"مجله علوم زراعي ايران"
جلد هفتم ، شماره ۱، بهار ۱۳۸٤

بررسي كارايي روش AMMI و تجزيه واكنش ژنوتيپي در تعيين پايداري ارقام چغندرقند

Study on the efficiency of AMMI method and pattern analysis for determination of stability in sugar beet varieties

ذبيح اله رنجی[۱]، محمود مصباح[۲]، رضا اميری[۳] و سعيد واحدی[٤]

چكيده

رنجي، ذ.، م. مصباح، ر. اميري، و س. واحدي. ۱۳۸٤. بررسی کارایی روش AMMI و تجزیه واکنش ژنوتیپی در تعیین پایداری ارقام چغندرقند. علوم زراعی ایران. جلد ۷، شماره ۱، صفحه ۲۰-۱.

به منظور بررسي كارايي روش AMMI و تجزيه واكنش ژنوتيپي در تجزيه پايداري ارقام چغندرقند، تعداد ۱۷ رقم چغندرقند در ۱۳ منطقه و در طي سه سال مورد مقايسه قرار گرفته و صفات عملكرد ريشه و عيار قند اندازه‌گيري شد. در تجزيه واريانس مركب آزمايش‌ها اثر رقم و اثر متقابل رقم × محيط براي هر دو صفت معني‌دار بود. ارقام مورد مطالعه با استفاده از روش‌هاي ابرهارت و راسل، اكووالانس ريك ، واريانس پايداري شوكلا، روش AMMI و تجزيه واكنش ژنوتيپي مقايسه شده و ۱۱ پارامتر پايداري مختلف محاسبه شدند. در مجموع با در نظر گرفتن كليه روش‌هاي تجزيه پايداري، ارقام PP8 ، Br1 اردبيل و IC1 به عنوان سازگارترين ارقام شناسايي شدند. مقايسه روش‌هاي مختلف نشان داد كه كارائي روش ابرهارت و راسل براي توجيه اثر متقابل رقم × محيط براي هر دو صفت به مراتب كمتر از IPC_1 در روش AMMI است. كارائي IPC_1 براي صفت عملكرد ريشه بيش از ۵ برابر و براي صفت عيار قند بيش از ٦ برابر روش ابرهارت و راسل بود. به علاوه، استفاده از $SIPC_3$ روش AMMI در هر دو صفت، در حدود ۵۰ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محيط را توجيه نمود. از طرف ديگر، نمودار دوطرفه مؤلفه اثر متقابل اول (IPC_1) ارقام و مكانها (محيط‌ها) در برابر ميانگين آن‌ها، كارايي بسيار بالايي در شناسايي الگوهاي اثر متقابل رقم × محيط داشت. ضرايب همبستگي رتبه‌اي بين پارامترهاي پايداري نشان داد كه در اكثر موارد اطلاعات حاصل از روش AMMI بيشتر از ساير روش‌هاي تجزيه پايداري است. همچنين اين روش اطلاعات جديدي به دست مي‌دهد كه توسط ساير روش‌ها قابل شناسايي نيست و روش AMMI و تجزيه واكنش ژنوتيپي، توانايي زيادي در بررسي پايداري ارقام دارد. اما نتايج اين مطالعه نشان داد كه استفاده از يك مؤلفه كافي نبوده و حداقل بايد دو پارامتر از روش AMMI (براي مثال IPC_1 و$SIPC_f$) را در نظر داشت.

واژه‌هاي كليدي: تجزيه پايداري، تجزيه واكنش ژنوتيپي، چغندرقند، روش AMMI ، عملكرد ريشه، درصد قند.

تاريخ دريافت: ۱۳۸۲/٦/۲

۱ و ۲ـ اعضای هيأت علمی ـ مؤسسه تحقيقات اصلاح و تهيه بذر چغندرقند كرج
۳ـ عضو هيأت علمی پرديس ابوريحان ـ دانشگاه تهران
٤ـ كارشناس بخش بهنژادی مؤسسه تحقيقات اصلاح و تهيه بذر چغندر قند كرج

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

مقدمه

سطح زیر کشت چغندرقند در کشور معادل ۲۰۰-۱۸۰ هزار هکتار است که به استثنای استان‌های شمالی، سیستان و بلوچستان، کردستان، ایلام و بوشهر در سایر استان‌های کشور کاشته می‌شود. با در نظر گرفتن این گستردگی مساحت، داشتن ارقام پایداری که بتواند دامنه تغییرات اندکی داشته باشد بسیار ضروری است. پایدار بودن رقم علاوه بر جلوگیری از خطرات احتمالی کاهش عملکرد ریشه و عیار قند در تحقق کشاورزی پایدار مفید واقع می‌شود.

بر اساس نظریه پایداری زراعی ژنوتیپی پایدار است که عملکردی مناسب در واکنش به پتانسیل تولیدی محیط مورد آزمایش نشان دهد. بنابراین اگر پایداری زراعی ژنوتیپی در دامنه وسیعی از محیط‌ها ثابت شود، رقم مذکور دارای سازگاری وسیع یا عمومی خواهد بود(Becker, 1981). به طور کلی چهار روش کلی برای بررسی پایداری زراعی وجود دارد (Hayward *et al*., 1993) : ۱- روش تجزیه واریانس، ۲- روش رگرسیون، ۳- روش‌های چندمتغیره با تأکید بر روش‌های تجزیه واکنش ژنوتیپی(Pattern analysis) و مدل کاهشی AMMI (Additive main effect and multiplicative interaction) و ٤- روش غیرپارامتری. از جمله روش‌های مبتنی بر تجزیه واریانس عبارتند از : ۱ـ واریانس محیطی (S^2_i)، ۲- ضریب تغییرات محیطی ($C.V_i$)، ۳- روش پلستد و پترسون (θ_i)، ٤- اکووالانس ریک (W^2_i) (Lin *et al*., 1986)، ٥- واریانس پایداری شوکلا (σ^2_i) (Shukla, 1972) و ٦- واریانس درون مکانی لین و بینز ($MS_{y/l}$) (Lin and Binns, 1991). برخی از روش‌های رگرسیونی نیز عبارتند از: ۱- روش فینلی و ویلکینسون (b_l) (Finlay and Wilkinson, 1963)، ۲- روش پرکینز و جینکز (B_i)(Perkins and Jinks, 1968)، و ۳- روش ابرهارت و راسل(Eberhart and Russell, 1966). اسمیت و همکاران(Smith *et al*., 1967) گزارش نمودند که اگر ضریب رگرسیون ژنوتیپی در روش ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) بیشتر از یک باشد، دلیل بر پایداری پائین‌تر از متوسط آن رقم است و در صورتی که کمتر از یک باشد، رقم مذکور پایداری بالاتر از متوسط خواهد داشت. ضریب رگرسیون یک بیانگر پایداری متوسط یا سازگاری عمومی ارقام است (Smith *et al*., 1967) . مفهوم ضریب رگرسیون‌متمایل به صفر آن است که ارقام نسبت به تغییرات محیطی، واکنش کمتری داشته و در صورت بهبود محیط نتوانند از شرایط بهتر آن بهره‌برداری کنند. معمولاً ارقامی که ضریب رگرسیون آن‌ها از یک پائین‌تر است، دارای عملکرد کمتری در مقایسه با میانگین آزمایش هستند. ارقام ایده‌آل و سازگار، ارقامی هستندکه شیب خط رگرسیون آن‌ها معادل یک، میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون ($MS_{Dev(l)}$) آن‌ها کوچک و بالاخره میانگین عملکرد آن‌ها از میانگین کل آزمایش بیشتر باشد(Eberhart and Russell, 1966). لین و همکاران (Lin *et al*., 1990) معتقدند که برای مطلوبیت روش رگرسیون، باید ضرائب تبیین ارقام بالا (بیشتر از ۷۰ درصد) و آزمون χ^2 (کای دو) برای یکنواختی انحرافات از رگرسیون معنی‌دار نباشد. هیوارد و همکاران (Hayward *et al*., 1993) گزارش کردند که نسبتی از مجموع مربعات رقم × محیط که توسط رگرسیون توجیه می‌شود، مهمتر از معنی‌دار بودن یکنواختی ضرائب رگرسیون است. زیرا با وجود توجیه شدن سهم اندکی از مجموع مربعات رقم × محیط، به علت بالا بودن درجه آزادی خطا، همچنان احتمال معنی‌دار بودن غیریکنواختی ضرائب رگرسیون وجود دارد. به همین دلیل آن‌ها پیشنهاد کردند که برای سودمند بودن تجزیه پایداری با استفاده از روش رگرسیون، به طور تقریبی نسبت مجموع مربعات رقم × محیط خطی (یکنواختی ضرائب رگرسیون) به مجموع مربعات رقم × محیط حداقل باید ۵۰ درصد باشد.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

از جمله روش‌های چندمتغیره که در تجزیه پایداری کاربرد بیشتری دارند می‌توان به موارد زیر اشاره کرد : ۱- تجزیه به مقادیر ویژه (Singular value decomposition) ، ۲- تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (Principal components analysis)، ۳- تجزیه عاملی(Factor analysis)، ٤- تجزیه خوشه‌ای(Cluster analysis) ، ٥- تجزیه تشخیص(Discriminant analysis)، ٦ــ روش AMMI و ۷- تجزیه واکنش ژنوتیپی (Hayward *et al*., 1993; Jobson, 1992; Crossa, 1990). در واقع روش AMMI یک مدل کلی به شمار آمده و کلیه روش‌های تجزیه واریانس، تجزیه رگرسیون، تجزیه به مقادیر ویژه و تجزیه مؤلفه‌های اصلی حالت خاصی از روش AMMI هستند (Mclaren, 1996; Zobel *et al*., 1988). از طرف دیگر در تجزیه واکنش ژنوتیپی که بر روی نتایج روش AMMI انجام می‌گیرد از تجزیه خوشه‌ای استفاده می‌شود(Mclaren, 1996; Hayward *et al*., 1993). در این روش، نمایش گرافیکی مؤلفه اول اثر متقابل ارقام و محیط‌ها در برابر میانگین آن‌ها، روشی سودمند برای شناسایی الگوهای مناسب واکنش ارقام در برابر محیط‌ها است(Crossa, 1990) .

