، منتها قبل از محاسبه ضریب رگرسیون، عملکرد هر ژنوتیپ را برای آثار محیطی تصحیح کردند و در واقع رگرسیون اثر متقابل ژنوتیپ با محیط را با شاخص محیطی در نظر گرفتند(β_i).

ابرهارت و راسل (۴) پارامترهای ضریب رگرسیون (b_i) انحراف از رگرسیون ($S^2_{d_i}$) را برای مشخص کردن پایداری هر ژنوتیپ به کار بردند و پیشنهاد دادند که ژنوتیپی پایدار است که ضریب رگرسیون آن یک و انحراف از رگرسیون آن حداقل باشد و ضمناً میانگین عملکرد آن به طور معنی‌داری از میانگین کل آزمایش بیشتر باشد.

لین و بینز(۱۴) معتقدند که مکان عاملی نیست که قابل کنترل نباشد و نیازی نیست که یک رقم برای چندین منطقه توصیه شود. بنابراین آن را به عنوان یک عامل ثابت در نظر گرفتند و عامل سال را غیر قابل پیش‌بینی و کنترل گزارش کردند، بنابراین آن را عامل تصادفی شمردند و اظهار داشتند واریته‌ای پایدار است که در طول سال‌های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد و به همین خاطر میانگین واریانس بین سال‌های درون مکان‌ها ($MS_{y/l}$) را به عنوان پارامتر پایداری پیشنهاد دادند.

لین و همکاران(۱۵) اظهار داشتند پارمترهای پایداری تیپ

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

یک مفهوم هموستازی(انعطاف‌پذیری) را برای شرایط محیطی نشان می‌دهند، ولی بیکر(۳) آن را پایداری بیولوژیک یعنی مقاومت در مقابل تغییرات محیطی که بستگی به ساختار زراعی یک واریته دارد نام‌گذاری و معادل پارامترهای پایداری تیپ دو عنوان کرد. لین و همکاران (۱۵) معتقدند که شناسایی واریته‌های یک‌نواخت هر چند با عملکرد کمتر و یا واریته‌های پرمحصول که هموستازی خوبی به همهٔ محیط‌ها داشته باشند با استفاده از پارامترهای پایداری تیپ یک و دو میسر نیست، البته اظهار داشتند که اگر تعداد محیط‌ها کم باشد می‌توان نتیجه گرفت و در صورت زیاد بودن تعداد محیط به ندرت واریته‌ای پر محصول و پایدار یافت می‌شوند، بیشتر واریته‌ها که عملکرد یکسان در محیط‌های خوب و بد دارند دارای عملکرد پایین می‌باشند.

بنابراین با افزایش روش‌های آماری مشکل انتخاب بهترین آنها به‌منظور تجزیه پایداری ارقام نمایان می‌شود. انتخاب یک مدل آماری صحیح برای یک آزمایش خاص، مانند تجزیه پایداری باید براساس مهارت در آمار و بیومتری و نیز موضوع آزمایش انجام گیرد و اطلاع کامل از یکی از دو موضوع مذکور به‌تنهایی کافی نیست. از طرف دیگر وقت و هزینه نسبتاً زیادی که در جریان اصلاح یک رقم صرف می‌شود می‌طلبد که به‌نژادگر ضمن آشنایی با روش‌های مختلف تجزیه پایداری و اطلاع کامل از معایب و محاسن هر کدام، بهترین روش را به کار گیرد تا رقم یا ارقامی که کمترین اثر متقابل با محیط را دارا هستند و در عین حال دارای عملکرد بالایی می‌باشند انتخاب و در صورت وجود سازگاری خصوصی ارقام معینی را برای مکان‌های مشخص معرفی نماید. براین اساس علیزاده و تاری نژاد (۲) به منظور بررسی پایداری عملکرد لاین‌های امیدبخش جو در شرایط آبی، ۱۸ لاین پیشرفته جو را به مدت سه سال در منطقه مغان همراه با شاهد منطقه مورد مطالعه قرار دادند. آنها دریافتند ژنوتیپ شماره ۱۲ با ضریب تغییرات محیطی ۹/۳۷ و انحراف معیار رتبه ۳۷۹ پایدارترین ژنوتیپ می‌باشد. هم‌چنین ژنوتیپ مذکور به بیماری‌های سفیدک و زنگ زرد مقاوم بود.

آقایی و همکاران (۱) برای تعیین پایداری ارقام جو ۹ ژنوتیپ جو را در قالب طرح لاتیس متعادل به مدت چهار سال مورد بررسی قرار دادند و نتایج به دست آمده نشان داد که رقم والفجر با عملکرد بیش از میانگین کل، ضریب رگرسیون معادل یک و انحراف از خط رگرسیون غیرمعنی‌دار برتر از سایر ارقام است. نورمینمی و راگنلی (۱۶) پایداری عملکرد جو را در سه مجموعه از ارقام جو مورد مطالعه قرار دادند. آنها میزان ضریب تبیین مدل رگرسیونی در سه مجموعه ارقام را بین ۵۲-۲۶ درصد مشاهده کردند. آنها دریافتند که لاین‌های جو ۶ ردیفه پاسخ ده هستند ولی عملکرد کمتری دارند و هم‌چنین مشاهده کردند که لاین‌های با بالاترین عملکرد ضریب رگرسیون تقریباً یک داشتند.

هدف از این پژوهش معرفی رقم(های) جو زراعی با استفاده از روش‌های معمول تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط به‌طور جداگانه می‌باشد تا در هر یک از روش‌ها ارقام از لحاظ عملکرد و پایداری عملکرد مقایسه شده و نهایتاً بهترین رقم یا ارقام معرفی شوند.

