مجله علوم كشاورزي ايران
جلد ۱-۳۷، شماره ۲، سال ۱۳۸۵ (۳۸۸-۳۸۱)

تعيين رتبه‌هاي ژنوتيپي و پايداري هيبريدهاي زودرس ذرت با استفاده از آمار ناپارامتري

رحمت‌الله كريمي‌زاده[1]، حميد دهقاني*[2] و زبيندة دهقانپور[3]
۱، ۲، دانشجوي سابق كارشناسي ارشد و دانشيار دانشكده كشاورزي دانشگاه تربيت مدرس
۳، استاديار پژوهنده مؤسسة تحقيقات اصلاح و تهية نهال و بذر كرج

(تاريخ دريافت: ۸۳/۶/۱۷ - تاريخ تصويب: ۸۴/۹/۲)

چكيده

تعيين نمره ژنوتيپ‌ها در محيطهاي مختلف به عنوان يک روش ناپارامتري براي مطالعه پايداري در اصلاح نباتات بكار برده مي‌شود. ژنوتيپ پايدار رتبه‌هاي مشابهي را در محيطهاي مختلف نشان مي‌دهد و داراي حداقل واريانس رتبه در محيطهاي مختلف مي‌باشد. صحت فرض‌هاي آماري در روش‌هاي ناپارامتري ضروري نيست، لذا استفاده از آنها براي تعيين پايداري ژنوتيپ‌ها، آسان است. در اين تحقيق رتبة ۱۰ هيبريد ذرت در ۱۱ محيط مختلف در سالهاي ۱۳۸۲-۱۳۸۱ تعيين شد. طرح آزمايشي مورد استفاده، بلوک‌هاي كامل تصادفي با چهار تكرار بود. نتايج تجزيه ناپارامتري آماره‌هاي هان و نصار و **NP(1)** ، **NP(5)** و **NP(4)** ، هيبريدهاي ۸ و ٦ را پايدار ترتن هيبريدها معرفي كردند. نتايج آماره‌هاي ناپارامتري نصار و هان با توجه به نمودار دو طرفه $S_i^{(1)}$ با ميانگين عملكرد، هيبريد شماره ۸ را كه در ناحيه اول قرار داشت، داراي پايداري بالا نشان داد. هيبريدهاي ۲، ۷ و ۱ در ناحيه دوم قرار گرفتند كه حساسيت بالايي به تغييرات محيطي نشان دادند و عملكرد بالايي در محيطهاي مطلوب داشتند. هيبريدهاي شماره ٦، ۹ و ۱۰ در ناحيه سوم قرار گرفتند و سازگاري عمومي ضعيفي را در مجموع محيطها نشان دادند. ساير هيبريدها در ناحيه چهارم قرار گرفتند كه سازگاري عمومي متوسط با عملكردي پائين‌تر از ميانگين كل دارا بودند. بر اساس اين نمايش دو بعدي، ژنوتيپهايي كه در ناحيه اول قرار مي‌گيرند به عنوان ژنوتيپ‌هاي پايدار و داراي سازگاري خوب به همه محيطها قابل توصيه مي‌باشند، و اگر هدف، تعيين سازگاري باشد آماره‌هاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ نسبت به ساير معيارهاي ناپارامتري مورد مطالعه، در اولويت هستند.

واژه‌هاي كليدي: اثر متقابل ژنوتيپ × محيط، پايداري، ذرت، عملكرد، ناپارامتري

مقدمه

پديدة اثر متقابل ژنوتيپ × محيط براي دانشمندان علوم ژنتيك، اصلاح‌نباتات و اصلاح‌دام داراي اهميت ويژه‌اي است (۲). آگاهي از اثر متقابل ژنوتيپ × محيط به اصلاح‌گران نبات كمك مي‌كند تا در ارزيابي ژنوتيپ‌ها، با دقت بيشتري عمل كرده و بهترين ژنوتيپ‌ها را انتخاب كنند (۵، ۱٦). روشهاي زيادي براي تجزيه اثر متقابل ژنوتيپ × محيط ارائه شده است. فلورس و همكاران (۱۹۹۸) اين روشها را به سه گروه پارامتري، ناپارامتري و چندمتغيره تقسيم‌بندي كردند. آنها ۲۲ روش تعيين پايداري شامل، ٦ روش يك متغيره پارامتري، ۹ روش يك متغيره ناپارامتري و ۷ روش چند متغيره را در دو مجموعة آزمايشات انجام شده در گياهان نخود و باقلا مورد بررسي قرار دادند، در نهايت با استفاده از تجزيه به مؤلفه‌هاي اصلي و پلات كردن مؤلفه‌هاي اصلي اول و دوم روشهاي مختلف را گروه‌بندي كردند.

---

* نويسنده مسئول: حميد دهقاني تلفن: ۰۹۱۲۵۱۴۴۸۲۰ E-mail:dehghanr@modares.ac.ir

در داده‌هاي مربوط به گياه باقلا ۲۲ پارامتر پايداري در پنج گروه و در داده‌هاي مربوط به گياه نخود در چهار گروه دسته‌بندي شدند. در هر دو مجموعة داده‌ها پارامترهاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ در يك گروه قرار گرفتند.