اصولاً روش AMMI با سه هدف عمده مورد استفاده قرار می‌گیرد. اول، روش AMMI مدلی تشخیصی است. این روش سودمندی بیشتری در مقایسه با سایر روش‌ها، در تجزیه و تحلیل آماری آزمایش‌های مقایسه عملکرد دارد، زیرا ابزاری را برای تشخیص سایر مدل‌های فرعی که برای داده‌های مورد بررسی سودمند هستند، فراهم می‌سازد. دوم، روش AMMI برای روشن کردن ماهیت اثر متقابل رقم × محیط (G × E) به کار می‌رود. این روش الگوها و ارتباطات ارقام و محیط را به راحتی خلاصه نموده و ارایه می‌کند (Crossa, 1990). و سوم روش AMMI برای بهبود دقت برآورد عملکرد مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مثال، افزایش دقت برآورد عملکرد در صورت استفاده از روش AMMI، معادل افزایش تعداد تکرار از ۲ به ۵ است (Zobel *et al*., 1988 ; Crossa *et al*., 1990 به نقل از Crossa, 1990). یعنی کارایی آماری روش AMMI حدود ۲/۵ برابر طرح بلوک‌های کامل تصادفی است. می‌توان با کاهش دادن تعداد تکرارها و افزایش تعداد تیمارهای یک آزمایش، هزینه‌ها را کاهش داده یا کارآیی انتخاب بهترین ارقام را بهبود بخشید. از این موضوع به طور روشن در برنامه‌های اصلاح ذرت هیبرید استفاده شده است(Crossa, 1990). از طرف دیگر، روش AMMI برای داده‌های بدون تکرار نیز قابل اجراست زیرا برآوردی از خطا به دست می‌دهد؛ اما تجزیه واریانس در طرح‌های آزمایشی بدون تکرار ممکن نیست، زیرا نمی‌توان هیچ نوع برآوردی برای خطا به دست آورد(Jeffry and Trens, 1995).

لین و بینز(Lin and Binns, 1991) برخی از آماره‌های پایداری مبتنی بر روش تجزیه واریانس و تجزیه رگرسیون را به چهار تیپ I ، II ، III و IV تقسیم کرده و خاطر نشان کردند که پارامترهای پایداری تیپ I (واریانس یا ضریب تغییرات محیطی) و IV (واریانس درون مکانی لین و بینز) وراثت‌پذیر اما پارامترهای تیپ II {اکووالانس ریک، واریانس شوکلا، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون و ضریب رگرسیون پرکینز و جینکز (Lin *et al*., 1986)} و تیپ III {میانگین مربعات انحراف از رگرسیون روش ابرهارت و راسل(Lin and Binns, 1991) و پرکینز و جینکز(Lin *et al*., 1986)} غیر وراثت‌پذیر هستند.

با توجه به اینکه تاکنون گزارشی در مورد استفاده از روش‌های آماری چندمتغیره، به ویژه روش AMMI و تجزیه واکنش ژنوتیپی، در تعیین پایداری ارقام و ژنوتیپ‌های چغندرقند وجود ندارد، به منظور مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پایداری در تعیین سازگاری ارقام مختلف چغندرقند، آزمایش‌هایی با استفاده از ۱۷ رقم چغندرقند در ۱۳ منطقه عمده چغندرکاری کشور در طی ۳ سال انجام گردید و نتایج حاصل با استفاده از

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

چندین روش تجزیه پایداری با تاکید بر روش AMMI و تجزیه واکنش ژنوتیپی مورد مقایسه و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در این پژوهش، کارایی این دو روش با روش‌های قبلی تجزیه پایداری مقایسه شد.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه، ۱۷ رقم چغندرقند اصلاح شده با نام‌های ۱- Br_1 کرج ، ۲- Polyrave ، ۳- Trirave ، ٤- 41RT ، ٥- ۷۲۳۳ ، ٦- PP8 ، ۷- PP22 ، ۸- PP23 ، ۹- Br_1 اردبیل، ۱۰- IC_1 ، ۱۱- H5505، ۱۲- PP3 ، ۱۳- ۷۲۳۳-P. ۱۰۷، ۷۲۳۳-P. ۳ -۱٤، ۷۲۳۳-P. ۱۲ -۱٥، ۷۲۳۳-P. ۱۲ -۱٦ Polybeta (شاهد خارجی) و ۱۷- Vanderhave (شاهد خارجی) در مناطق عمده چغندرکاری کشور شامل ۱- اراک، ۲- بروجرد، ۳- همدان، ٤- اصفهان، ٥- کرج، ٦- کرمانشاه، ۷- کرمان، ۸- مشهد، ۹- میاندوآب، ۱۰- مغان، ۱۱- قزوین، ۱۲- شیراز و ۱۳- ارومیه با استفاده از طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ٤ تکرار مورد مقایسه قرار گرفتند. آزمایش‌ها در طی سال‌های ۱۳۷۳ الی ۱۳۷٥ اجرا شدند. آزمایش‌های سال ۱۳۷٥ در اصفهان و بروجرد و آزمایش سال ۱۳۷۳ در قزوین به علت مشکلات به وجود آمده اجرا نشدند. در هر آزمایش تعداد خط‌ها در هر کرت آزمایشی سه خط، تعداد تکرارها چهار تکرار، فاصله خطوط کاشت ٦۰ سانتی‌متر و فاصله بوته‌ها ۲۰-۱۸ سانتی‌متر بود. کودهای مصرفی مطابق توصیه خاکشناسی محل و به طور متوسط ۲٥۰ کیلوگرم اوره و ۲۰۰ کیلوگرم فسفر و ۱٥۰ کیلوگرم پتاس در هکتار بود. تمام عملیات زراعی مطابق معمول انجام شد.

در پایان فصل رشد، آزمایش‌ها برداشت شده و صفات عملکرد ریشه (Root yield) و عیار قند (Sugar content) اندازه‌گیری‌شد. ابتدا برای کلیه محیط‌ها تجزیه واریانس ساده انجام گرفت و تجزیه مرکب آزمایش‌ها با استفاده از Proc GLM در نرم‌افزار SAS انجام گردید. آزمون F با استفاده از امید ریاضی میانگین مربعات با فرض تصادفی بودن سال و مکان و ثابت بودن ارقام انجام شد. با توجه به نحوه معنی‌دار شدن اثرهای متقابل، برای صفت عیار قند، آزمون F برای تیمار با استفاده از فرمول ساترویت (Le Clerg *et al.*, 1966) و مقایسه میانگین با استفاده از مخرج فرمول تقریبی ساترویت (یزدی صمدی و همکاران، ۱۳۷٦) انجام شد. سپس تجزیه پایداری به روش‌های ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966)، رگرسیون درجه دوم، AMMI و تجزیه واکنش ژنوتیپی انجام گرفت و ۱۲ پارامتر زیر برای ۲ صفت مهم محاسبه گردید : ۱- میانگین صفات ($\bar{Y}$)، ۲- واریانس محیطی (S^2_i)، ۳ـ ضریب تغییرات محیطی ($C.V_i$)، ٤ـ ضریب رگرسیون خطی فینلی و ویلکینسون (b_i) (معادل ضریب رگرسیون خطی ابرهارت و راسل)، ٥- ضریب رگرسیونی درجه دوم (b_q)، ٦- میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون (خطی) ابرهارت و راسل ($MS_{Dev(l)}$)، ۷ـ میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون مدل خطی و درجه دوم ($MS_{Dev(q)}$)، ۸ـ اکووالانس ریک (W^2_i)، ۹- واریانس پایداری شوکلا (σ^2_i)، ۱۰ـ واریانس درون مکانی لین و بینز ($MS_{y/l}$)، ۱۱- مؤلفه اثر متقابل اول (IPC_1) (Interaction principal component 1) روش AMMI و ۱۲- مجموع مؤلفه‌های اثر متقابل ($SIPC_f$) (Sum of interaction principal components) معنی‌دار شده با در نظر گرفتن پیشنهاد کورنلیوس (Cornelius, 1993) مبنی بر اینکه تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل واقعی معنی‌دار، کمتر از تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل معنی‌دار حاصل از آزمون F معمولی است. بنابراین:

$$\text{ارقام } SIPC_f = \sum^{N}_{n=1} \left| \lambda^{0.5}_n \gamma_{in} \right|$$

$$\text{مکانها یا محیط ها } SIPC_f = \sum^{N}_{n=1} \left| \lambda^{0.5}_n \delta_{jn} \right|$$

که در روابط فوق، γ_{in} ضریب مؤلفه اصلی n ام برای رقم i ام، δ_{jn} ضریب مؤلفه اصلی n ام برای مکان

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

(یا محیط) j ام، λ_n ریشه مشخصه n ام و N برابر تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل معنی‌دار منهای یک است.

همچنین برای انجام تجزیه واکنش ژنوتیپی، بر روی IPC_1 و $SIPC_f$ رقم و مکان‌ها (یا محیط‌ها)، تجزیه خوشه‌ای به روش UPGMA با استفاده از نرم‌افزار SPSS انجام گرفت و نتایج تجزیه خوشه‌ای بر روی نمودار دو طرفه میانگین ارقام و مکان‌ها (یا محیط‌ها) و مقادیر مؤلفه‌های اصلی آن‌ها، نمایش داده شد. در ضمن در تجزیه پایداری به روش AMMI، ابتدا ماتریس انحرافات حاصل از اثرات جمع‌پذیر ($Z=Y_{ij} - Y_{io} - Y_{oj} + Y_{oo}$ که در آن Y_{ij} عملکرد رقم i ام در محیط j ام ، Y_{io} میانگین عملکرد رقم i ام، Y_{oj} میانگین عملکرد محیط j ام و Y_{oo} میانگین عملکرد کل است) محاسبه گردید و سپس تجزیه عاملی یک بار بر روی ماتریس ZZ' برای ارقام و یک بار بر روی ماتریس $Z'Z$ برای محیط‌ها (یا مکان‌ها) انجام شد.

نتایج

نتایج تجزیه واریانس ساده ارقام در کلیه مکان‌ها و سال‌ها در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ٤ تکرار نشان داد که اختلاف بین تیمارها برای دو صفت مهم عملکرد ریشه و عیار قند بسیار معنی‌دار بود. بنابراین نتیجه‌گیری شد که ارقام مورد مطالعه تفاوت‌های ژنتیکی قابل ملاحظه‌ای برای صفات فوق دارند.

آزمون بارتلت برای یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی بیانگر غیریکنواخت بودن واریانس‌های مربوطه بود. بنابراین نتیجه‌گیری شد که در تجزیه مرکب آزمایش‌ها احتمال معنی‌دار بودن هر منبع تغییری که با خطای ۲ آزمون می‌گردد، افزایش خواهد یافت (یزدی صمدی و همکاران، ١٣٧٦). اما از آنجائی که تبدیل داده‌ها ممکن است منجر به از دست رفتن قسمتی از اطلاعات داده‌ها و لذا تصمیم‌گیری نادرست گردد، بنابراین از تبدیل داده‌ها استفاده نشد (سرمد و اسفندیاری، الف ۱۳۷۱ و ب ۱۳۷۱؛ فتاحی، ۱۳۷۷ ;Hugh and Gauch, 1988). با وجود این، هدف این مطالعه مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پایداری بود، در حالی که معنی‌دار شدن آزمون بارتلت تنها در تجزیه مرکب آزمایش‌ها محدودیت ایجاد می‌کند (مقدم[1]، مکاتبات شخصی).