مواد و روش‌ها

این پژوهش شامل سی آزمایش با ۱۸ رقم اصلاح شده جو به همراه یک رقم شاهد بود. هر آزمایش به صورت جداگانه در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۴ تکرار در ۱۰ ایستگاه تحقیقاتی به مدت ۳ سال (۱۳۸۰-۱۳۷۷) انجام گرفت. اسامی و یا شجره ارقام در جدول ۱ نشان داده شده است. ایستگاه‌های تحقیقاتی شامل ایستگاه‌های مشهد، نیشابور، اردبیل، خوی، میاندوآب، تبریز، همدان، اراک، زنجان و کرج بودند که همگی در زمره مناطق سرد کشور محسوب می‌شوند.

در هر سال اجرای آزمایش، عملیات تهیه زمین به طور معمول انجام شد. در تمام آزمایش‌ها (۳۰ ترکیب مختلف سال و مکان)، براساس دستورالعمل یکسان اما با نقشهٔ کاشت طرح بلوک‌های کامل تصادفی متفاوت، کرت‌های به طول ۶ متر و عرض ۱/۲۰ برای کشت مورد استفاده قرار گرفت. تاریخ‌های

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

جدول ۱. مشخصات ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در آزمایش

ژنوتیپ	شجره	ژنوتیپ	شجره
۱	Gerbel/Alger	۱۱	L.1242//L.640/L.527
۲	Schulyer/L.640	۱۲	Dundy
۳	Star/Alger	۱۳	K-201/3-2
٤	Arass/Cyclon	۱٤	Kozir
٥	Bahtim7-DI 79-w40762	۱٥	Cl-10143/Walfajre
٦	Vavilon	۱٦	L.1242/Kossak
۷	OwB70173-2H-OH	۱۷	Walfajre/Wl-2291
۸	L.131//Cg/CM	۱۸	Cossak/Gerbel/Harmal
۹	73-M4-30	۱۹	Toji's"/ Robur
۱۰	Kavir/Badiăs"	–	

کاشت در ایستگاه‌های ذکر شده از اواسط مهر تا اواخر آبان ماه بود. در هر آزمایش میزان کود مصرفی ازته و فسفره خالص به ترتیب برابر ۹۰ و ۶۰ کیلوگرم در هکتار بود. به منظور کنترل علف‌های هرز پهن برگ از سم 2.4.D به میزان دو لیتر در هکتار بین مرحله پنجه‌زنی و به ساقه رفتن استفاده شد. تعداد دفعات آبیاری مطابق نیاز گیاه و با توجه به شرایط محیطی هر منطقه انجام شد.

عملکرد دانه هر کرت پس از حذف آثار حاشیه‌ای (۶ متر مربع) بر حسب کیلوگرم تعیین و مورد تجزیهٔ واریانس قرار گرفت. پس از تعیین عملکرد ارقام در محیط‌های مختلف محاسبات آماری مقدماتی شامل تجزیه واریانس جداگانه برای هر آزمایش، آزمون همگنی واریانس اشتباهات آزمایشی و تجزیه واریانس مرکب بر روی داده‌های حاصل انجام شد. در مرحله بعد جهت بررسی پایداری عملکرد و سازگاری ارقام، پارامترهای پایداری شامل واریانس محیطی(۲۱) و ضریب تغییرات محیطی(۶) یا پارامترهای تیپ یک پایداری و میانگین واریانس اثر متقابل(۱۹)، واریانس اثر متقابل(۱۸)، اکووالانس ریک(۲۶)، واریانس پایداری(۲۳) و ضریب رگرسیون خطی(۵) یا پارامترهای تیپ دو پایداری و میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون(۳) و واریانس درون مکانی(۱۴) که به ترتیب پارامترهای تیپ سه و چهار پایداری می‌باشند، استفاده شدند.

نتایج و بحث

به منظور آزمون یک‌نواختی خطاهای آزمایشی، آزمون بارتلت برای ترکیب دوتایی سال‌ها و نیز مجموع سه سال، شامل ۳۰ طرح آزمایشی انجام شد، در تمام موارد مقدار کای اسکور در سطح احتمال ۵٪ غیرمعنی‌دار بود که حاکی از یک‌نواختی واریانس خطا در آزمایش‌های مختلف بود (جدول ۳). تجزیه واریانس ساده برای تمام ایستگاه‌ها برای هر سال انجام شد (جدول ۲). در ایستگاه اردبیل در سال سوم تفاوت بین ژنوتیپ‌ها معنی‌دار نبود. ولی در همین ایستگاه در سال‌های اول و دوم اختلافات در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. برای ایستگاه‌های دیگر نیز اختلاف بین ژنوتیپ‌ها حداقل در یک یا دو سال از سه سال آزمایش و در ایستگاه‌های اراک، خوی و

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4] [Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