روشهاي ناپارامتري زيادي براي تعيين پايداري ارقام پيشنهاد شده است كه در اكثر آنها ارقام در هر محيط رتبه‌بندي مي‌شوند و ژنوتيپي پايدار محسوب مي‌شود كه در همه محيط‌ها رتبه مشابه داشته باشد و يا كمترين اختلاف رتبه را در محيط‌هاي مختلف دارا باشد (٦، ۷، ۹، ۱۰، ۱٥). بورتز و همكاران (۱۹۹۰) معتقدند صحت و درستي نتايج حاصل از تجزيه‌هاي آماري بستگي زيادي به چند فرض مثل نرمال بودن توزيع، مستقل بودن و يكنواختي واريانسها دارد در حاليكه در روشهاي ناپارامتري برقراري فرضهاي اوليه ضرورتي ندارد. نصار و هان (۱۹۸۷) اظهار داشتند، معيارهاي ناپارامتري نياز به فرضهاي نرمال‌بودن و مستقل‌بودن داده‌ها يا يكنواختي واريانس خطاها ندارند و در مقايسه با معيارهاي پارامتري به خطا يا داده‌هاي پرت حساسيت كمتري دارند و از طرف ديگر اضافه يا حذف نمودن يك يا تعداد كمي از ژنوتيپ‌ها بر شاخص پايداري اثري ندارد ضمن آنكه تجزيه، تحليل و تفسير معيارهاي ناپارامتري بسيار ساده‌تر از معيارهاي پارامتري است. آنها اين ويژگيها را به عنوان مزاياي معيارهاي ناپارامتري نسبت به معيارهاي پارامتري در نظر گرفتند (۱٥).

هان و لئون (۱۹۹٥) معتقدند پيشرفت سريع روشهاي ناپارامتري در سالهاي اخير، سبب افزايش استفاده از آنها در طرحهاي پژوهشي مهم شده است. آنها همچنين بيان داشتند كه روشهاي ناپارامتري بيشتر براي داده‌هاي دوطرفه ارقام و محيط‌ها مورد استفاده قرار دادند. همچنين در اين روشها بهتر است ارقام در هر محيط با تعداد تكرار ثابت آزمون شوند (۱۱). استفاده از روشهاي ناپارامتري بويژه وقتي كه روشهاي پارامتري به دليل اثر متقابل غيرخطي ژنوتيپ × محيط قابل توضيح و تفسير نباشند، لازم مي‌باشد (۱۳). هانومن و پراب‌هاكاران (۲۰۰۱) و تنارازو (۱۹۹٥) اظهار داشتند اگر اندازه نمونه بسيار كوچك باشد استفاده از روشهاي ناپارامتري صحيح نخواهد بود مگر اينكه ماهيت نمونه‌ها كاملاً شناخته شده باشد ولي اگر اندازة نمونه‌ها به قدر كافي بزرگ باشد، كارايي معيارهاي ناپارامتري و پارامتري برابر مي‌شود. رتبة ژنوتيپ در يك محيط خاص نبايد براساس ارزش فنوتيپي آن باشد چرا كه پايداري بايد مستقل از اثر ژنوتيپي بدست آيد (۱۷). تنارازو پيشنهاد كرد كه به منظور حذف اثر ژنوتيپي عملكرد، عملكرد هر رقم ابتدا تصحيح شود و سپس هر ژنوتيپ برحسب عملكرد تصحيح شدة خود رتبه‌بندي شود، دراين حالت رتبه‌هاي بدست آمده فقط براساس اثر متقابل ژنوتيپ× محيط و نيز خطاي آزمايشي خواهند بود. چهار پارامتر پايداري $NP_{(2)}$, $NP_{(3)}$, $NP_{(5)}$ و $NP_{(4)}$ توسط تنارازو (۱۹۹٥) ارايه شد.

در آزمايشي لو (۱۹۹٥) تعداد ٥ واريته ذرت را در ۳ مكان و ۲ سال (٦ محيط) ارزيابي كرد و براساس نتايج بدست آمده مقادير پارامترهاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ را بترتيب ۱/۲ و ۱/۰٦ براي واريته شمارة ۱ برآورد نمود و آن را به عنوان پايدارترين ژنوتيپ معرفي نمود (۱٤). در تحقيق ديگري كه توسط كايا و تانر (۲۰۰۳) بر روي ۹ ژنوتيپ گندم نان در ۱۱ محيط (مكانهاي مختلف) در فصل زراعي ۲۰۰۳-۲۰۰۲ در تركيه و با ٤ تكرار انجام شد، ساير پارامترهاي نصار و هان (۱۹۸۷) محاسبه شد و تجزيه داده‌ها نشان داد كه ژنوتيپ‌هاي شمارة ٤ و ۸ را با مقادير $S_i^{(1)}$ به ترتيب برابر با ۲/٦۹ و ۳/۰۱۸ و همچنين مقادير $S_i^{(2)}$ به ترتيب برابر با ٤/٤٥٤ و ٦/٤۷۲ با ميانگين عملكرد ۳۸۲۱ و ۳۸۸۲ را پايدارترين ژنوتيپهاي مورد مطالعه گزارش كردند. آنها معيارهاي ناپارامتري پايداري را آلترناتيو مفيدي براي معيارهاي پارامتري معرفي نمودند و همچنين نمايش دوبعدي پارامترهاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ در مقابل ميانگين عملكرد را راه مناسبي براي انتخاب با كارايي بالا براي ژنوتيپ‌هاي پايدار گزارش كردند. در تحقيقي، تروبرگ و هان(۱۸) از داده‌هاي مربوط به عملكرد ٥ گياه چاودار، سويا، لوبيا، چغندرقند و چغندر زراعي طي سالهاي ۱۹۸٥ تا ۱۹۸۹ مؤسسات ثبت بذر آلمان استفاده كردند. در اين تحقيق چند روش ناپارامتري براي تجزية داده‌ها بكار رفت و مقادير اثرات متقابل براي گياهان مختلف نشان داد كه ميزان اثر متقابل براي چغندرقند در سالهاي ۱۹۸٦، ۱۹۸۷ و ۱۹۸۹ معني‌دار شده است و ضريب