نتایج تجزیه مرکب آزمایش‌ها برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند در جدول ۱ نشان داده شده است. آزمون F برای معنی‌دار بودن کلیه منابع تغییر با استفاده از امید ریاضی میانگین مربعات با فرض ثابت بودن اثر رقم و تصادفی بودن اثر مکان و سال انجام گردید. همان طور که ملاحظه می‌گردد بین مکان‌ها برای هر دو صفت اختلاف بسیار معنی‌داری مشاهده می‌گردد ($P\leq0.01$). اما اختلاف بین سال‌ها و اثر متقابل رقم × سال × مکان تنها برای صفت عملکرد ریشه اما اثر متقابل سال × مکان برای هر دو صفت در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. اثر متقابل رقم × سال برای دو صفت عملکرد ریشه و عیار قند به ترتیب در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد معنی‌دار است. اثر متقابل رقم × مکان تنها برای عیار قند در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. با وجود این، اثر متقابل رقم × محیط برای هر دو صفت معنی‌دار بود (جدول ۳). در مجموع با توجه به معنی‌دار بودن حداقل بخشی از منابع تغییر مربوط به اثرات متقابل رقم × مکان یا سال و معنی‌داری اثر متقابل رقم × محیط برای دو صفت، نتیجه‌گیری گردید که انجام تجزیه پایداری برای شناسایی ارقام پایدارتر سودمند خواهد بود. علاوه بر این، به نظر می‌رسد که برای عملکرد ریشه بهتر است، تجزیه پایداری بر روی جدول اثر متقابل رقم × محیط (سال × مکان) انجام گیرد.

نتایج تجزیه پایداری به روش ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) برای دو صفت مورد مطالعه در جدول ۲ و نتایج تجزیه پایداری به همین روش

۱ـ استاد دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

اما با در نظر گرفتن رابطه درجه دوم در جدول ۳ ارایه شده است. با توجه به جدول ۳ نسبت مجموع مربعات رقم × محیط خطی (یکنواختی ضرائب رگرسیون) به مجموع مربعات رقم × محیط برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند به ترتیب برابر ۳/۸۰ و ۳/۱۷ درصد است. با مراجعه به همین جدول مشاهده می‌گردد که نسبت مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محیط درجه دوم به مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محیط برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند به ترتیب برابر ۱/۲۷ و ۲/۹۱ درصد است. از طرف دیگر با توجه به جدول‌های ۲ و ۳ منبع اثر متقابل رقم × محیط خطی و اثر متقابل رقم × محیط درجه دوم برای صفت عیار قند معنی‌دار نبوده و تنها اثر متقابل رقم × محیط خطی برای صفت عملکرد ریشه در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است. این موضوع بیانگر یکنواخت بودن ضرایب رگرسیون خطی و درجه دوم کلیه ارقام برای صفت عیار قند است. زیرا آزمون F رقم × محیط خطی به طور تقریبی فرض $H_0=b_{l1}=b_{l2}=\ldots=b_{lg}$ را آزمون می‌کند(Eberhart and Russell, 1966). همین نتیجه نیز در مورد آزمون F رقم × محیط درجه دوم برای فرض $H_0=b_{q1}=b_{q2}=\ldots=b_{qg}$ صادق است.

برای دو صفت فوق ضرائب رگرسیون خطی با فرض Ho:b=1 از طریق آزمون t مورد مقایسه قرار گرفتند (جدول ٤). ضرائب رگرسیون ارقام ١٤ و ١٧ برای عملکرد ریشه و ارقام ١٥ و ١٧ برای عیار قند در مقایسه با پایداری متوسط (b=1) اختلاف معنی‌دار نشان دادند. براین اساس رقم ١٤ از نظر عملکرد ریشه و رقم ١٥ از نظر عیار قند از پایداری بیشتر از متوسط برخوردار بودند. با وجود این، از بین دو رقم اخیر، تنها میانگین رقم ١٥ از نظر عیار قند بیشتر از میانگین کل ارقام بود. بنابراین رقم ١٥ دارای پایداری بیشتر از متوسط و عیار قند بالا بود. از طرف دیگر، با توجه به جدول ٤ رقم ١٧ از نظر عملکرد ریشه و عیار قند پایداری کمتر از متوسط دارد. این موضوع نشان می‌دهد که رقم ١٧ در محیط‌های مساعد محصول بیشتری تولید می‌کند، اما در محیط‌های نامساعد محصول آن به کمتر از متوسط کاهش می‌یابد. همچنین، برای صفت عملکرد ریشه، ارقام ١٧، ٢، ٩، ٦، ١٣، ١٤ و ١٢ به ترتیب دارای کمترین میانگین مربعات انحراف از رگرسیون بوده و انحرافات از رگرسیون آن‌ها معنی‌دار نیست (جدول ٢). با وجود این، ضرائب رگرسیون ارقام ١٧ و ١٤ برای عملکرد ریشه با یک اختلاف معنی‌دار داشته و میانگین عملکرد ریشه ارقام ١٢ و ١٣ کمتر از متوسط است (جدول ٤). بنابراین ارقام ٢، ٩ و ٦ دارای سازگاری عمومی بوده و رقم ١٤ دارای سازگاری بیشتر از متوسط اما با میانگین عملکرد ریشه متوسط است. به همین جهت، با در نظر گرفتن میانگین مربعات انحراف از رگرسیون، ضرائب رگرسیون و میانگین عیار قند ارقام ٩، ١٥ و ٨ از سازگاری عمومی برخوردار است.

جدول‌های ٢ و ٣ بیانگر معنی‌دار بودن آزمون χ^2 برای بررسی یکنواختی میانگین مربعات انحراف از رگرسیون برای هر دو صفت هستند. این موضوع نشان می‌دهد که نقاط مربوط به تظاهر صفات در اطراف خط رگرسیون پراکنده‌اند، یعنی واکنش یک رقم در طول تغییرات خطی با محیط دارای نوساناتی است. با وجود این، در مورد هر دو صفت ضرائب تبیین ارقام بیشتر از ٧٠ درصد بود.

شکل ١- a رابطه واریانس‌های درون مکانی لین و بینز و میانگین ١٧ رقم و شکل ١ - b رابطه واریانس پایداری شوکلا و میانگین ارقام را برای صفت عملکرد ریشه نشان می‌دهد. شکل ٢ همین نمودارها را برای صفت عیار قند نشان می‌دهد. خطوط پیوسته داخل نمودار بیانگر ارقامی پایدارتر و با میانگین عملکرد بالاتر از میانگین کل ارقام است. در مجموع با استفاده از نمودارهای a و b و با تأکید بیشتر بر روش لین و بینز به علت وراثت‌پذیر بودن(Lin and Binns, 1991) برای صفت عملکرد ریشه ارقام ١٧، ٥، ١٠، ٩، ١٦ و ٣ دارای بیشترین عملکرد و در هر دو روش پایدارتر یا نسبتاً

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

پایدار بوده‌اند. به همین ترتیب، برای صفت عیارقند به ترتیب ۸، ۱، ۱۵، ۱۶ و ۹ از همین ویژگی نسبی برخوردار بوده اند. همان طوری که از نمودارها نیز مشخص است، نتایج روش لین و بینز وشوکلا در بیشتر موارد مشابه اما در برخی موارد نیز کاملاً متناقض هستند.

نظر به اینکه نتایج حاصل از اکووالانس ریک با واریانس پایداری شوکلا یکسان بود از ارائه نمودارهای مربوط به این پارامتر پایداری خودداری شد. واریانس و ضریب تغییرات محیطی نیز با میانگین صفات یا ضریب رگرسیون ارتباط داشتند (به قسمت مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پایداری رجوع شود). در ضمن مشابه جدول‌های ۲ و ۳، واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک نیز از تجزیه جدول رقم × سال × مکان به دست آمد.

برای بررسی دقیق‌تر ماهیت اثر متقابل رقم × محیط از روش AMMI استفاده شد. نتایج این تجزیه در جدول ۵ ملاحظه می‌گردد. مؤلفه‌های اثر متقابل اول تا چهارم برای دو صفت مورد مطالعه معنی‌دار است. با وجود این، کورنلیوس (Cornelius, 1993) اظهار داشت آزمون F برای معنی‌دار بودن منابع تغییرات به شرط نرمال بودن و مستقل بودن برای مدل‌های خطی صحیح‌اند، اما چون در روش AMMI مدل کاهشی است (یعنی تمام ریشه‌های مشخصه محاسبه شده استفاده نمی‌شود)، ریشه‌های مشخصه توزیع χ^2 ندارند و باید آزمون‌های F را تصحیح کرد. بدین ترتیب با انجام آزمون F تصحیح شده تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل معنی‌دار کمتر از تعداد این مؤلفه‌ها با استفاده از آزمون F معمولی خواهند بود. بر این اساس در این مطالعه از مؤلفه اثر متقابل اول (IPC_1) و مجموع سه مؤلفه اثر متقابل ($SIPC_3$) استفاده گردید.

با توجه به جدول ۵، مؤلفه‌های اثر متقابل اول در مورد صفت عملکرد ریشه و عیار قند به ترتیب ۲۰/۳۶ و ۲۱/۲۱ درصد از تغییرات اثر متقابل رقم × محیط را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، با در نظر گرفتن سه مؤلفه اثر متقابل ($SIPC_3$)، این نسبت برای این دو صفت به ترتیب برابر ۵۰/۱۰ و ۴۸/۷۶ درصد از تغییرات اثر متقابل رقم × محیط خواهد بود.

برای ارزیابی پایداری ارقام و مکان‌ها، ابتدا از نمودار دوطرفه (Biplot) به ترتیب مؤلفه اثر متقابل اول (IPC_1) ارقام ($\lambda^{0.5}\gamma_{in}$) و محیط‌ها یا مکانها ($\lambda^{0.5}\delta_{jn}$) در برابر میانگین ارقام یا محیط‌ها (مکان‌ها) استفاده گردید. سپس به منظور طبقه‌بندی ارقام و محیط‌ها (مکان‌ها) با استفاده از تجزیه واکنش ژنوتیپی، از تجزیه خوشه‌ای IPC_1 ارقام و محیط‌ها (مکان‌ها) استفاده شد. نتایج تجزیه‌های اخیر در شکل‌های ۳ الی ۵ ملاحظه می‌گردد.