جدول ۲. تجزیه واریانس ساده عملکرد دانه ۱۹ رقم جو در ده مکان و سه سال

منابع تغییرات	درجه آزادی	نیشابور در سال			مشهد در سال			اردبیل در سال			کرج در سال			خوی در سال		
		سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول
تکرار	۳	۰/۸۳۸$^{n.s}$	۸/۴۱۳**	۰/۷۱۳$^{n.s}$	۱/۸۱۲*	۰/۶۵۹$^{n.s}$	۲/۸۹۱**	۳/۴۷۴*	۳/۸۴۶**	۹/۴۷۰**	۰/۲۸۸$^{n.s}$	۰/۳۷۶$^{n.s}$	۳/۶۵۲**	۰/۳۲۴$^{n.s}$	۰/۰۰۵$^{n.s}$	۳/۷۲۲**
ژنوتیپ	۱۸	۱/۱۰۸$^{n.s}$	۰/۵۷۴*	۰/۹۰۹$^{n.s}$	۱/۱۷۱*	۱/۴۹۸$^{n.s}$	۱/۱۰۸$^{n.s}$	۱/۹۳۱$^{n.s}$	۲/۸۲۲**	۴/۲۲۸**	۱/۰۱۴**	۱/۳۷۴**	۱/۰۴۷**	۲/۱۷۳**	۱/۷۲۳**	۳/۰۷۵**
خطا	۵۴	۱/۰۰۱	۰/۲۹۳	۰/۸۶۸	۰/۶۱۵	۱/۹۰۷	۰/۶۵۸	۱/۲۱۷	۰/۵۱۹	۰/۷۲۲	۰/۴۴۶	۰/۴۸۶	۰/۳۶۴	۰/۲۸۷	۰/۱۹۲	۰/۲۵۲
C.V٪		۷/۱۶	۱۵/۴۷	۱۱/۴۹	۷/۸۲	۱۳/۶۶	۷/۳۰	۱۰/۶۶	۹/۳۳	۸/۷۴	۷/۰۲	۶/۷۶	۹/۵۱	۱۶/۴۷	۷/۸۲	۱۳/۷۱

ns، * و ** : به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

ادامه جدول ۲. تجزیه واریانس ساده عملکرد دانه ۱۹ رقم جو در ده مکان و سه سال

منابع تغییرات	درجه آزادی	همدان در سال			زنجان در سال			اراک در سال			میاندوآب در سال			تبریز در سال		
		سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول	سوم	دوم	اول
تکرار	۳	۲/۳۲۶**	۰/۵۱۵*	۱/۴۷۰$^{n.s}$	۵/۸۵۷*	۰/۳۵۳$^{n.s}$	۱/۹۷۶$^{n.s}$	۰/۳۳۴$^{n.s}$	۰/۷۶۷$^{n.s}$	۰/۱۹۱$^{n.s}$	۰/۳۸۷$^{n.s}$	۰/۲۹۷$^{n.s}$	۰/۶۰۸$^{n.s}$	۰/۹۲۷$^{n.s}$	۰/۷۲۳$^{n.s}$	۱/۱۵۳**
ژنوتیپ	۱۸	۱/۵۸۱**	۰/۴۶۵**	۱/۰۷۵$^{n.s}$	۲/۹۹۹$^{n.s}$	۱/۴۳۹**	۰/۸۴۴$^{n.s}$	۱/۱۶۰**	۲/۲۸۲**	۱/۳۴۵**	۲/۴۱۲*	۲/۴۲۶**	۱/۰۶۰**	۰/۷۹۱$^{n.s}$	۱/۵۷۴**	۱/۰۱۶**
خطا	۵۴	۰/۳۸۰	۰/۱۴۵	۰/۶۰۶	۱/۹۱۱	۰/۴۴۷	۰/۸۴۷	۰/۳۵۶	۰/۲۴۸	۰/۲۷۰	۱/۲۰۹	۰/۱۸۶	۰/۴۶۶	۰/۴۵۶	۰/۲۶۳	۰/۱۸۰
C.V٪		۲۲/۸۶	۱۱/۹۴	۱۳/۴۷	۷/۰۷	۵/۶۶	۱۲/۱۸	۱۱/۶۱	۱۰/۹۳	۷/۰۷	۱۱/۶۵	۸/۲۳	۱۲/۷۴	۱۲/۰۲	۱۲/۱۱	۷/۱۵

ns، * و ** : به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

جدول۳. تجزیه واریانس مرکب عملکرد ۱۹ رقم جو در ده مکان و سه سال

منابع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات	درجه آزادی	میانگین مربعات	
		سه سال		سال دوم و سوم	سال اول و سوم	سال اول و دوم
سال	۲	۱۰۷/۷۷۱$^{n.s}$	۱	۹۰/۲۱٤^{ns}	۲٤/٤٦٤^{ns}	۲۰۸/٦۳٦$^{n.s}$
مکان	۹	۱۹۲/۹٦۱*	۹	۲۰۸/۷٤٤^{ns}	۱۵۲/۵۷۳^{ns}	۹۸/۳۹٤$^{n.s}$
سال × مکان	۱۸	۷۳/۷۸۸**	۹	۷۳/٦۸۰**	۶۱/۰٤٦**	۸٦/٦۳۹**
خطای ۱	۹۰	۱/۹٤۷	٦۰	۱/٦۲۸	۲/۱۲۱	۲/۰۹۲
ژنوتیپ	۱۸	۸/۱۳۳**	۱۸	٦/۹۸۰**	۵/۰۲۴*	۵/٤۳۲*
ژنوتیپ× سال	۳٦	۱/۱۷۰^{ns}	۱۸	۱/۱۳۰^{ns}	۰/٦۸۵^{ns}	۱/٦۹۵^{ns}
ژنوتیپ × مکان	۱٦۲	۱/۵۷۸^{ns}	۱٦۲	۱/۵۲٦^{ns}	۱/۳۱۱^{ns}	۱/٦۲۷**
ژنوتیپ×سال× مکان	۳۲٤	۱/۳۰۸**	۱٦۲	۱/۱۸٦**	۱/٦۱۵**	۱/۱۲۳**
خطای۲	۱٦۲۰	۰/۵۹۳	۱۰۸۰	۰/٦۲۸	۰/٦۵۵	۰/٤۹٦
کل	۲۲۷۹		۱۵۱۹			
C.V٪		۱۳/۰٤		۱۳/۸۱	۱۳/۲۵	۱۲/۰۰
$\chi^{۲}$		۱۷/٦٦۲^{ns}		۱۷/٤۷۱^{ns}	۱۸/۵٤۹^{ns}	۲۱/۰۱۷^{ns}

ns، * و ** : به ترتیب نشان دهنده غیر معنی‌داری و معنی دار بودن در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ می‌باشد.