همبستگي اسپيرمن نشان داد كه بين پارامترهاي هيلدبراند (۱۹۸۰) و كوبينگر (۱۹۸٦) همبستگي بسيار بالا و معني‌داري (r=۰/۹۳**) وجود دارد. هان (۲۰۰۳)، پارامتر پايداري جديدي تحت عنوان واريانس محيطي براي محاسبة اثر محيط در آزمايش تك‌مكاني و ۲٤ ساله مربوط به رقم ديپلمات (Diplomat) گندم نان معرفي كرد كه با استفاده از ضريب تنوع و كشيدگي منحني داده‌ها بدست مي‌آيد.

با توجه به مزاياي معيارهاي ناپارامتري مبني بر عدم نياز به فرضهاي اوليه، حساسيت كمتر نسبت به داده‌هاي پرت، عدم تاثير حذف و اضافه نمودن يك يا چند ژنوتيپ بر شاخص پايداري و تجزيه وتحليل ساده‌تر آنها در اين تحقيق سعي شده است با استفاده از روشهاي ناپارامتري تنارازو (۱۹۹۵) و نصار و هان (۱۹۸۷)، پايدارترين هيبريد ذرت را تعيين كرده و سپس نتايج روشهاي مختلف مقايسه شده و در نهايت بهترين روشها توصيه شوند.

مواد و روش‌ها

در اين تحقيق ۹ هيبريد ذرت زودرس كه از آزمايشات نيمه‌نهايي گزينش شده‌اند در مرحله نهايي به عنوان هيبريدهاي برتر به همراه هيبريد سينگل كراس ۳۰۱ (شاهد) بمدت دو سال (۱۳۸۲-۱۳۸۱) در ۷ ايستگاه مختلف شامل كرج، مشهد، كرمانشاه، اردبيل، اصفهان، ساري و مغان در قالب طرح بلوكهاي كامل تصادفي با ٤ تكرار مورد ارزيابي قرار گرفتند (مشخصات هيبريدهاي مورد استفاده در جدول ۱ آمده است). هر هيبريد در چهار رديف با فاصله خطوط ۷۵ سانتيمتر و فاصله بين كپه‌هاي روي خط ۳٦ سانتيمتر كاشته شد. هر رديف شامل ۱۸ كپه و مساحت كرت برداشتي ۹/۷۲ متر مربع بود. در هر كپه ٤ بذر كاشته شد كه پس از تنك كردن ۲ بوته براي هر كپه باقي ماند، به اين ترتيب تراكم بوته ۷۵۰۰۰ بوته در هكتار بود. در اين تحقيق سعي خواهد شد كه با استفاده از روشهاي تنارازو (۱۹۹۵) و نصار و هان (۱۹۸۷) پايدارترين هيبريدهاي ذرت شناسايي شوند.

معيار ناپارامتري $NP_{(1)}$ بر اساس رابطة ارايه شده توسط هان در سال ۱۹۷۹ براي تعيين ژنوتيپ‌هاي پايدار محاسبه گرديد.

جدول ۱- مشخصات هيبريدهاي زودرس ذرت

كد هيبريد	نام هيبريد يا والدين آنها
۱	K1264/5-1 × K1263/2-1
۲	K28882/1 × S61
۳	K33 × K1263/1
٤	K1263/17 × K1263/3
۵	K1263/17 × K1728/8
٦	K1369/4 × K33
۷	KE721/1 × K1263/1
۸	KE8212/12 × K1263/1
۹	K1728/8 × K1263/1
۱۰	KSC 301

$$NP_{(1)} = \frac{1}{S-1}\sum\left(r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right)^2 \qquad (۱)$$