برای صفت عملکرد ریشه با توجه به اینکه اثر متقابل رقم × مکان معنی‌دار نبود (جدول ۱)، تجزیه AMMI به دو روش انجام گرفت. ۱ـ تجزیه AMMI بر روی جدول میانگین رقم × سال × مکان، ۲ـ تجزیه AMMI بر روی جدول میانگین رقم × مکان که به ترتیب شکل‌های۳ و ٤ نتایج تجزیه AMMI و تجزیه واکنش ژنوتیپی بر روی IPC_1 را به دو روش ۱ و ۲ نشان می‌دهد. به هر صورت با توجه به معنی‌دار نبودن اثر متقابل رقم × مکان، در اینجا بیشتر بر نتایج روش اول تکیه خواهد شد، اگرچه هر دو روش استفاده و مقایسه شده‌اند. در روش اول (شکل ۳) براساس نتایج تجزیه خوشه‌ای ارقام به ۳ گروه تقسیم شده‌اند که گروه اول (ارقام ۳، ۱۶ و ٤) ارقام با سازگاری عمومی کم است. گروه دوم (ارقام ۱۰، ۱۲، ۱٤، ۸، ۵، ۱۳ و ۱) شامل ارقام با سازگاری عمومی بالا تا متوسط و گروه سوم (ارقام ٦، ۹، ۱۷، ۱۵، ۲، ۱۱ و۷) شامل ارقام با سازگاری متوسط تا کم است. در مجموع از بین ارقام طبقه‌بندی شده در گروه ۲ و ۳، ارقام ۱۳، ۱، ۵، ۸، ۱٤، ۱۲، ۱۰ و ۹ به ترتیب سازگارترین آن‌ها بوده‌اند.

در روش دوم (شکل ٤) با توجه به نتیجه تجزیه واکنش ژنوتیپی، ارقام به ٤ گروه تقسیم شده‌اند، که ارقام گروه سوم (ارقام ٤، ۱، ۱۰ و ۹) سازگارترین آن‌ها و ارقام ۱۵، ۱۶، ۱۱ و ۱٤ از گروه دوم در مرتبه بعدی

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

قرار گرفته‌اند. ضمن اینکه از روش اول روشن شد که رقم ۱۳ سازگارترین رقم است، روش دوم نشان می‌دهد که این رقم همراه با ارقام ۱۲، ۱۷، ۵، ۲ و ۷ دارای سازگاری اختصاصی با مناطق شیراز، کرمانشاه، مشهد و مغان بوده و به طور اختصاصی برای آن‌ها قابل توصیه است. همچنین ارقام ۳ و ۸ دارای سازگاری اختصاصی با مناطق بروجرد، ارومیه و کرمان هستند. نتایج بالا همگی براساس IPC_1 ارقام و مکان‌ها (محیط‌ها) هستند. برای در نظر گرفتن سهم بیشتری از مجموع مربعات رقم × محیط، $SIPC_3$ ارقام و مکان‌ها (محیط‌ها) نیز محاسبه و با استفاده از تجزیه خوشه‌ای طبقه‌بندی گردید (شکل‌ها نمایش داده نشده‌اند). براین اساس ارقام به‌چهار دسته: گروه اول- رقم ۳، گروه دوم- ارقام ٤، ۸، ١٦ و ۷، گروه سوم- ارقام ۲ و ١٤ و گروه چهارم- ارقام ۱، ۱۷، ٦، ۱۲، ۹، ۱۵، ۱۰، ۱۳، ۵ و ۱۱ تقسیم شدند. گروه سوم حاوی سازگارترین ارقام و گروه چهارم حاوی ارقامی با سازگاری بالا تا متوسط بود. در مجموع ارقام ١٤، ۲، ۱، ۱۷، ٦، ۱۲، ۹، ۱۵، ۱۰ و ۱۳ به عنوان سازگارترین ارقام شناسایی شدند. نتایج حاضر با نتایج حاصل از IPC_1 ارقام بر روی جدول رقم × سال × مکان تا حدودی متفاوت است، اما $SIPC_3$ حاوی اطلاعات بیشتری در مقایسه با IPC_1 است، بنابراین تأکید بر آن مطمئن‌تر است. در نهایت با در نظر گرفتن میانگین عملکرد ریشه ارقام (جدول ٤) براساس نتایج روش AMMI، ارقام ١٤، ۲، ۱۷، ٦، ۹ و ۱۰ به ترتیب ضمن پایداری بیشتر از میانگین بالاتری نیز برخوردار بوده و لذا تقریباً برای تمامی مکان‌ها قابل توصیه هستند.

برای صفت عیار قند، با توجه به نتیجه تجزیه واکنش ژنوتیپی حاصل از IPC_1 (شکل ۵)، ارقام به پنج دسته تقسیم شده‌اند. گروه ۱ (رقم ۲) و ۵ (ارقام ۵، ۱۰، ۸، ۱۳ و۱۲) دارای ارقام با سازگاری عمومی کم هستند. ارقام گروه ۲ (٤، ۱۷، ۹ و ۷) سازگاری عمومی متوسط تا کم دارند و ارقام متعلق به گروه‌های ۳ و ٤ واجد سازگاری عمومی زیاد تا متوسط هستند که سازگارترین آن‌ها به ترتیب ارقام ۱۱، ۱۵، ۱ و ٦ هستند. تجزیه خوشه‌ای بر روی $SIPC_3$ (شکل نشان داده نشده است) ارقام را از نظر عیار قند به ٤ گروه تقسیم نمود: گروه اول- رقم ۱۱ (سازگارترین)، گروه دوم- رقم ۱۷ (سازگاری متوسط)، گروه سوم- ارقام ۱، ٦، ۵، ١٦، ۱۰، ٤، ۷، ۲ و۳ (به ترتیب سازگاری خوب تا متوسط) و گروه چهارم- سایر ارقام (سازگاری پائین). در مورد عیار قند تفاوتی بین نتایج حاصل از IPC_1 و $SIPC_3$ ملاحظه نمی‌گردد (به استثنای رقم ۱۵)، اما اکثر ارقام با سازگاری بالا، از عیار قند کمتری در مقایسه با میانگین کل ارقام برخوردار هستند. البته باید توجه کرد که تنوع ارقام مورد مطالعه از نظر عیار قند پائین بوده است.

در مجموع با در نظر گرفتن کلیه روش‌های تجزیه پایداری و شناسایی ارقامی که حداقل در ۲ روش پایدار تلقی شده‌اند یا منحصراً توسط روش AMMI معرفی می‌گردند، نتایج زیر حاصل می‌گردد. برای صفت عملکرد ریشه ارقام ١٤، ۲، ۱، ۱۷، ۹، ٦، ۱۲، ۱۰، ۱۳ و۱۵ پایداری بیشتری دارند. در این بین رقم ۱۵ فقط توسط روش AMMI انتخاب شده است، اما سایر ارقام در روش AMMI و حداقل یک روش دیگر سازگارتر از سایر ارقام تشخیص داده شدند. با وجود این، تنها میانگین عملکرد ریشه ارقام ۲، ۱۷، ۹، ٦ و ۱۰ بیشتر از میانگین کل ارقام و میانگین عملکرد ریشه رقم ١٤ نزدیک به میانگین کل ارقام است (جدول ٤). برای صفت عیار قند ارقام ۱۱، ۱، ٦، ۵، ١٦، ۱۰، ۱۵ و ٤ سودمند تشخیص داده شدند که در بین آن‌ها ارقام ۱۱، ۵ و ۱۰ مختص روش AMMI بوده و ارقام ۱، ١٦، ۱۵، ۵ و ۱۰ عیار قند بیشتری دارند. در مجموع و با در نظر گرفتن میانگین ارقام، سه رقم ٦، ۹ و ۱۰ (به ترتیب PP8، Br_1 اردبیل و IC1) به عنوان بهترین ارقام و بعد از آن‌ها نیز ارقام ۱۵،١٤، ۱ و ۱۱ (به ترتیب ۷۲۳۳، P.۳-۷۲۳۳، Br_1 کرج و H5505) معرفی می‌گردند. اما ارقامی نیز وجود دارند که از نظرصفتی خاص و سازگاری، منحصر به فرد بوده‌اند. برای مثال رقم ۱۷

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

(Vanderhave) بیشترین عملکرد ریشه را داشتند (جدول ٤) و از این نظر سازگار است. به همین ترتیب رقم ۱ (Br_1 کرج) از عیار قند بالا و سازگاری خوب برخوردار است.

مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پایداری

برای مقایسه روش‌های مختلف تجزیه پایداری، ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن ۱۲ پارامتر مختلف برای ۲ صفت مورد مطالعه محاسبه گردید که نتایج آن در جدول ٦ ارایه شده است. برای صفت عملکرد ریشه، ضریب همبستگی بین واریانس محیطی و عملکرد ریشه معنی‌دار (*۰/۵۸) بود. این موضوع نشان می‌دهد که ارقامی با واریانس محیطی بیشتر (ناپایدارتر)، عملکرد بیشتری نیز داشته‌اند. این موضوع کار انتخاب ارقام پایدار را مشکل می‌سازد. البته این همبستگی خیلی بالا نیست، بنابراین احتمالاً می‌توان ارقامی را با واریانس محیطی کمتر و عملکرد بیشتر نیز شناسایی کرد. از طرف دیگر، ارقام با واریانس محیطی بیشتر ضریب رگرسیون بیشتری (پایداری کمتر از متوسط) نیز داشته‌اند ($r=۰/۹٦^{**}$). این موضوع نشان می‌دهد که ارقامی که از نظر واریانس محیطی پایدار تلقی می‌شوند، ضرائب رگرسیون کمتری نیز دارند. اما همان طوری که در قسمت قبلی ملاحظه گردید، تنوع کمی در بین ضرائب رگرسیون ارقام مختلف وجود داشت. بنابراین ارقامی با پایداری عمومی (b=۱) و واریانس محیطی کم نیز قابل شناسایی هستند. ضریب همبستگی میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون مدل خطی و درجه دوم بزرگ و بسیار معنی‌دار (**۰/۹۹) بود. این نتیجه کاملاً قابل انتظار است. زیرا مدل درجه دوم شامل مدل خطی نیز هست. ضرائب همبستگی اکووالانس ریک با میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون مدل خطی و درجه دوم بسیار معنی‌دار است (به ترتیب **۰/۹٤ و **۰/۹۳). همین رابطه برای واریانس پایداری شوکلا با میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون مدل خطی ودرجه دوم نیز وجود دارد، ضمن اینکه ضریب همبستگی رتبه‌ای اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا برابر **۱ است. این موضوع نشان می‌دهد که رتبه‌بندی ارقام براساس اکووالانس ریک یا واریانس پایداری شوکلا دقیقاً نتایج یکسانی به دست خواهد داد. به علاوه، این رابطه بیانگر یکسان بودن نتایج حاصل از این دو پارامتر با میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون خطی و درجه دوم است.