کرج نیز این اختلافات در هر سه سال در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. وجود تفاوت در پاسخ هر ژنوتیپ از سالی به سال دیگر در واقع بیانگر اثر متقابل ژنوتیپ × سال است. تجزیه واریانس مرکب برای ترکیب دو تایی سال‌ها و نیز در مجموع سه سال با در نظر گرفتن رقم به عنوان فاکتورهای ثابت و سال و مکان به عنوان فاکتورهای تصادفی با استفاده از امید ریاضی منابع تغییرات انجام شد (جدول ۳). نتایج به دست آمده نشان داد که واریانس مکان در ترکیبات دوتایی سال‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نبود، به دلیل این‌که متوسط عملکرد ارقام مختلف برای دو سال در ده مکان آزمایش یکسان بوده است، ولی در مجموع سه سال اثر مکان در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار گردید که نشان‌دهنده اختلاف بین مکان‌ها در متوسط ژنوتیپ‌ها و سال‌های مورد آزمایش بود. اثر سال برای ترکیب‌های دو ساله وسه سال آزمایش معنی‌دار نبود که به علت یکسان بودن متوسط عملکرد ارقام برای ده مکان در دو سال مختلف و سه سال آزمایش می‌باشد، بنابراین واریانس بین سال‌ها غیرمعنی‌دار بود و نشان داد که متوسط عملکرد در طی سه سال آزمایش یکسان بود. اثر متقابل سال × مکان در ترکیب‌های دو ساله و سه سال آزمایش در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود و بیانگر وجود اختلاف بین متوسط عملکرد ارقام در مکان‌های مختلف از سالی به سال دیگر می‌باشد. معنی‌دار بودن F مربوط به ژنوتیپ، تفاوت ژنوتیپ‌ها را از لحاظ عملکرد دانه نشان داد. اثر ژنوتیپ × سال نیز معنی‌دار نبود که نشان دهنده عدم تفاوت عملکرد ارقام طی سال‌های مختلف در متوسط مکان‌های مورد مطالعه بود. معنی‌دار بودن اثر ژنوتیپ × مکان در بعضی ترکیبات سال‌ها، نشان داد که ژنوتیپ‌ها دارای سازگاری اختصاصی با مکان‌های مختلف بودند که به منظور به دست آوردن اطلاعات بیشتر نیاز به تجزیه‌های دیگر نیز بود. اثر متقابل ژنوتیپ × سال × مکان در سطح احتمال ۱٪ در تمام ترکیبات دوساله و در مجموع سه سال معنی‌دار به دست آمد. بنابراین می‌توان اظهار

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

داشت که اختلاف بین ژنوتیپ‌ها از یک محیط (ترکیب سال × مکان) به محیط دیگر روند ثابتی ندارد. بنابراین نتایج آزمایش‌ها بیانگر این واقعیت است که وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط عموماً اجتناب ناپذیر می‌باشد. این واکنش ناهنجار در جو(۱، ۲، ۱۱ و ۱۶) و سایر غلات (۱۳ و۲۴) گزارش شده است. این امر نشان می‌دهد که ارزیابی و انتخاب ارقام فقط بر مبنای عملکرد یک محیط لزوماً نمی‌تواند دقیق و صحیح باشد و قبل از معرفی و توصیه، لازم است ارقام در سال‌ها و مکان‌های بسیار به منظور تعیین سازگاری و پایداری عملکرد آنها ارزیابی شوند.

نتایج به دست آمده از تجزیه پایداری به روش رگرسیونی ابرهارت و راسل (۴) در جدول ۴ درج شده است. معنی‌دار بودن مقدار F برای محیط (خطی) نشان‌دهنده رابطه خطی قابل ملاحظه بین عملکرد هر محیط با شاخص محیطی می‌باشد. اثر متقابل ژنوتیپ × محیط خطی معنی‌دار شده است که این موضوع حاکی از عکس‌العمل متفاوت ارقام در پاسخ به شرایط محیطی است، یا به عبارت دیگر شیب خط رگرسیون ارقام متفاوت است، یعنی ضریب رگرسیون تعدادی از واریته‌ها با ضریب رگرسیون متوسط (b =۱) اختلاف معنی‌دار دارند و بر اساس پیشنهاد فینلی و ویلکینسون (۵) سازگاری عمومی آنها از لحاظ آماری یکسان نمی‌باشد. معنی‌دار شدن انحراف از رگرسیون تجمعی، پراکندگی زیاد نقاط مربوط به عملکرد ارقام را در اطراف خط رگرسیون نشان می‌دهد. میزان ضریب تبیین (R^2) برای همه ارقام پایین بود که می‌توان آن را به معنی‌دار بودن انحرافات از خط رگرسیون ارقام مورد بررسی و دلیل نامناسب بودن مدل رگرسیون، مربوط دانست. نورمینمی و راگنلی (۱۶) نیز در استفاده از روش رگرسیونی برای مطالعهٔ پایداری در سه مجموعه از ارقام جو میزان ضریب تبیین را بین ۵۲-۲۶٪ مشاهده کردند، بنابراین برای انتخاب ارقام پایدار از معیارهای دیگر پایداری به همراه ضریب رگرسیون و عملکرد ارقام استفاده نمودند.