از آنجا كه پايداري بايد مستقل از اثر ژنوتيپي بدست آيد و رتبة يك ژنوتيپ در يك محيط خاص نبايد براساس ارزش فنوتيپي آن باشد، به منظور حذف اثر ژنوتيپي عملكرد، براي هر رقم را ابتدا عملكرد تصحيح شد ($x^*_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.}$) و سپس هر ژنوتيپ را بر حسب عملكرد تصحيح‌شده خود (x^*_{ij}) رتبه‌بندي گرديد. در اين حالت معيار رتبه‌هاي بدست آمده فقط براساس اثر متقابل ژنوتيپ × محيط و نيز خطاي آزمايشي بودند. چهار پارامتر ديگر براساس روابط ارايه شده توسط تنارازو (۱۹۹۵) محاسبه گرديد.

$$NP_{i(2)} = \frac{1}{S}\sum_{J=1}^{S}\left|r_{ij} - M_{di}\right| \qquad (۲)$$

$$NP_{i(3)} = \frac{1}{S}\left[\sum_{J=1}^{S}\left|r_{ij} - M_{di}\right| / M^*_{di}\right] \qquad (۳)$$

$$NP_{i(4)} = \frac{\sqrt{\sum\left(r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right)^2 / S}}{\bar{r}^*_{i.}} \qquad (٤)$$

$$NP_{i(5)} = \frac{2}{S(S-1)}\left[\sum_{j=1}^{s-1}\sum_{[j'=j+1]}^{s}\left|r_{ij} - r_{ij'}\right| / \bar{r}^*_{i.}\right] \qquad (۵)$$

در پنج پارامتر فوق‌الذکر r_{ij} رتبة ژنوتيپ i ام در محيط j ام، M_{di} و M_{di}^{*} بترتيب ميانه رتبه‌هاي تصحيح شده و تصحيح نشده، S تعداد محيط و $\bar{r}_{i.}$ و $\bar{r}_{i.}^{*}$ بترتيب ميانگين رتبه‌هاي تصحيح‌نشده و تصحيح‌شده مي‌باشد.

دو پارامتر ناپارامتري پايداري ديگر توسط نصار و هان (۱۹۸۷) معرفي شده است:

٦)
$$S_i^{(1)} = 2\sum_{j}^{N-1}\sum_{j'=j+1}^{N}\left|r_{ij} - r_{ij'}\right| / [N(N-1)]$$

٧)
$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^{N}(r_{ij} - \bar{r}_{i0})^2 / (N-1)$$

در اينجا $\bar{r}_{i0}$ ميانگين رتبه ژنوتيپ i در همه محيط‌هاست. $S_i^{(1)}$ ميانگين اختلاف رتبه ژنوتيپ i را بر روي تمام محيط‌ها اندازه مي‌گيرد و $S_i^{(2)}$ واريانس عمومي رتبه‌هاست.

٨)
$$\sum_{i=1}^{k} Z_i^{(m)} = \sum_{i=1}^{k}[S_i^{(m)} - E(S_i^{(m)})]^2 / (S_i^{(m)})$$

روابط فوق تقريبي از آمارة χ^2 هستند که درجه آزادي آن برابر با تعداد ژنوتيپ‌ها مي‌باشد و تحت فرض صفر برابري پايداري همة ژنوتيپ‌ها، $E(S_i^{(m)})$ و $Var(S_i^{(m)})$ از فرمولهاي زير محاسبه شدند (۱٤، ۱۵).

٩)
$$E(S_i^{(1)}) = \frac{k^2 - 1}{3k}$$

۱۰)
$$Var(S_i^{(1)}) = \frac{(k^2 - 1)[(k^2 - 4)(N + 3) + 30}{45k^2 N(N - I)}$$

۱۱)
$$E(S_i^{(k)}) = \frac{K^2 - 1}{12}$$

۱۲)
$$Var(S_i^{(2)}) = \frac{(k^2 - 1)[2(k^2 - 4)(N - 1) + 5(k^2 - 1)]}{360N(N - 1)}$$