واریانس درون مکانی لین و بینز با واریانس محیطی (*۰/۵٦) و ضرائب رگرسیون (**۰/٦٤) همبستگی معنی‌دار نشان داد. بنابراین تفسیرهای قبلی در مورد رابطه واریانس محیطی و ضرائب رگرسیون، در مورد واریانس درون مکانی لین و بینز نیز صادق است. همبستگی مؤلفه اثر متقابل اول (IPC1) روش AMMI با واریانس درون مکانی لین و بینز در سطح احتمال ۱ درصد (**-۰/٦۸) و با ضریب رگرسیون خطی در سطح احتمال ۱۰ درصد ($^{+}$۰/٤۸) معنی‌دار بود. از آنجائی که IPC1 دارای مقادیر مثبت و منفی بوده و رابطه آن با واریانس درون مکانی نیز منفی است می‌توان استدلال کرد که حداقل بخشی از ارقامی که با استفاده از واریانس درون مکانی پایدار تلقی می‌گردند، با استفاده از IPC1 نیز پایدار به حساب می‌آیند. با مقایسه نتایج حاصل از IPC1 ارقام و واریانس درون مکانی این قضاوت تأئید می‌شود. از آنجائی که همبستگی ضریب رگرسیون خطی و IPC1 در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است و در ضمن تنوع ضرائب رگرسیون ارقام برای صفت عملکرد ریشه پائین بود (جدول‌های ۲ و ٤) همین نتیجه‌گیری در مورد رابطه این دو پارامتر پایداری نیز صادق خواهد بود. از طرف دیگر، برای صفت عملکرد ریشه همبستگی $SIPC_3$ با میانگین مربعات انحرافات از رگرسیون خطی و درجه دوم، اکووالانس ریک واریانس پایداری شوکلا مثبت و بسیار معنی‌دار بود (به ترتیب ** ۰/۷۹، ** ۰/۸۲، ** ۰/۷۱ و ** ۰/۷۱). از آنجائی که مقادیر $SIPC_3$ همگی مثبت بوده و کاهش آن معادل افزایش پایداری ارقام است، بنابراین همبستگی‌های اخیر نشان می‌دهند که نتایج حاصل از $SIPC_3$ با نتایج حاصل از میانگین مربعات انحرافات از

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

رگرسیون خطی و درجه دوم، اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا مطابقت دارند.

در رابطه بین پارامترهای پایداری برای عیار قند، همبستگی واریانس محیطی و عیار قند منفی است (*۰/۵۲-). این موضوع نشان می‌دهد که ارقامی با واریانس محیطی کم و میانگین عیار قند بالا قابل شناسایی هستند. البته دامنه تغییرات عیار قند ارقام مختلف حداکثر ۱/۱ درصد است (جدول ٤). ضریب همبستگی واریانس درون مکانی و عیار قند منفی اما کوچک است (+۰/٤٦-). بنابراین ارقام با سازگاری و عیار قند بالا نیز وجود دارند، مثل ارقام ۸،۱ ۱۵ و۱٦ (شکل ۳). نکته قابل توجه اینکه تنها همبستگی IPC1 و عیار قند در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار است و اطلاعاتی که دو پارامتر AMMI ارایه می‌کنند، توسط سایر روش‌ها ارایه نمی‌گردد. احتمالاً این موضوع به تنوع کم ارقام از نظر عیار قند مربوط است. به علاوه، در مورد صفت عیار قند اثر متقابل رقم × سال × مکان معنی‌دار نبود (جدول ۱) و لذا ماهیت اثر متقابل رقم × محیط برای این صفت ساده‌تر از عملکرد ریشه بوده است.

بحث

اصولاً محققان مختلف برای انتخاب روش‌های تجزیه پایداری از استدلال‌های متفاوتی استفاده نموده‌اند، اما بیشتر از همه، وراثت‌پذیری(Lin and Binns, 1991)، تکرارپذیری (فتاحی، ۱۳۷۷ ;Sneller *et al*., 1997; Jalaluddin and Harrison, 1993) یا قابلیت‌های روش‌ها و قدرتمند بودن آن‌ها (Sneller *et al*., 1997 1988; Hugh and Gauch, 1988; Jeffry and Trens, 1995; Crossa, 1990; Zobel *et al*., مورد استناد قرار گرفته است. لین و بینز(Lin and Binns, 1991) اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا را غیروراثت‌پذیر اما واریانس درون مکانی و واریانس محیطی را وراثت‌پذیر گزارش کردند. با وجود این، در مطالعه فتاحی (۱۳۷۷) برای بررسی تکرارپذیری پارامترهای پایداری در جو، میانگین عملکرد، اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا به ترتیب تکرار پذیرترین پارامترها بودند. البته در این مطالعه، تکرارپذیری پارامترها از روی ترکیب‌های دوتائی سال‌ها محاسبه شده‌اند و احتمالاً پائین بودن تکرارپذیری واریانس درون مکانی لین و بینز در این مطالعه ممکن است ناشی از محاسبه واریانس بین دو سال باشد. خصوصاً باتوجه به‌اینکه در مطالعه جلال‌الدین و هریسون (Jalaluddin and Harrison, 1993) در گندم،تکرارپذیری پارامترهای مختلف پایداری با چهار روش مختلف تصادفی نمودن محیط‌ها، محاسبه گردید و تکرارپذیری واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک در هر چهار روش معنی‌دار نبود. در این مطالعه نیز میانگین عملکرد تکرارپذیرترین پارامتر و بعد از آن ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل و ضریب تغییرات و واریانس محیطی قرار داشتند. با وجود این، در مطالعه جلال‌الدین و هریسون(Jalaluddin and Harrison, 1993)، واریانس درون مکانی لین و بینز محاسبه نشد. اسنلر و همکاران(Sneller *et al*., 1997) نیز تکرارپذیری واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک را در سویا پائین گزارش کردند. البته در مطالعه آن‌ها، تکرارپذیری اکثر پارامترهای پایداری پائین بود. اسنلر و همکاران (Sneller *et al*., 1997) علت پائین بودن تکرارپذیری‌ها را تنوع کم جغرافیایی محیط‌ها و تنوع کم کولتیوارهای مورد استفاده در مطالعه خود ذکر کردند. در مطالعه حاضر نیز ملاحظه گردید، که در مورد صفت با تنوع کمتر یا معنی‌دار نبودن بخشی از اثرات متقابل رقم × محیط به خصوص اثر متقابل رقم ×سال × مکان (صفت عیار قند) روش AMMI اطلاعات کمتری را ارایه می‌کند.

زاوالاگارسیا و همکاران (Zavala– Garcia *et al*., 1992) قابلیت توارث IPC_1 را متوسط گزارش کردند. با وجود این، اسنلر و همکاران

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

(Sneller *et al*., 1997) معتقدند که با توجه به کارایی روش AMMI در مطالعه الگوهای پیچیده اثر متقابل G×E، به نظر می‌رسد که شاخص‌های پایداری روش AMMI می‌توانند تکرارپذیرتر از سایر روش‌ها باشند. زوبل و همکاران(Zobel *et al*., 1988) خاطر نشان کردند که در روش رگرسیون خطی، اجزای جمع‌پذیر و ضرب‌پذیر ترکیب می‌شوند. بنابراین به طور معمول در این روش، اثرات متقابل با اثرات اصلی اختلاط دارند. این موضوع قدرت آزمون معنی‌داری را کاهش می‌دهد(Zobel *et al*., 1988). به علاوه کروسا(Crossa, 1990) اظهار داشت، روش رگرسیون خطی هنگامی که رابطه خطی برقرار نباشد، اطلاعاتی به دست نخواهد داد. در ضمن، این روش به مجموعه ارقام و محیط‌های موجود در آزمایش فوق‌العاده وابسته است. همچنین، روش رگرسیون تمایل زیادی به ساده‌سازی واکنش‌های متفاوت ارقام داشته و تغییرات اثرات متقابل را در یک بعد (ضریب رگرسیون) توجیه می‌کند، در حالی که اثرات متقابل ممکن است بسیار پیچیده باشند. ترکیب تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی در مدل AMMI، همراه با قدرت تشخیص اطلاعات، روشی ارزشمند در درک اثر متقابل رقم × محیط و برآورد بهتر عملکرد است (Crossa, 1990).

نتایج مطالعه حاضر در چغندر قند نشان داد که روش AMMI و تجزیه خوشه‌ای بر روی نتایج حاصل از آن به منظور تجزیه واکنش ژنوتیپی، روشی کارا در بررسی پایداری ارقام مختلف است. همان طوری که ملاحظه گردید، در این مطالعه در روش رگرسیون، ضرائب تبیین ارقام بالا بود، اما آزمون χ^2 برای بررسی یکنواختی انحرافات از رگرسیون معنی‌دار شد. بنابراین، طبق نظر لین و همکاران(Lin *et al*., 1990) شرایط تجزیه، به طور کامل برای استفاده از روش رگرسیون مناسب نبود. اسنلر و همکاران (Sneller *et al*., 1997) خاطر نشان کرده‌اند که ساده‌ترین مدل AMMI (مؤلفه اثر متقابل اول) قادر است اطلاعات به مراتب بیشتری از اثر متقابل رقم × محیط در مقایسه با روش رگرسیون ارایه کند. در این مطالعه همان طوری که ملاحظه گردید کارآیی مؤلفه اثر متقابل اول روش AMMI در توجیه اطلاعات اثر متقابل رقم × محیط برای صفت عملکرد ریشه بیش از ۵ برابر روش رگرسیون و برای صفت عیار قند بیش از ٦ برابر

جدول ۱- تجزیه واریانس مرکب آزمایش‌ها برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 1. Combined analysis of variance of experiments for root yield and sugar content

Source of variation	منابع تغییرات	درجه آزادی df	میانگین مربعات Mean squares	
			عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content
Location	مکان	12	44481.827 **	1144.049 **
Year	سال	2	29991.471 **	389.798 ns
Year × Location	سال × مکان	21	8524.883 **	236.703 **
Error 1	خطای ۱	108	316.804 **	7.856 **
Variety	رقم	16	748.975 **	17.722 **
Variety × Location	رقم × مکان	192	129.715 ns	2.491 **
Variety ×Year	رقم × سال	32	174.045 **	2.932 *
Variety ×Year × Location	رقم × سال × مکان	336	118.809 **	1.982 ns
Pooled error	خطای مرکب	1728	87.105	1.820

* and ** : Significant at 0.05 and 0.01 probability level, respectively.