بر اساس روش تجزیه پایداری رگرسیونی ابرهارت و راسل (۴) سه معیار ضریب رگرسیون برابر با یک، مجموع مربعات انحراف از خط رگرسیون غیرمعنی‌دار و عملکرد بالا مورد نظر نشان دهندهٔ پایداری یک رقم می‌باشند، ولی به دلیل این‌که انحراف از خط رگرسیون برای همهٔ ۱۹ رقم معنی‌دار است و ارقام شماره ۹، ۱۸، ۱۷ و ۱۱ دارای ضریب رگرسیون برابر با یک و عملکرد نسبتاً بالا می‌باشند، بنابراین در شرایط یکسان معنی‌دار بودن انحراف از خط رگرسیون برای همهٔ ارقام، بنا بر دو معیار دیگر ابرهارت و راسل(۴) ارقام مذکور به ترتیب بهترین سازگاری عمومی را داشته، ولی به دلیل عدم کفایت مدل رگرسیون (ضریب تبیین پایین) برای کلیه مناطق مورد آزمایش قابل توصیه نیستند.

رقم شمارهٔ ۵ که دارای ضریب رگرسیون معنی‌دار بزرگ‌تر از یک می‌باشد، پایداری کمتر از متوسط و بالاترین میزان عملکرد را دارد. از طرفی پارامترهای ریک (۹/۷)، پارامتر شوکلا (۰/۳۳)، پراکندگی محیطی (۲۳/۶۷) و واریانس محیطی (۲/۲۸) وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بالا را برای این ژنوتیپ نشان می‌دهند که دلیل بر سازگاری خصوصی این رقم برای محیط‌های مساعد و حاصل‌خیز به علت پاسخ به شرایط محیطی مناسب برای تولید عملکرد بالا می‌باشد و در محیط‌های نامساعد، همچون مشهد و زنجان، عملکرد پایین‌تر از حد متوسط را نشان داد(جدول مقایسه میانگین ژنوتیپ‌ها برای محیط‌های مختلف ارایه نشده است). این نتیجه در توافق با نظر توللنار و لی (۲۵) می‌باشد که بیان کردند بین عملکرد و پایدار نسبی عملکرد یک رابطه معکوس وجود دارد. برعکس رقم شماره ۹ دارای سازگاری خصوصی خوب در مناطق نامساعد بوده و جهت کشت در این مناطق قابل توصیه است.

به منظور بررسی بیشتر و نتیجه‌گیری بهتر در مورد پایداری ارقام، پارامترهای مختلف پایداری براساس گروه‌بندی لین و بینز (۱۴) نیز محاسبه شد و نتایج مربوطه در جدول ۵ ارایه شده است. بر اساس پارامتر واریانس محیطی (جدول ۵) پایدارترین واریته‌ها به ترتیب ارقام شماره ۸، ۱۶، ۱۳ و ۹ می‌باشند که دارای کمترین واریانس محیطی هستند. با توجه به این‌که ارقام شماره ۸، ۱۶ و ۱۳ دارای میانگین عملکرد کمتر از میانگین کلی

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

جدول ٤. تجزیه میانگین مربعات ارقام جو مورد مطالعه بر اساس روش ابرهارت و راسل (۱)

منابع تغییرات		درجه آزادی	میانگین مربعات
ژنوتیپ		۱۸	۸/۱۳۳**
(ژنوتیپ × محیط) + محیط		٥٥۱	۷/۲٦۳**
ژنوتیپ / محیط	محیط	۲۹	۱۱۱/۱۱٦**
	محیط × ژنوتیپ	٥۲۲	۱/۳۸۲**
محیط خطی		۱	٦۳٤/۳۸۱**
ژنوتیپ در محیط خطی		۱۸	۱۲/٤۸۸**
انحراف از رگرسیون		٥۳۲	۱/۸٦۸**
ژنوتیپ ۱		۲۸	۱/۹٤٥**
ژنوتیپ ۲		۲۸	۲/۱۳٥**
ژنوتیپ ۳		۲۸	۱/۷٦٥**
ژنوتیپ ٤		۲۸	۱/٦۱٤**
ژنوتیپ ٥		۲۸	۲/۳۲۳**
ژنوتیپ ٦		۲۸	۱/۸۰۸**
ژنوتیپ ۷		۲۸	۱/۸٤٦**
ژنوتیپ ۸		۲۸	۱/٥۰۰**
ژنوتیپ ۹		۲۸	۱/٦۱۰**
ژنوتیپ ۱۰		۲۸	۲/۰٤٦**
ژنوتیپ ۱۱		۲۸	۱/۸٦۸**
ژنوتیپ ۱۲		۲۸	۱/۸۱۸**
ژنوتیپ ۱۳		۲۸	۱/٥٦٤**
ژنوتیپ ۱٤		۲۸	۱/۸۱۹**
ژنوتیپ ۱٥		۲۸	۲/۰۳۹**
ژنوتیپ ۱٦		۲۸	۱/٥٥۳**
ژنوتیپ ۱۷		۲۸	۲/۲٥٤**
ژنوتیپ ۱۸		۲۸	۱/۷٤۲**
ژنوتیپ ۱۹		۲۸	۲/۲٥۰**
اشتباه مرکب		۱٦۲۰	۰/۱٤۸

* و** : نشان دهنده معنی‌دار بودن در سطح احتمال ۱٪ می‌باشد.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4] [Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

جدول ۵. مقایسه میانگین‌ها در متوسط سال‌ها و مکان‌های مختلف و پارامترهای پایداری برای تعیین پایداری ۱۹ ژنوتیپ جو مورد مطالعه