نتايج وبحث

نتيجه ارزيابي و انتخاب هيبريدهاي پايدار با استفاده از روشهاي ناپارامتري، مقادير ميانگين رتبه‌يا $\overline{R_i}$ (Rank Mean) انحرافمعياررتبه‌يا STD-R(Standard Deviation of Rank)، پارامترهاي پيشنهاد شده توسط تنارازو (۱۹۹۵) و پارامترهاي $S_i^{(2)}, S_i^{(1)}$ در جدول شماره ۲ و ۳ درج شده اند. رتبة هر هيبريد براي عملکرد دانه در مجموع آزمايشها محاسبه و ميانگين و انحراف معيار رتبه مربوط به هر هيبريد در جدول ۲ آمده است. هيبريد شماره ۸ در بين هيبريدهاي مورد مطالعه در اين آزمايش با اختصاص کمترين ميانگين رتبه و انحراف معيار رتبه (بترتيب ۲/۹۰۹ و ۱/۹۲) پايدارترين هيبريد بود. هيبريدهاي شماره ۲ و ۱ در گروه دوم هيبريدهاي پايدار و هيبريدهاي شماره ۳، ۷، ٤ و ۵ در گروه سوم هيبريدهاي پايدار با اختصاص ميانگين رتبه و انحراف معيار رتبة کمتر در رده‌هاي بعدي قرار گرفتند. هانومن و پراب‌هاکاران (۲۰۰۱) معتقدند که ارقام در روشهاي ميانگين رتبه و انحراف معيار رتبه قابل گروه‌بندي براي سازگاري عمومي و خصوصي نمي‌باشند که اين موضوع به عنوان عيب اصلي اين روشها به شمار مي‌رود. معيار پيشنهادي هان و چهار معيار پيشنهادي تنارازو (۱۹۹۵) که عبارتند از $NP_{(1)}, NP_{(2)}, NP_{(3)}, NP_{(4)}$ و $NP_{(5)}$ و بطور جداگانه براي همة هيبريدها محاسبه و نتايج در جدول ۳ درج شده است. معيار $NP_{(1)}$ هان، هيبريد شماره ۸ را به عنوان پايدارترين هيبريد معرفي مي‌کند و هيبريدهاي ۵ و ٤ را در رتبه‌هاي بعدي پايداري قرار مي‌دهد. معيارهاي $NP_{(3)}$ و $NP_{(2)}$ نتايج کاملاً مشابهي از نظر معرفي و ميزان پايداري ارقام نشان دادند، هيبريدهاي ۳، ۵ و ٤ را به ترتيب هيبريدهاي پايدار معرفي مي‌کنند معيار $NP_{(4)}$ هيبريد ٦ را پايدار مي‌داند که در هيچ يك از روشهاي مورد استفاده به عنوان رقم پايدار توصيه نشده بود، پس بهتر است در استفاده از اين معيار احتياط شود و بالاخره معيار $NP_{(5)}$ هيبريدهاي ۸ و ۵ را به عنوان هيبريدهاي پايدار معرفي مي‌کند. رتبه‌هاي ۱۰ هيبريد ذرت زودرس براساس عملکرد تصحيح‌شده (کيلوگرم در هکتار) در يازده محيط در جدول ۳ آمده است. رتبه‌هاي ژنوتيپي در محيط‌هاي مختلف نشان داد که ژنوتيپ شماره ۹ مجموعاً داراي بالاترين رتبه‌ها مي‌باشد و هيبريد شماره ۱۰ رتبه‌هاي کمتري در محيط‌هاي مذکور دارد. دو آماره پايداري ناپارامتري نصار و هان (۱۹۸۷) ($S_i^{(2)}, S_i^{(1)}$)، براي هر هيبريد در يازده محيط محاسبه شدند. براساس تحقيق هان (۱۹۹۰)، همبستگي بالايي

بين $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ حتي وقتي که از عملکرد تصحيح‌نشده براي رتبه‌دهي استفاده شود، وجود دارد. بر اين اساس هان (١٩٩٠) نشان داد، رتبه‌هاي ژنوتيپي بدست آمده از عملکرد تصحيح‌شده و تصحيح‌نشده با هم متفاوتند و همبستگي متوسط تا ضعيفي بين اين دو نوع رتبه‌دهي وجود دارد. به نظر و هان و لئون (١٩٩٥) و کايا و تانر (٢٠٠٣) دلايلي مبني بر برتري نسبي $S_i^{(1)}$ به $S_i^{(2)}$ وجود دارد که از آن جمله سادگي در محاسبه پارامتر $S_i^{(1)}$ و تفسير واضح و آشکار آن (ميانگين رتبه اختلاف بين محيط‌ها) مي‌باشد. نمودار ميانگين عملکرد هيبريدها و $S_i^{(1)}$ در شکل ١ آمده است (توزيع پراکنش هيبريدها مشابه با $S_i^{(2)}$ مي‌باشد).

جدول ٢ -معيارهاي ناپارامتري ميانگين رتبه، انحراف معيار رتبه (١٧) و آماره‌هاي نصار و هان (١٥) و تنارازو (١٧)

ژنوتيپ	ميانگين رتبه $\overline{R_i}$	انحراف معيار رتبه (STD-R)	آماره				
			$NP_{(1)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(3)}$	$NP_{(4)}$	$NP_{(5)}$
١	٤/٨١٨١	٣/٠٢٧٢	٩/١٦٤	٢/٤٥٥	٠/٦١٤	٠/٦١٣	٠/١٦٧
٢	٤/٨١٨١	٢/٦٣٨٩	٧/٤٠٩	٢/٢٧٣	٠/٥٦٨	٠/٦٧٤	٠/٠٨٣
٣	٥/٤٥٤٥	٢/٤٣٧٤	٦/٢٦٨	١/٦٨٢	٠/٢٨٠	٠/٤٦١	٠/١٠٠
٤	٦/٧٢٧٢	٢/٤٩٣٦	٦/٢١٨	٢/١٨٢	٠/٣١٢	٠/٤٠١	٠/١٠٠
٥	٦/٧٢٧٢	٢/٤٩٣٦	٦/٢١٨	٢/١٨٢	٠/٣١٢	٠/٣٨٩	٠/٠٧٧
٦	٦/٧٢٧٢	٢/٤٤٢١	٦/٢٩١	٢/٢٧٣	٠/٣٧٩	٠/٣٥٣	٠/٠٩٥
٧	٥/٠٤٥٤٥	٣/٣٣٥١	١١/١٢٣	٢/٨٦٤	٠/٥٧٣	٠/٦٣٥	٠/١١٣
٨	٢/٩٠٩٠	١/٩٢١٢	٣/٦٩١	٢/٤٥٥	١/٢٢٧	١/١٠٤	٠/٠٥٢
٩	٥/٤٥٤٥	٣/٣٥٧٥	١١/٢٧٣	٢/٩٠٩	٠/٥٨٢	٠/٥٩٥	٠/١١٤
١٠	٦/٨١٨١	٢/٥٦١٩	٦/٥٦٤	٢/٧٢٧	٠/٣٤١	٠/٣٩٢	٠/١١٤