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

ns: Non significant

ns : غیرمعنی دار.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

جدول ۲- تجزیه پایداری به روش ابرهارت و راسل برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 2. Eberhart and Russell's stability analysis for root yield and sugar content

Source of variation	منابع تغییرات	درجه آزادی df	میانگین مربعات Mean squares	
			عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content
Variety	رقم	16	186.63 **	4.43 **
Environment+Variety×Environment	محیط+ (رقم×محیط)	595	355.55 **	8.71 **
Linear environment	محیط خطی	1	193672 **	4571.09 **
Variety × Linear environment	رقم × محیط خطی	16	42.60 *	0.61 n.s
Deviation from regression	انحراف از رگرسیون	578	9.75 **	0.52 n.s
(Dev. 1) انحراف از رگرسیون رقم ۱		34	25.44 n.s	0.53 n.s
(Dev. 2) انحراف از رگرسیون رقم ۲		34	18.96 n.s	0.68 *
(Dev. 3) انحراف از رگرسیون رقم ۳		34	60.25 **	0.61 n.s
(Dev. 4) انحراف از رگرسیون رقم ٤		34	37.82 n.s	0.36 n.s
(Dev. 5) انحراف از رگرسیون رقم ٥		34	27.45 n.s	0.57 n.s
(Dev. 6) انحراف از رگرسیون رقم ٦		34	20.10 n.s	0.34 n.s
(Dev. 7) انحراف از رگرسیون رقم ۷		34	33.15 *	0.51 n.s
(Dev. 8) انحراف از رگرسیون رقم ۸		34	57.66 **	0.35 n.s
(Dev. 9) انحراف از رگرسیون رقم ۹		34	19.59 n.s	0.30 n.s
(Dev. 10) انحراف از رگرسیون رقم ۱۰		34	27.07 n.s	0.49 n.s
(Dev. 11) انحراف از رگرسیون رقم ۱۱		34	28.57 n.s	0.53 n.s
(Dev. 12) انحراف از رگرسیون رقم ۱۲		34	22.34 n.s	0.71 *
(Dev. 13) انحراف از رگرسیون رقم ۱۳		34	20.83 n.s	0.92 *
(Dev. 14) انحراف از رگرسیون رقم ۱٤		34	21.50 n.s	0.67 *
(Dev. 15) انحراف از رگرسیون رقم ۱٥		34	35.21 *	0.32 n.s
(Dev. 16) انحراف از رگرسیون رقم ۱٦		34	32.71 *	0.56 n.s
(Dev. 17) انحراف از رگرسیون رقم ۱۷		34	17.15 n.s	0.38 n.s
Pooled error	خطای مرکب	1728	21.78	0.46
Homogeneity of deviations, X^2	یکنواختی انحراف از رگرسیون (X^2)	16	39.89 **	32.28 **

* and ** : Significant at 0.05 and 0.01 probability level, respectively.

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ٥ و ۱ درصد.

ns: Non significant

ns: غیرمعنی دار.

جدول ۳- تجزیه رگرسیون اثر متقابل رقم × محیط برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 3. Regression analysis of variety × environment interaction for root yield and sugar content

Source of variation منابع تغییرات		درجه آزادی df	میانگین مربعات Mean squares	
			عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content
Variety	رقم	16	187.24 **	4.43 **
Environment	محیط	35	5533.45 **	139.15 **
Variety × Environment	رقم × محیط	560	31.93 **	0.55 **
Variety × Linear environment	رقم × محیط خطی	16	42.60 *	0.61 ns
Variety × Quadratic environment	رقم × محیط درجه دوم	16	14.16 n.s	0.56 ns
Noise	باقیمانده	528	32.14	0.55
Pooled error	خطای مرکب	1728	21.78	0.46
Homogeneity of deviation, χ^2	یکنواختی انحراف از رگرسیون (χ^2)	16	38.98 **	26.39 *

* and ** : Significant at 0.05 and 0.01 probability level, respectively.

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ٥ و ۱ درصد.

ns: Non significant

ns: غیرمعنی دار.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

جدول ٤- میانگین و ضرائب رگرسیون خطی ارقام برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 4. Means and regression coefficients of varieties for root yield and sugar content

Entry	Variety	میانگین Means		ضرائب رگرسیون خطی Coefficient of linear regression	
شماره	رقم	عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content	عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content
1	Br_1 کرج	51.042 cd	16.701 ab	0.9530 ns	0.9425 ns
2	Polyrave	55.081 ab	15.869 e	1.0812 ns	1.0086 ns
3	Trirave	54.070 bc	15.849 e	0.9586 ns	0.9868 ns
4	41RT	53.227 bc	15.804 e	1.0005 ns	1.0450 ns
5	7233	56.129 ab	16.078 de	1.0013 ns	1.0134 ns
6	PP8	55.923 ab	15.975 de	1.0640 ns	1.0216 ns
7	PP22	54.340 bc	15.890 e	1.0086 ns	1.0239 ns
8	PP23	48.883 d	16.888 a	0.9009 ns	0.9396 ns
9	Br_1 اردبیل	55.237 ab	16.304 bcde	0.9990 ns	0.9652 ns
10	IC_1	55.330 ab	16.109 cde	0.9940 ns	1.0454 ns
11	H5505	52.424 bc	15.985 de	1.0124 ns	1.0342 ns
12	PP3	51.182 cd	15.913 e	0.9578 ns	0.9749 ns
13	7233-P.107	52.916 bc	16.484 abcd	0.9796 ns	1.0225 ns
14	7233-P.3	53.472 bc	15.779 e	0.8888 *	1.0102 ns
15	7233-P.12	53.378 bc	16.603 abc	1.0221 ns	0.8983 *
16	Polybeta	54.490 bc	16.447 abcd	1.0425 ns	0.9834 ns
17	Vanderhave	58.664 a	15.876 e	1.1352 **	1.0844 *
Mean	میانگین	53.859	16.150		

در هر ستون میانگین‌های دارای حروف یکسان از نظر آماری دارای تفاوت معنی‌دار نیستند ($P\leq0.05$) (آزمون چند دامنه‌ای دانکن).

Mean values followed by the same letters in each column are not significantly different ($P\leq0.05$) (Duncan's multiple range test)

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد. * and ** : Significant at 0.05 and 0.01 probability level, respectively.

ns: غیرمعنی دار. ns: Non significant

جدول ٥- تجزیه AMMI برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 5. AMMI analysis for root yield and sugar content

Source of variation	منابع تغییرات	درجه آزادی df	میانگین مربعات Mean squares	
			عملکرد ریشه Root yield	عیارقند Sugar content
Variety	رقم	16	187.24 **	4.43 **
Environment	محیط	35	5533.45 **	139.15 **
Variety × Environment	رقم × محیط	560	31.93 **	0.55 **
IPC1		50	72.80 **	1.31 **
IPC2		48	63.97 **	0.91 **
IPC3		46	48.84 **	0.92 **
IPC4		44	43.42 **	0.72 **
Noise	باقیمانده	372	18.85 ns	0.34 ns
Pooled error	خطای مرکب	1728	21.776	0.456

** : معنی‌دار در سطح احتمال ۱ درصد. ** : Significant at 0.01 probability level.

ns: غیرمعنی دار. ns: Non significant

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

جدول ٦- ضرایب همبستگی رتبه‌ای بین پارامترهای مختلف پایداری برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند

Table 6. Ranked correlation coefficients between different stability parameters for root yield and sugar content

عملکرد ریشه

Root yield

پارامتر	Y	S^2	C.V	b_l	b_q	$MS_{Dev(l)}$	$MS_{Dev(q)}$	W^2_i	G^2_i	$MS_{y/l}$	IPC_1
S^2	0.58*										
C.V	-0.28^{ns}	0.49*									
b_l	0.62**	0.96**	0.45^{ns}								
b_q	-0.07^{ns}	-0.04^{ns}	0.03^{ns}	0.05^{ns}							
$MS_{Dev(l)}$	-0.44^{ns}	-0.14^{ns}	0.29^{ns}	-0.28^{ns}	-0.30^{ns}						
$MS_{Dev(q)}$	-0.44^{ns}	-0.13^{ns}	0.31^{ns}	-0.27^{ns}	-0.32^{ns}	0.99**					
W^2_i	-0.31^{ns}	0.01^{ns}	0.42^{ns}	-0.14^{ns}	-0.35^{ns}	0.94**	0.93**				
G^2_i	-0.31^{ns}	0.01^{ns}	0.42^{ns}	-0.14^{ns}	-0.35^{ns}	0.94**	0.93**	1.00**			
$MS_{y/l}$	0.25^{ns}	0.56*	0.34^{ns}	0.64**	0.01^{ns}	-0.17^{ns}	-0.19^{ns}	-0.15^{ns}	-0.15^{ns}		
IPC_1	-0.13^{ns}	-0.36^{ns}	-0.30^{ns}	0.48^{+}	-0.41^{ns}	0.37^{ns}	0.40^{ns}	0.35^{ns}	0.35^{ns}	-0.68**	
$SIPC_3$	-0.17^{ns}	-0.02^{ns}	0.20^{ns}	-0.12^{ns}	-0.11^{ns}	0.79**	0.82**	0.71**	0.71**	-0.11^{ns}	0.39^{ns}

عیارقند

Sugar content

پارامتر	Y	S^2	C.V	b_l	b_q	$MS_{Dev(l)}$	$MS_{Dev(q)}$	W^2_i	G^2_i	$MS_{y/l}$	IPC_1
S^2	-0.52 *										
C.V	-0.68 **	0.94**									
b_l	-0.51 *	0.95**	0.95**								
b_q	0.05^{ns}	0.11^{ns}	0.01^{ns}	0.05^{ns}							
$MS_{Dev(l)}$	-0.30^{ns}	0.26^{ns}	0.14^{ns}	0.06^{ns}	0.09^{ns}						
$MS_{Dev(q)}$	-0.32^{ns}	0.28^{ns}	0.16^{ns}	0.08^{ns}	0.08^{ns}	0.99**					
W^2_i	-0.21^{ns}	0.18^{ns}	0.04^{ns}	-0.04^{ns}	0.12^{ns}	0.98**	0.97**				
G^2_i	-0.23^{ns}	0.19^{ns}	0.06^{ns}	-0.02^{ns}	0.12^{ns}	0.98**	0.98**	0.99**			
$MS_{y/l}$	-0.46^{+}	0.88**	0.78**	0.74**	-0.12^{ns}	0.32^{ns}	0.35^{ns}	0.27^{ns}	0.28^{ns}		
IPC_1	0.59*	0.15^{ns}	0.34^{ns}	0.17^{ns}	0.03^{ns}	-0.24^{ns}	-0.23^{ns}	-0.26^{ns}	-0.25^{ns}	-0.03^{ns}	
$SIPC_3$	-0.08^{ns}	-0.07^{ns}	-0.15^{ns}	-0.28^{ns}	-0.16^{ns}	0.11^{ns}	0.14^{ns}	0.15^{ns}	0.15^{ns}	0.23^{ns}	0.02^{ns}

* and ** : Significant at 0.05 and 0.01 probability level, respectively.

* و **: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

ns: Non significant

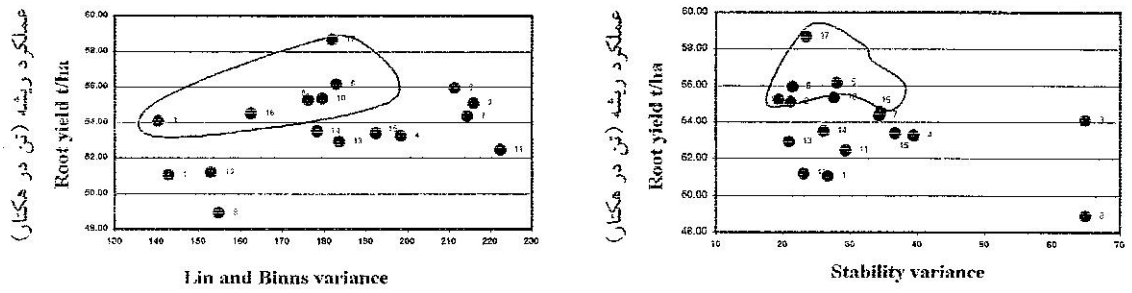
ns: غیرمعنی دار.