ژنوتیپ	میانگین	واریانس محیطی	ضریب تغییرات محیطی	پلاستد و پترسون	پلاستد	ریک	شوکلا	پرکینز و جینکز	ضریب‌رگرسیون فینلی و ویلکینسون	انحراف از خط رگرسیون	ضریب تشخیص	واریانس درون مکانی لین و بینز
	$(\bar{x}_i)$	(S_i^2)	$(C.V_i)$	$(\bar{\theta}_i)$	(θ_i)	(W_i^2)	(σ_i^2)	(β_i)	(b)	(S^2_{di})	(R^2_i)	$(MS_{y/l})$
۱	۵/۸۱ de*	۱/۸۸	۲۳/۶۰	۰/۳۲	۰/۳۵	۸/۱۲	۰/۲۹	۰/۲۹	۱/۰۴	۰/۲۹	۱۹/۴۶	۱/۲۷۸
۲	۵/۸۱ de	۲/۰۷	۲۴/۷۸	۰/۳۶	۰/۳۴	۱۰/۴۸	۰/۳۸	۰/۳۷	۱/۰۷	۰/۳۷	۲۱/۸۴	۱/۶۰۸
۳	۵/۸۶ de	۱/۷۱	۲۲/۳۰	۰/۳۷	۰/۳۴	۱۰/۸۲	۰/۴۰	۰/۳۸	۰/۹۵	۰/۳۹	۲۰/۰۵	۱/۳۸۱
۴	۵/۷۲ ef	۱/۵۸	۲۱/۸۷	۰/۳۳	۰/۳۴	۸/۷۹	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۹۳	۰/۳۱	۱۸/۹۰	۱/۱۷۰
۵	۶/۳۸ a	۲/۲۸	۲۳/۶۷	۰/۳۴	۰/۳۴	۹/۰۷	۰/۳۳	۰/۲۸	۱/۱۶	۰/۲۳	۱۹/۵۰	۱/۵۴۹
۶	۵/۵۹ fg	۱/۷۵	۲۳/۶۲	۰/۳۰	۰/۳۵	۷/۰۹	۰/۲۵	۰/۲۵	۱/۰۰	۰/۲۵	۲۱/۶۸	۱/۴۷۱
۷	۵/۵۰ g	۱/۷۸	۲۴/۲۹	۰/۳۷	۰/۳۴	۱۰/۶۶	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۹۸	۰/۳۷	۲۰/۹۳	۱/۳۲۵
۸	۵/۷۲ ef	۱/۴۷	۲۱/۱۸	۰/۳۴	۰/۳۴	۹/۲۱	۰/۳۴	۰/۳۱	۰/۸۹	۰/۳۱	۱۸/۲۱	۱/۰۸۵
۹	۶/۲۴ ab	۱/۵۸	۲۰/۱۲	۰/۴۲	۰/۳۴	۱۳/۴۳	۰/۵۰	۰/۴۶	۰/۷۹	۰/۴۶	۱۷/۰۰	۱/۱۲۷
۱۰	۵/۸۲ de	۱/۹۸	۲۴/۱۹	۰/۳۲	۰/۳۵	۸/۲۰	۰/۳۰	۰/۲۹	۱/۰۷	۰/۲۸	۲۱/۹۸	۱/۶۳۸
۱۱	۶/۱۵ bc	۱/۸۰	۲۱/۸۵	۰/۳۳	۰/۳۴	۸/۷۵	۰/۳۲	۰/۳۱	۱/۰۱	۰/۳۲	۱۶/۹۳	۱/۰۸۳
۱۲	۵/۸۲ de	۱/۷۶	۲۲/۷۸	۰/۲۸	۰/۳۵	۵/۹۹	۰/۲۱	۰/۲۱	۱/۰۲	۰/۲۱	۱۹/۱۸	۱/۲۴۶
۱۳	۵/۵۰ g	۱/۵۳	۲۲/۴۷	۰/۳۵	۰/۳۴	۹/۹۱	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۹۰	۰/۳۳	۱۹/۳۲	۱/۱۲۸
۱۴	۶/۰۷ bc	۱/۷۶	۲۱/۸۳	۰/۳۳	۰/۳۴	۸/۷۰	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۹۹	۰/۳۲	۱۷/۹۳	۱/۱۸۵
۱۵	۶/۰۶ bc	۱/۹۸	۲۳/۲۱	۰/۳۱	۰/۳۵	۷/۴۴	۰/۲۷	۰/۲۶	۱/۰۸	۰/۲۵	۱۹/۷۸	۱/۴۳۷
۱۶	۵/۶۹ efg	۱/۵۱	۲۱/۵۸	۰/۲۸	۰/۳۵	۵/۶۹	۰/۲۰	۰/۲۰	۰/۹۴	۰/۱۹	۱۸/۱۳	۱/۰۶۴
۱۷	۶/۲۵ ab	۲/۱۸	۲۳/۶۳	۰/۴۶	۰/۳۳	۱۵/۶۹	۰/۵۹	۰/۵۶	۱/۰۵	۰/۵۵	۲۰/۴۲	۱/۶۲۹
۱۸	۶/۲۴ ab	۱/۶۸	۲۰/۷۹	۰/۳۴	۰/۳۴	۹/۱۸	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۹۶	۰/۳۳	۱۸/۱۵	۱/۲۸۴
۱۹	۵/۹۶ dc	۲/۱۹	۲۴/۸۱	۰/۳۹	۰/۳۴	۱۱/۸۰	۰/۴۴	۰/۴۱	۱/۱۰	۰/۴۰	۲۰/۳۱	۱/۴۶۶

* : میانگین‌هایی که حداقل دارای یک حرف مشابه باشند اختلاف معنی‌داری ندارند.

ارقام می‌باشند بنابراین تنها رقم ۹ به عنوان پایدارترین رقم، برمبنای این پارامترها، انتخاب شد (۲۰). زای (۲۷) بیان کرد از آنجا که واریانس محیطی با اثر سال، مکان و اثر متقابل سال و مکان اختلاط یافته است بنابراین روش واریانس محیطی دارای اریب است. نتایج به دست آمده از این پژوهش در توافق با نظر زای (۲۷) می‌باشد، زیرا رقم ۹ دارای اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بالا بر اساس پارامترهای پایداری شوکلا(۰/۵) و ریک(۱۳/۴۳) در حالی‌که دارای واریانس محیطی پایین(۱/۵۷۸)می‌باشد. بنابراین انتخاب بر اساس واریانس محیطی باید با احتیاط انجام گردد.