جدول ٣-معيارهاي ناپارامتري نصار و هان (١٦) براي هيبريدهاي زودرس ذرت

هيبريد	ميانگين عملکرد (تن در هکتار)	ميانگين رتبه	$S_i^{(1)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(2)}$
١	٩/٠٧٩	٥/٥٤٥٤	٣/٧٠٩١	٠/٦٠٢٩	١٠/٠٧٢٧	٠/٥٥٠٣
٢	٩/٢٧٧٨	٥/٥٤٥٤	٣/٩٢٧٣	١/٤١٧٥	١٠/٨٧٢٧	١/١٣٩٣
٣	٨/٨٦٦٨	٥/٣٦٣٦	٣/٠٥٤٤	٠/٢١٧١	٧/٠٥٤٥	٠/٢٣٦٧
٤	٨/٣٨٢٦	٥/٥٤٥٤	٢/٩٤٥٤	٠/٤٥٢٩	٦/٢٧٢٧	٠/٦٤٧٦
٥	٨/٥٩٨١	٥/٣٦٣٦	٣/٠٩٠٩	٠/١٥٧٥	٦/٨٥٤٥	٠/٣٢٢٥
٦	٨/٦٠٤٢	٥/٢٧٢٧	٣/٤٥٤٥	٠/٠٨٦١	٨/٤١٨٢	٠/٠٠٤٧
٧	٩/٠٦٨١	٥/٥٤٥٤	٤/٠٠٠٠	١/٧٦٥٣	١١/٦٧٢٧	١/٩٤٠٤
٨	٩/٦٩٢١	٥/٤٥٤٥	٢/٨٣٦٤	٠/٧٧٤٤	٥/٨٧٢٧	٠/٩٣٦١
٩	٨/٦٦٩٤	٦/٠٩٠٩	٤/٤٠٠٠	٤/٣٥٩٢	١٤/٤٩٠٩	٦/٤٥١٢
١٠	٨/٥٨١٢	٥/٢٧٢٧	٣/٤٩٠٩	٠/١٣١٣	٨/٦١٨٢	٠/٠٢٢٥