۱- پارامترهای پایداری عبارتند از: Y- میانگین صفت، S^2- واریانس محیطی، C.V- ضریب تغییرات محیطی، b_l- ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل، b_q- ضریب رگرسیون درجه دوم، $MS_{Dev(l)}$- میانگین مربعات انحراف از رگرسیون ابرهارت و راسل، $MS_{Dev(q)}$- میانگین مربعات انحراف از رگرسیون مدل خطی و درجه دوم، W^2_i- اکووالانس ریک، σ^2_i- واریانس پایداری شوکلا، $MS_{y/l}$- واریانس درون مکانی لین و بینز، IPC_1- مؤلفه اثر متقابل اول روش AMMI و $SIPC_3$- مجموع مؤلفه‌های اول تا سوم روش AMMI

The stability parameters are as follows: Y-mean, S^2 – environmental variance, C.V- environmental coefficient of variation, b_l- Eberhart and Russell's coefficient of regression, b_q- quadratic coefficient of regression, $MS_{Dev(l)}$- Eberhart and Russell's mean of squares for deviation from regression, $MS_{Dev(q)}$- quadratic mean of squares for deviatiom from regression, W^2_i- Wricke's ecovalence, σ^2_i- Shukla stability variance, $MS_{y/l}$- Lin and Binns variance, IPC_1- first interaction principal component in AMMI model and $SIPC_3$- sums of first to third interaction principal components in AMMI model

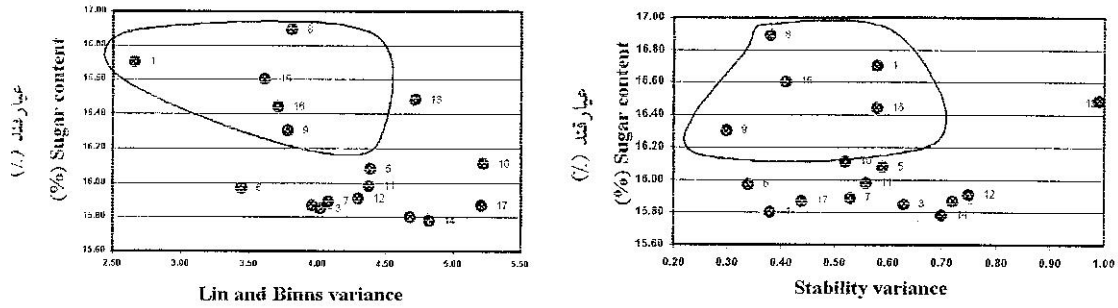
[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]



شکل ۱- نمودار میانگین عملکرد ریشه با a- واریانس لین و بینز و b - واریانس پایداری شوکلا برای ارقام مختلف

Fig. 1. Biplot of root yield with a- Lin and Binns variance and b- Shukla stability variance for the varieties

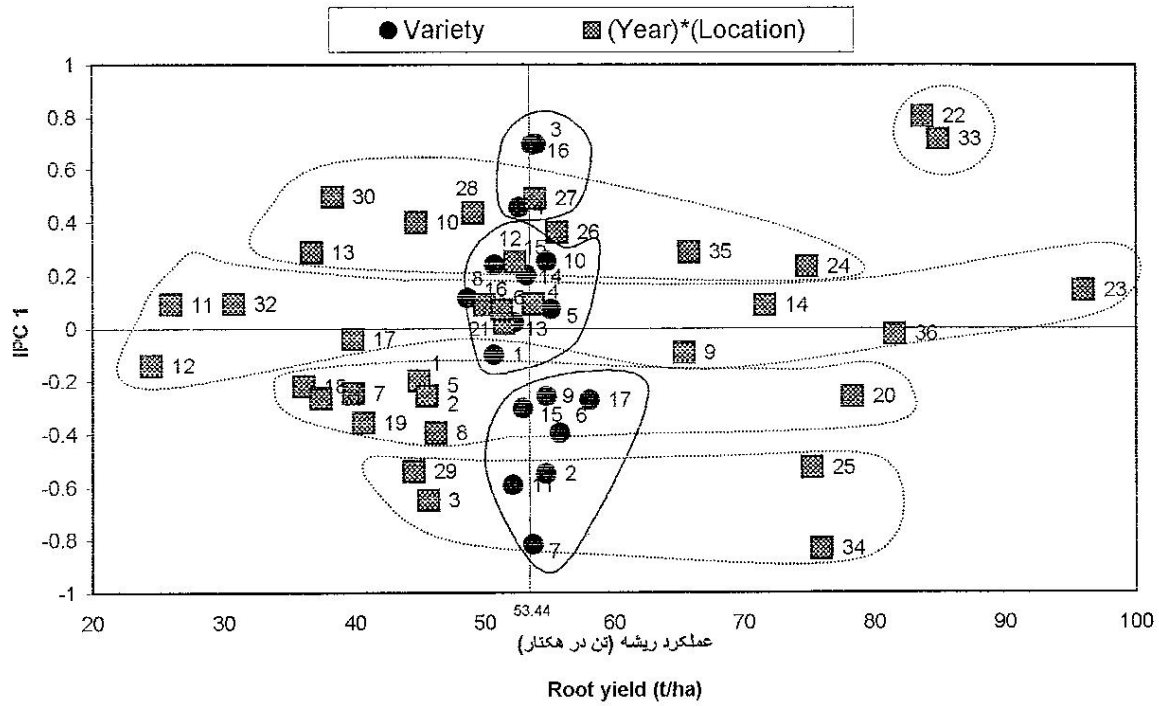


شکل ۲- نمودار میانگین عیار قند با a- واریانس لین و بینز و b - واریانس پایداری شوکلا برای ارقام مختلف

Fig. 2. Biplot of sugar content with a- Lin and Binns variance and b- Shukla stability variance for the varieties

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]



شکل ۳- نمودار دوطرفه میانگین ارقام و محیط‌ها و مقادیر مؤلفه‌های اثر متقابل اول آن‌ها برای صفت عملکرد ریشه

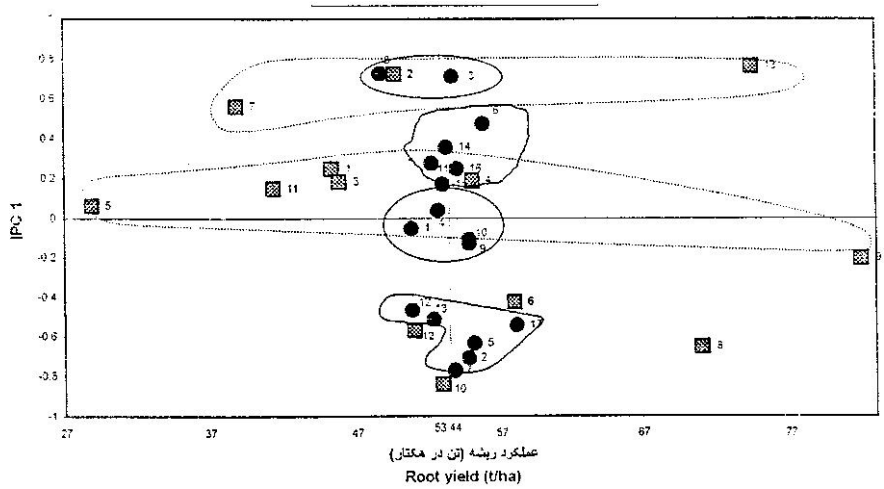
Fig. 3. Biplot of mean of varieties and environments with IPC1 for root yield

روش رگرسیون بود. زیرا مؤلفه اثر متقابل اول روش AMMI برای صفت عملکرد ریشه ۲۰/۳٦ درصد از تغییرات اثر متقابل رقم × محیط را توجیه کرد، در حالی که منبع رقم × محیط خطی تنها ۳/۸۰ درصد از این تغییرات را توجیه کرد. به همین ترتیب، برای صفت عیار قند این درصدها به ترتیب ۲۱/۲۱ و ۳/۱۷ درصد بودند. البته باید توجه داشت که برای صفت عملکرد ریشه نیز بخش زیادی از اطلاعاتی که IPC1 ارایه می‌کرد، توسط سایر روش‌های پایداری قابل دسترسی نبود و تنها واریانس درون مکانی و به میزان اندک ضرائب رگرسیون بخشی از آن را در دسترس قرار می‌دادند. این در حالی است که با افزایش تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل به سه سهم توجیه مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محیط برای هر دو صفت تقریباً به حدود ۵۰ درصد رسید. در حالی که مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محیط خطی و رقم × محیط درجه دوم در مجموع فقط در حدود ۵ و ٦ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل رقم × محیط را به ترتیب برای صفات عملکرد ریشه و عیار قند توجیه کردند. این موضوع نشان داد که کارایی سه مؤلفه اثر متقابل روش AMMI برای صفت عملکرد ریشه در حدود ۱۰ برابر روش رگرسیون خطی و درجه دوم و برای صفت عیار قند در حدود ۸ برابر روش رگرسیون خطی و درجه دوم بود. بنابراین، بر اساس نظر هیوارد و همکاران (Hayward *et al.*, 1993) نیز در شرایط این مطالعه تجزیه پایداری به روش رگرسیون چندان سودمند نبود.

از طرف دیگر، مقایسه نتایج حاصل از تجزیه AMMI بر روی جدول میانگین رقم × سال × مکان در مقایسه با تجزیه روی جدول میانگین رقم × مکان نشان داد که با میانگین گرفتن از داده‌های سال‌های مختلف، بخشی از اطلاعات اثر متقابل رقم × محیط از دست رفته و این موضوع باعث جابجائی ضرائب اثر متقابل

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

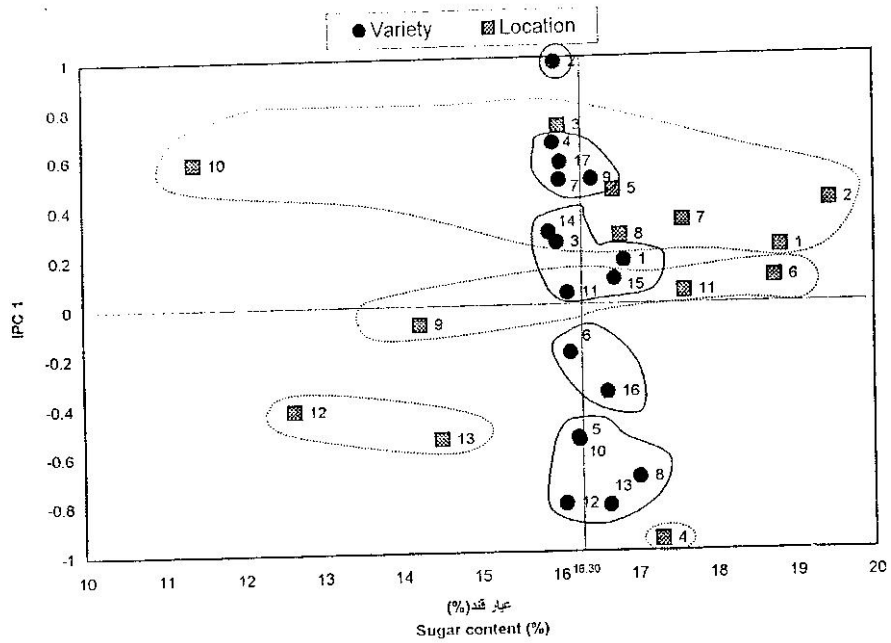


شکل ٤- نمودار دو طرفه میانگین ارقام و مکان‌ها و مقادیر مؤلفه‌های اثر متقابل اول آن‌ها برای صفت عملکرد ریشه

خطوط پیوسته و نقطه‌چین، به ترتیب گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای را بر روی مقادیر IPC_1 ارقام و مکان‌ها نشان می‌دهند.