ضمناً نتایج محاسبات نشان داد که ارقام ۹، ۱۸، ۸ و ۱۶ به ترتیب کمترین ضریب تغییرات محیطی را دارا بودند که از میان آنها دو رقم ۹ و ۱۸ عملکردی بالاتر از میانگین کل را داشتند. بنابراین با توجه به نتایج مربوط به پایداری تیپ یک بهترین ارقام برای کاشت در کلیه مناطق ارقام شماره ۹ و ۱۸ شناخته شدند.

نتایج به دست آمده از سایر پارامترهای تیپ در جدول ۵ نشان داده شده است. در تمامی روش‌های مذکور ارقام ۱۶، ۱۲، ۶ و ۱۵ دارای پایداری بیشتر بودند در حالی که در بین این ارقام تنها رقم شماره ۱۵ دارای میانگین بالاتر از میانگین کل بود.

طبق نتایج به دست آمده از محاسبه پارامتر فینلی و ویلکینسون (۵) که در جدول ۵ آورده شده است، واریته شماره ۱۱ که دارای میانگین عملکرد ۶/۱۴۶ تن در هکتار و ضریب رگرسیون یک (b_i = ۱/۰۰۵) بود، به عنوان نخستین رقم پایدار شناخته شد. بعد از آن به ترتیب ارقام ۱۴، ۱۸ و ۱۷ که ضمن داشتن عملکرد بالا دارای ضریب رگرسیون نزدیک به یک بودند، جزء ارقام دارای پایداری متوسط بودند بنابراین برای کاشت در منطقه وسیع و یا کلیه مکان‌ها می‌توانند استفاده شوند.

نتایج مربوط به واریانس درون مکانی لین و بینز (۱۴) نیز حاکی از آن بود که پایدارترین ارقام به ترتیب رقم شماره ۱۶ با میانگین عملکرد ۵/۶۸۷ تن در هکتار، رقم ۱۱ با میانگین عملکرد ۶/۱۴۶ تن در هکتار، رقم شماره ۸ با میانگین عملکرد ۵/۷۲۰ تن در هکتار و رقم شماره ۹ با میانگین ۶/۲۴۳ تن در هکتار می‌باشد که به ترتیب دارای کمترین میانگین مربعات درون مکانی بودند. بنابراین می‌توان آنها را برای کاشت توصیه نمود.

در نهایت با در نظر گرفتن تمام روش‌های تجزیه پایداری رقم شماره ۱۸ به عنوان پایدارترین رقم شناخته شد و می‌تواند برای کاشت در مناطق وسیع توصیه شود. ارقام شماره ۱۷ و ۱۱ نیز از این لحاظ در مرتبه بعدی قرار گرفتند ضمن این‌که ارقام شماره ۱۳، ۷ و ۶ نیز به ترتیب ناپایدارترین ارقام بودند. رقم شماره ۵ با توجه به عملکرد بالایی که داشت سازگارترین رقم با محیط‌های مساعد شناخته شد و برای کاشت در مناطق مساعد و حاصلخیز توصیه شد. رقم شماره ۹ نیز با عملکرد نسبتاً خوب و نوسان تولید کم در مقابل تغییرات محیطی برای مناطق نامساعد پیشنهاد شد.

با توجه به نتایج به دست آمده در روش‌های پارامتری می‌توان اظهار کرد پارامترهای پایداری تیپ یک و هم‌چنین پارامترهای تک متغیره تیپ دو تأکیدشان بیشتر بر اثر متقابل ژنوتیپ و محیط بود و ارقامی را معرفی کردند که دارای پایداری بیولوژیک بوده و کمتر به عملکرد توجه داشتند(۷ ، ۸ و ۹). در این پژوهش با توجه به نتایج به دست آمده ارقام شمارهٔ ۱، ۴ و ۱۶ میزان واریانس پایین (پارامتر پایداری تیپ یک) بین ۱/۸۸ – ۱/۵۹ و پارامترهای پایداری تیپ دو برای ارقام مذکور شامل، اکووالانس ریک به ترتیب ۸/۱۲، ۸/۷۹ و ۵/۶۹ و پارامتر پایداری شوکلا برابر ۲۹٪، ۲۲٪ و ۰/۲ می‌باشند. پایین بودن مقادیر پارامترهای پایداری تیپ دو برای این ارقام بیانگر پایداری بیولوژیک با وجود میزان کم عملکرد است. نتایج مذکور در توافق با نظر لین و همکاران (۱۵) و بیکر(۳) است. این پایداری(پایداری بیولوژیک) که معادل پایداری دینامیکی نیز می‌باشد برای صفاتی که به طور مستقل از دیگر ژنوتیپ‌ها اندازه‌گیری می‌شوند و میزان آنها بایستی ثابت نگاه داشته شوند، مانند مقاومت به بیماری‌ها یا تنش‌های محیطی

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

مهم است (۲۰). به همین دلیل در روش واریانس محیطی رقم ۱۳ که پایین‌ترین عملکرد را در بین ارقام دارا بود به عنوان رقم پایدار معرفی می‌شود. در حالی که برای صفتی مانند عملکرد، اصلاح‌گر به دنبال یافتن ژنوتیپ‌هایی است که پایدار و دارای عملکرد بالا باشند (۷).