$\sum Z_i^{(1)} =$ ٩/٩٦٤

$\sum Z_i^{(2)} =$ ١٢/٢٥

آماره‌هاي مورد آزمون

$\overline{x} =$ ٨/٨٨

$\chi_{z_1.z_2} =$ ٧/٨٨

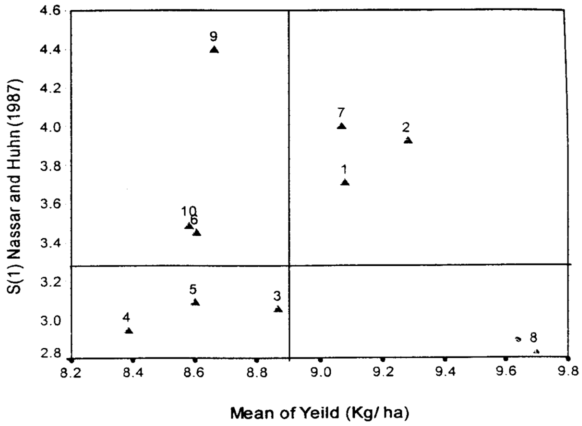
$E(S_2) =$ ٨/٢٥

$E(S_1) =$ ٣/٣

$\chi_{sum(z_1.z_2)} =$ ١٨/٣١

$Var(S_1^{(2)}) =$ ٦/٠٣٧

$Var(S_1^{(1)}) =$ ٠/٢٧



شکل ۱- نمودار پراکنش ميانگين عملکرد و $S_i^{(1)}$

با توجه به شکل ۱ چهار ناحية مجزا مي‌توان تشخيص داد، در ناحيه اول ژنوتيپ‌هاي داراي عملکرد بالاتر از ميانگين کل و مقادير پايين $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار مي‌گيرند، که در اين تحقيق فقط هيبريد شمارة ۸ در اين ناحيه قرار گرفت که سازگاري عمومي نسبت به محيطهاي مختلف نشان داد و به عنوان پايدارترين هيبريد انتخاب شد. در ناحية دوم ژنوتيپ‌هاي با عملکرد بالاتر از ميانگين کل و مقادير بالاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار مي‌گيرند، در اين آزمايش هيبريدهاي شمارة ۱، ۲ و ۷ در اين ناحيه قرار گرفتند که نشان‌دهندة حساسيت بالاي اين هيبريدها به تغييرات محيطي بوده و در نتيجه عملکرد بسيار بالايي در محيطهاي با شرايط مناسب دارند و براي مناطقي مثل مشهد و کرج توصيه مي‌شوند. در ناحيه سوم هيبريدهاي با عملکرد کمتر از ميانگين کل و مقادير بالاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار مي‌گيرند، در اين آزمايش هيبريدهاي شمارة ٦، ۹ و ۱۰ در اين ناحيه قرار گرفتند. اين هيبريدها با وجود دارا بودن عملکرد متوسط و نزديك به ميانگين کل بدليل سازگاري عمومي ضعيف در گروه ارقام پايدار قرار نمي‌گيرند. در ناحيه چهارم، هيبريدهاي با عملکرد کمتر از ميانگين کل و مقادير پايين $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار گرفتند، هيبريدهاي شمارة ۳، ٤ و ٥ اين آزمايش در اين ناحيه قرار مي‌گيرند. اين هيبريدها هر چند داراي سازگاري عمومي متوسطي نسبت به محيطهاي مختلف هستند ولي بدليل عملکرد پايين‌تر از ميانگين، به عنوان هيبريدهاي پايدار شناخته نشدند. با توجه به ميانگين و واريانس آماره‌هاي نصار و هان (۱۹۸۷) در جدول ۳ مي‌توان گفت که هيبريدهاي با مقادير $S_i^{(1)}$ کمتر از ميانگين $(E(S_i^{(1)})$ در گروه ارقام پايدار قرار مي‌گيرند و مقادير بيشتر از ميانگين در گروه ارقام ناپايدار قرار مي‌گيرند، در مورد $S_i^{(2)}$ نيز وضعيت به همين ترتيب است، هيبريدهاي با مقادير $S_i^{(2)}$ کمتر از ۸/۲٥ در گروه ارقام پايدار و بيشتر از اين مقدار در گروه ارقام ناپايدار قرار مي‌گيرند. با توجه به مقادير واريانس و ميانگين اين دو آمارة نصار و هان (۱۹۸۷) و محاسبة ضريب تغييرات آنها مي‌توان گفت که دقت آمارة $S_i^{(1)}$ در انتخاب ژنوتيپ پايدار بيشتر است. زيرا بر اساس روابط۱۲ و ۱۱ ،۱۰ ،۹ اميد رياضي $S_i^{(1)}$ بزرگتر از اميد رياضي $S_i^{(2)}$ و واريانس $S_i^{(1)}$ کوچکتر واريانس از $S_i^{(2)}$ مي‌باشد، لذا $S_i^{(1)}$ حساس‌تر و دقيقتر مي‌باشد و احتمال معني‌دار شدن آن بيشتر مي‌باشد. نصار و هان (۱۹۸۷) براي آزمون پايداري بين ژنوتيپ‌ها مقادير $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ را بصورت انفرادي براي هر ژنوتيپ پيشنهاد دادند، در اين تحقيق هم براي هر هيبريد مقادير $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ براساس داده‌هاي تصحيح‌شده محاسبه شد، سپس اين مقادير براي آزمون کاي‌اسکور بر روي تمام هيبريدها جمع زده شدند که نتايج در جدول ۳ درج شده است. مقادير $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ تمام هيبريد در سطح احتمال ٥% معني‌دار نشد که اين نتايج مشابه نتايجي بود که لو (۱۹۹٥) و کايا و تانر (۲۰۰۳) بدست آوردند ولي با نتايج آدوگنا و لبوشنگ (۲۰۰۳) موافق نبود چون آنها نتيجه گرفتند که اختلاف معني‌داري بين $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ ژنوتيپ‌ها وجود دارد. مقادير مجموع Z ها نيز از مقادير جدول کمتر بودند ۹/۹٦٤۱ = $\sum Z_i^{(1)}$ و ۱۲/۲٥۱۲ = $\sum Z_i^{(2)}$ که نتايج قبلي را تأييد مي‌کند. به منظور تعيين همبستگي بين آماره‌هاي مختلف ناپارامتري تعداد٥ آمارة $S_i^{(1)}$، $S_i^{(2)}$، $NP_{(4)}$، $NP_{(2)}$ و$NP_{(1)}$ انتخاب شدند. ضريب همبستگي اسپيرمن نشان داد که بين آماره‌هاي نصار و هان (۱۹۸۷) همبستگي بسيار بالايي وجود دارد که با نتايج آدوگنا و لبوشنگ (۲۰۰۳) مشابه مي‌باشد،