Fig. 4. Biplot of mean of varieties and locations with IPC1 for root yield

Solid and pointed lines are results of cluster analysis on IPC1 of varieties and locations, respectively



شکل ٥- نمودار میانگین ارقام و مکان‌ها و مقادیر مؤلفه‌های اثر متقابل اول آن‌ها برای صفت عیار قند

خطوط پیوسته و نقطه‌چین، به ترتیب گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای را بر روی مقادیر IPC_1 ارقام و مکان‌ها نشان می‌دهند.

Fig. 5. Biplot of mean of varieties and locations with IPC1 for root yield

Solid and pointed lines are results of cluster analysis on IPC1 of varieties and locations, respectively

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

ارقام می‌گردد. با وجود این، بخشی از اطلاعات حاصل از روش دوم بسیار سودمند و منحصر به فرد بودند. از جمله می‌توان به توانائی شناسائی سازگاری‌های خصوصی اشاره کرد. در مجموع بر اساس نتایج فوق و بررسی همبستگی بین پارامترهای مختلف پایداری، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که دو پارامتر پایداری روش AMMI به تنهایی اکثر اطلاعات سایر روش‌های پایداری (همانند روش رگرسیون، واریانس درون مکانی، اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا) را ارائه می‌کنند. به علاوه، تجزیه و تحلیل AMMI را می‌توان برای داده‌هایی به کار برد که ممکن است کاربرد روش رگرسیون برای آن‌ها مناسب نباشد. ضمن اینکه روش AMMI اطلاعات دیگری از ساختار داده‌ها و سازگاری خصوصی ارقام با محیط‌ها یا مکان‌ها را ارایه می‌کند که توسط روش‌های دیگر قابل بررسی نیست(Sneller *et al*., 1997; Crossa, 1990). با توجه به نتایج فوق و این نکته که تجزیه AMMI روش کارا حتی برای بررسی الگوهای پیچیده اثر متقابل G×E است (Sneller *et al*., 1997; Zobel *et al*., 1988) به نظر می‌رسد سودمندترین روش برای بررسی اثر متقابل G×E باشد.

همچنین به نظر می‌رسد که در نظر گرفتن مؤلفه اثر متقابل اول (IPC_1) به تنهایی، ممکن است در برخی موارد گمراه کننده باشد. خصوصاً با توجه به اینکه مؤلفه‌های مختلف مستقل از یکدیگر هستند (Jobson, 1992). اسنلر و همکاران(Sneller *et al*., 1997) $SIPC_f$ را سودمندتر از IPC_1 و با تکرارپذیری بیشتر معرفی کردند. اما، با توجه به اینکه مؤلفه اثر متقابل اول بالاترین سهم را در بیان مؤلفه اثر متقابل رقم × محیط دارد و مؤلفه‌های بعدی در درجات بعدی اهمیت قرار می‌گیرند و از بررسی مؤلفه اثر متقابل اول می‌توان سازگاری‌های خصوصی را نیز شناسایی کرد (Crossa, 1990)، بهتر است حداقل از دو پارامتر روش AMMI استفاده کرد. با وجود این، در مطالعه هیوگ و گش(Hugh and Gauch, 1988) با وجود معنی‌دار شدن ٤ مؤلفه اثر متقابل تنها از محور اول برای شناسایی سازگاری‌های عمومی و خصوصی استفاده شد. به علاوه، نمودار دوطرفه مؤلفه اثر متقابل ارقام و مکان‌ها (محیط‌ها) با میانگین آن‌ها، همراه با تجزیه واکنش ژنوتیپی، روشی سودمند در شناسایی الگوهای اثر متقابل G×E بود.

متاسفانه در چغندرقند تاکنون گزارشی در مورد تکرارپذیری یا قابلیت توارث شاخص‌های مختلف پایداری، به خصوص روش AMMI وجودندارد. قطعاً محاسبه تکرارپذیری یا قابلیت توارث شاخص‌های پایداری همراه با روش AMMI کمک شایانی به مقایسه بهتر روش‌های مختلف خواهد کرد. اما نتایج این مطالعه و گزارش‌های سایر محققان (فتاحی، ۱۳۷۷؛ Mclaren, 1996; Jeffry and Trens, 1995; Cornelius, 1993; Sneller *et al*., 1997; Crossa, 1990; Zobel *et al*., 1988) نشان می‌دهد که چشم‌انداز روش AMMI بسیار روشن است.

منابع مورد استفاده References

سرمد، ز. و م. اسفندیاري. الف۱۳۷۱. اصول آماری در طرح آزمایش‌ها (تألیف واینر). جلد اول. انتشارات مرکز نشر دانشگاهی تهران، ۵۰۰ صفحه.

سرمد، ز. و م. اسفندیاري. ب۱۳۷۱. اصول آماری در طرح آزمایش‌ها (تألیف واینر). جلد دوم. انتشارات مرکز نشر دانشگاهی تهران، ۵۳۲ صفحه.

فتاحي، ف. ۱۳۷۷. بررسی روش AMMI و مقایسه آن با سایر روش‌ها در تعیین پایداری ارقام جو. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

يزدي صمدي، ب.، ع. م. رضايي و م. ولي زاده. ۱۳۷٦. طرح‌های آماری در پژوهش‌های کشاورزی، انتشارات دانشگاه تهران.

Becker, H. C. 1981. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. Euphytica 30: 835- 840.

Cornelius, P. L. 1993. Statistical tests and retention of terms in the additive main effects and multiplicative interaction model for cultivar trials. Crop Sci. 33: 1186- 1193.

Crossa, J. 1990. Statistical analyses of multilocation trials. Advances in Agronomy. 44: 55- 85.

Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6: 36- 40.

Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14: 742-754.

Hayward, A. D, N. O. Bosemark and I. Romagosa. 1993. Plant Breeding. Chapman and Hall, U.K.

Hugh, G. and H.G. Gauch. 1988. Model selection and validation for yield trials with interaction. Biometrica 44: 705- 715.

Jalaluddin, Md. and S. A. Harrison. 1993. Repeatability of stability estimators for grain yield in wheat. Crop Sci. 33: 720- 725.

Jeffry, M. and L. Trens. 1995. Analysis of deterministic simulation models using methods applying in two-way tables without replication. Agron. J. 87: 478- 492.

Jobson, J. D. 1992. Applied multivariate data analysis, Vol : II. Springer – Verlag, New York, INC. 731 P.

Le Clerg, E. L., W. H. Leonard and A. Q. Clark. 1966. Field plot technique. Burgess Pub. Co. USA.

Lin, C. S. and M. R. Binns. 1991. Genetic properties of four types of stability parameter. Theor. Appl. Genet. 82: 505- 509.

Lin, C. S., R. Binns and L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis : where do we stand. Crop Sci. 26: 894- 900.

Lin, C. S., G. Butler, I. Hall, C. Nault and B. Watt. 1990. S116, analysis of genotype × environment interaction. Canada. 27 P.

Mclaren, C. G. 1996. Methods of data standardization used in pattern analysis and AMMI models for the analysis of international multi-environment variety trials. In: M. Cooper and G. L. Hammer (eds). Plant adaptation and crop improvement. CAB International. pp: 225- 242.

Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environment and genotype-environment components of variability. Heredity 23: 339-356.

Shukla, G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype – environmental components of variability. Heredity 29: 237- 245.

Smith, R. R., D. E. Byth, B. E. Caldwell and C. R. Weber. 1967. Phenotypic stability in soybean populations. Crop Sci. 7: 590- 592.

Sneller, C. H., L. Kilgore-Norquest and D. Dombck. 1997. Repeatability of yield stabilility statistics in soybean. Crop Sci. 37: 383- 390.

Zavala-Garcia, F., P. J. Bramel-Cox and J. D. Eastin. 1992. Potential gain from selection for yield stability in ten grain sorghum populations. Theor. Appl. Genet. 85: 112- 119.

Zobel, R. W., M. G. Wright and H. G. Gauch. 1988. Statistical analysis of a yield trial. Agron. J. 80: 388- 393.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]

Study on the efficiency of AMMI method and pattern analysis for determination of stability in sugar beet varieties

Ranji[1], Z., M. Mesbah[2], R. Amiri[3], S. Vahedi[4]

ABSTRACT

In this study, efficiency of AMMI method and pattern analysis were investigated. Seventeen sugar beet varieties were studied in thirteen locations over three cropping seasons and root yield and sugar content were measured. On the basis of combined analysis of variance, effect of variety and variety ×environment interactions for both traits were significant. The yield stabitity estimated-using Eberhart and Russell, Wricke's Ecovalance, Shukla's stabilty variance, AMMI and pattern analysis methods. In all stability methods used, varieties PP8, BR1(developed is Ardabil) and IC1 were the most stable genotypes. Efficiency of Eberhart and Russell's method for estimating of G × E interaction for both traits was lower than IPC_1 in AMMI method. The efficiency of IPC_1 was greater, by five to six times, than that of Eberhart and Russell's method for root yield and sugar content, respectively. $SIPC_3$ in AMMI method were accounted about 50 % of G × E interaction sum of squars. Biplot of IPC_1 and the mean of traits for varieties and locations or environments had good efficiency for detecting of G × E interaction patterns. Ranked correlation coefficients showed that AMMI method often generated more information than the other methods. Furthermore, this method generates new information which cannot be estimated by the other methods. It seems that AMMI and pattern analysis have higher efficiency for stability studies. However, results showed that using only one component of AMMI method is insufficient, and at least two components (e.g. IPC_1 and $SIPC_f$) should be considered.

Key words: Stability analysis, Pattern analysis, Sugar beet, AMMI method, Root yield, Sugar content.

Recieved: September, 2003
1 and 2- Faculty member of Sugar Beet Research Institute, Iran.
3- Faculty member, Aborihan Campus, the University of Tehran, Iran.
4- Research officer, Sugar Beet Research Institute, Iran.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-21]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1384.7.1.1.3]