لین و بینز (۱۴) پارامترهای تیپ یک و چهار را وراثت پذیر گزارش نمودند. بنابراین قابلیت اعتماد بیشتری دارند و پارامترهای تیپ ۲ و ۳ به علت توارث پذیری کمتر چندان قابل اعتماد نمی‌باشند. در تیپ دو ژنوتیپ ۶ که دارای عملکرد پایین بود انتخاب شد اما روش ضریب تغییرات محیطی به علت معرفی ارقامی که علاوه بر عملکرد بالا دارای پایداری بیولوژیک نیز بودند. یک برتری نسبی در مقایسه با دیگر روش‌ها دارد (۲۰).هر چند که روش‌های لین و بینز (۱۴)، فینلی و ویلکینسون (۵) و ابرهارت و راسل (۴) دارای نتایج کم و بیش مشابه بودند، در روش لین و بینز (۱۴) هم برخی از ارقام خوب به خاطر داشتن عملکرد بالا، تغییرات زیادی نشان دادند و مناسب نبودند. زیرا ارقام پرمحصول در مقایسه با ارقام ضعیف نوسان عملکرد بیشتری دارند و بنابراین ضریب تغییرات آنها بیشتر است (۱۲). بنابراین گزینش واریته‌های پرمحصول و در عین حال پایدار بر اساس این معیارها موفقیت آمیز نخواهد بود. در نتیجه با توجه به وراثت پذیر بودن پارامتر لین و بینز (۱۴) ژنوتیپ‌های معرفی شده بر اساس این پارامتر پایداری می‌توانند در مناطق مورد آزمایش کاشت شوند.

منابع مورد استفاده

۱. آقایی‌سربرزه، م.، م. مقدم، م. ولیزاده، و ح. کاظمی اربط. ۱۳۷۳.تجزیه پایداری و تجزیه هم‌بستگی عملکرد دانه در تعدادی از ارقام جو. سومین کنگره علوم زراعت و اصلاح‌نباتات ایران، دانشگاه تبریز.

۲. علیزاده، ب. و آ. تاری‌نژاد. ۱۳۸۰. بررسی پایداری عملکرد ارقام و لاین‌های پیشرفته جو. چکیده مقالات هفتمین کنگره علوم زراعت و اصلاح‌نباتات ایران، مؤسسه اصلاح و تهیه نهال و بذر، کرج.

3. Becker, H. C. 1981 Correlations among some statistical measures of phenotype stability. Euphytica 30: 835-840.
4. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability Parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6: 36-40.
5. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programe. Aust. J. Agric. Res. 14:742-754.
6. Francis, T. R. and L. W. Kannenberg. 1978. Yeild stability studies in short-season maize. Can. J. Plant Sci. 58:1025-1034.
7. Fufa, H., T. Hailu, A. Kibebew, T. Tesfaye, K. Tiruneh and T. Girma. 2000. Grain yield stability analysis in late maturing genotypes of tef [Eragrostis tef (Zucc.) Trotter]. J. Genet. and Breed. 54:13-18
8. Hühn, M. 2003. A note on the variance of the stabilty parameter 'environmental variance'. Euphytica 130: 335-339.
9. Jensen S.D. and A.J. Cavalieri. 1983. Drought tolerance in US maize. Agric. Water Manag. 7:223-236.
10. Johnson, H. W., H. F. Robinson and R. E. Comstock. 1955. Estimates of genetic and environmental variability in soybeans. Agron. J. 47: 314-318.
11. Kaczmarek, Z., T. Adamski, M. Surma, S. Jezowski and M. Leniewska-Frtcza. 1999. Genotype-environment interaction of barley doubled haploids with regard to malting quality. Plant Breed. 118(3): 243-247.
12. Kamidi, R. E. 2001. Relative stability, performance and superiority of crop genotypes across environments. J. Agric. Biol. and Environ. Statistics 6:449-460.
13. Kang, M. S. and J. D. Miller. 1984. Genotype × environment interactions for cane and sugar yield and their implications in sugarcane breeding. Crop Sci. 24: 435-440.
14. Lin, C. S. and M. R. Binns. 1988. A method of analyzing cultivar × location × year experiments: A new stability parameter. Theor. and Appl. Genet. 76:425-430.
15. Lin, C. S., M. R. Binns and L. P. Lefcovitch. 1986. Stability analysis: Where do we stand?. Crop Sci. 26:894-900.
16. Nuiminienmi, M. and O. A. Rognli. 1996. Regression analysis of yield stability in strongly affected by companion test varieties and location-examples from a study of Nordic barley lines. Theor. and Appl. Genet. 93: 468-476.
17. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environment and genotype-environmental components of variability. Heredity 23:339-356.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]

18. Plaisted, R. L. 1960. A Shorter method for evaluating the ability of selection to yield consistently over locations. Am. Potato J. 37: 166-172.
19. Plaisted, R. L. and L. C. Peterson. 1959. A technique for evaluating the ability of selection to to yield consistently over locations or seasons. Am. Potato J. 36: 381-385.
20. Rao, A. R. and V. T. Prabhakaran. 2000. On some useful interrelationships among common stability parameters. Indian J. Genet. 60:25-36.
21. Romer, T. 1917. Sind die ertragreicheren Sorten ertragssicherer? DLG-Mitt. 32: 87-89.
22. Roy, D. 2000. Plant Breeding Analysis and Exploitation of Variation. Alpha Science International Ltd., U.K.
23. Shukla, G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. Heredity 29:237-245.
24. Sneller, C. H., L. Cilgore-Norquest and D. Dombek. 1997. Repeatability of yield stability in soybean. Crop Sci. 37: 383-390.
25. Tollenaar, M. and E. A. Lee. 2002. Yield potential, Yield stability and stress tolerance in maize. Field Crop Res. 75: 161-169.
26. Wrick, G. 1962. Uber eine methode zur refassung der okologischen streubreite in feldversuchen, Flazenzuecht 47: 92-96.
27. Xie, M. 1996. Selection of stable cultivars using phenotypic variances. Crop Sci. 36:572-576.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-11]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1384.9.1.11.4]