همچنين آمارة $NP_{(1)}$ تنارازو (۱۹۹۵) همبستگي بسيار بالايي با آماره‌هاي نصار و هان (۱۹۸۷) و همبستگي متوسطي با $NP_{(2)}$ نشان داد. آمارة $NP_{(4)}$ با هيچکدام از آماره‌ها همبستگي نشان نداد و اين نتيجه براي معرفي هيبريدها قابل توجه بود که نياز به لحاظ احتياط براي استفاده از اين آماره براي بررسي پايداري ارقام دارد. در اين تحقيق هيبريد شمارة ۸ در اکثر روشها به عنوان پايدارترين هيبريد انتخاب شد و مي‌توان آن را براي کاشت در مناطق مختلف توصيه کرد. بطور کلي از بين روشهاي ناپارامتري که توضيح داده شد روش ميانگين رتبه‌ها با توجه به بالا بودن صحت نتايج و همچنين سادگي محاسبه آن توصيه مي‌شود. با توجه به تحقيق لو (۱۹۹۵) و کايا و تانر (۲۰۰۳)، اگر هدف تعيين سازگاري عمومي يا خصوصي باشد از بين آماره‌هاي ناپارامتري ذکر شده، آماره‌هاي $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ نصار و هان (۱۹۸۷) در اولويت هستند و بهتر است که از اين معيارها براي تعيين ارقام پايدار استفاده شود. در اولويت بعد معيارهاي $NP_{(1)}$ و $NP_{(5)}$ به علت صحت نتايج توصيه مي‌شوند. در پروژة انتخاب ژنوتيپ پايدار براي محيطهاي مختلف از روشهاي زيادي مي‌توان استفاده کرد اما انتخاب بهترين روش سالهاست که ذهن اصلاح‌گران را به خود معطوف کرده است. بدين لحاظ تعيين پايداري براساس معيارهاي مختلف و با توجه به شرايط داده‌ها و ژنوتيپ‌هاي مورد مطالعه تعيين مي‌گردد.

جدول ٤- ضرايب همبستگي اسپيرمن براي آماره‌هاي ناپارامتري مختلف

آماره‌هاي ناپارامتري	$NP_{(1)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(4)}$	$S_i^{(1)}$
$NP_{(2)}$	۰/٦۸۱*			
$NP_{(4)}$	۰/۲۰۱	۰/۳۵۵^{ns}		
$S_i^{(1)}$	۰/۹٦۷**	۰/٦۷۳*	۰/۱۷٦^{ns}	
$S_i^{(2)}$	۰/۹۸۵**	۰/٦٥٤*	۰/۲۱۲^{ns}	۰/۹۸۸**

سپاسگزاري

بدينوسيله از زحمات بخش ذرت و گياهان علوفه‌اي مؤسسة تحقيقات اصلاح و تهية نهال و بذر کرج و همچنين کارشناسان ايستگاههاي تحقيقات شهرستانها که نهايت همکاري را با ما داشتند تشکر و قدرداني مي‌شود. همچنين از همکاري جناب آقاي مهندس علي مقدم محقق بخش ذرت و گياهان علوفه‌اي موسسة تحقيقات اصلاح و تهية نهال و بذر کرج کمال تشکر و قدرداني مي‌شود.

REFERENCES

1. Adugna, W. & M.T. Labuschagne. 2003. Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed *(Linum usitatissimum* L.). Euphytica 129: 211-218.
2. Allard, R.W. & A.D. Bradshaw. 1964. Implication of genotype-environment interactions in applied plant breeing. Crop Sci. 4: 503-508.
3. Bortz, J., G.A. Lienert, & K. Boehnke. 1990. Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. Springer- verlag, Berlin. 228 pp
4. Bredenkamp, J. 1974. Nonparametriche prufung von wechsew- irkungen. Psychol. Beitr. 16: 398-416.
5. De Kroon, J., & P. Van der Laan, 1981. Distribution- free test procedures in two- way layouts: A Concept of rank- interaction. Stat. Neerl. 35: 189-213.
6. Flores, F., M.T. Moreno. & J.I. Cubero. 1998. A Comparison of univariate and multivariate methods to analyze G×E interaction. Field Crop Res. 56: 271-286.
7. Hanuman, L.R. & V.T. Prabhakaran. 2001. A study on the performance of a few non-parametric stability measures using pearl-millet data. Indian J. Genet. 61: 7-11.
8. Hildebr, H. 1980. Asymptotosch Verteilungsfreie Rangtests in Linearen Modellen. Med Inform. Stak. 17: 344-349.
9. Huhn, M. 1990. Nonparametric measures of phenotypic stability: II. Applications. Euphytica 47: 195-201.
10. Huhn, M. 2003. A note on the variance of the stability parameter (environmental variance). Euphytica 103: 335-339.

11. Huhn, M. & J. Leon. 1995. Nonparametric analysis of cultivar performance trials: exprimental results and comparison of different procedures based on ranks. Agron. J. 87:627-632.
12. Kaya, Y. & S. Taner. 2003. Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). Central Euro. Agri. J. 4: 47-53.
13. Kubinger , K. D. 1986. A note on nonparametric tests for the interaction on two- way layouts. Biomet. J. 28:67-72.
14. Lu, H. Y. 1995. PC-SAS program for estimation Huhn nonparametric stability statistics. Agron. J. 87: 888-891.
15. Nassar, R. & M. Huhn. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. Biometrics 43:45-53.
16. Rao, A.R. & V.T. Prabhakaran. 2000. On some useful interrelationships among common stability parameters. Indian J. Genet. 60:25-36.
17. Thennarasu, K. 1995. On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. Indian J. Genet. 60: 433-439.
18. Truberg, B. & M. Huhn. 2000. Contribution to the analysis of genotype by environment interactions: Comparison of different parametric and nonparametric tests for interactions with emphasis on crossover interactions. Agron. & Crop Sci. 185:267-274.