

Genetic Compatibility Analysis of Different Tomato Lines for Fruit Weight and Some Secondary Metabolites

Pages
33-50

J. Rahaii Chokami^{1*}, M. Hassanpour Asil², H. Samizade Lahiji³ and R. Onsineghad⁴

- 1) Ph. D. graduate Student, Department of Horticultural Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran.
- 2) Professor, Department of Horticultural Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran.
- 3) Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Rasht, Iran.
- 4) Assistant Professor, Faculty of Agriculture, Islamic Azad University, Rasht Branch, Rasht, Iran.

*Corresponding author: rahaii85@gmail.com

Received date: 2023.05.10

Accepted date: 2023.08.16

Abstract

Quality indices are important objectives in tomato breeding programs. This study was conducted with the aim of investigating the genetic structure of different tomato lines and hybrids resulting from complete di-allele crosses. In this research, genetic analysis of important traits related to tomato fruit weight and quality such as antioxidant capacity, total flavonoid, total phenol and vitamin C was investigated. Variance analysis of data was conducted using a randomized complete block design and di-allele analysis by Griffing's Method I. The variance analysis of the data revealed highly significant differences between the genotypes for all the studied traits. The variance significance of GCA: SCA ratio for the traits of average fruit weight, total phenol and total flavonoids showed that the contribution of additive effects in controlling these traits is greater than the non-additive effect of genes and the selection method could be effective in improving these traits and leading to cultivars with higher fruit weight, total phenol and flavonoids. In contrast, the traits of vitamin C and antioxidant capacity were controlled by the non-additive effects of genes. Therefore, Given the lower potential for selection to improve these traits, hybridization-based methods can be used to improve these traits.

Keywords: Antioxidant capacity, Flavonoids, Total phenol and Vitamin C.

بررسی ترکیب‌پذیری ژنتیکی لاین‌های مختلف گوجه‌فرنگی برای وزن و برخی متابولیت‌های ثانویه میوه

شماره صفحات

۵۰-۳۳

جمیله رهایی^{۱*}، معظم حسن‌پور اصیل^۲، حبیب‌الله سمیع زاده لاهیجی^۳ و رسول انسی نژاد^۴

(۱) دکتری زیست‌شناسی-سیستماتیک گیاهی، گروه علوم و مهندسی باغبانی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاتانی، ایران.

(۲) کارشناسی ارشد زیست‌شناسی سلولی-تکوین گیاهی، پژوهش‌سرای دانش‌آموزی غدیر، ناحیه ۲ اهواز، ایران.

(۳) دکتری علوم باغبانی-گیاهان زینتی، گروه علوم و مهندسی باغبانی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان، ملاتانی، ایران.

(۴) دکتری زراعت، گروه مهندسی تولید و ژنتیک گیاهی، گروه علوم و مهندسی

* نویسنده مسئول: rahaii85@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰

چکیده

شاخص‌های کیفی از اهداف مهم برنامه اصلاح گوجه‌فرنگی است. این مطالعه باهدف بررسی ساختار ژنتیکی لاین‌های مختلف گوجه‌فرنگی و هیبریدهای حاصل از تلاقی‌های دای‌آلل کامل انجام شد. در این پژوهش تجزیه ژنتیکی صفات مهم مرتبط با وزن و کیفیت میوه گوجه‌فرنگی مانند ظرفیت آنتی‌اکسیدانی، فلاونوئید کل، فنول کل و ویتامین ث مورد بررسی قرار گرفت. تجزیه واریانس داده‌ها در قالب طرح بلوک کامل تصادفی و تجزیه دای‌آلل به روش اول گریفینگ انجام شد. تجزیه واریانس داده‌ها اختلاف بسیار معنی‌داری را در بین ژنوتیپ‌ها برای کلیه صفات مورد مطالعه نشان داد. معنی‌دار بودن نسبت واریانس GCA به SCA برای صفات متوسط وزن میوه، فنول کل و فلاونوئید کل نشان داد که سهم اثرات افزایشی در کنترل این صفات بیشتر از اثر غیر افزایشی ژن‌ها است و روش انتخاب می‌تواند جهت بهبود این صفات و رسیدن به ارقام با وزن میوه، فنول کل و فلاونوئید بیشتر، مفید باشد. درحالی‌که صفات ویتامین ث و ظرفیت آنتی‌اکسیدانی توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شدند؛ بنابراین با توجه به بالا نبودن پتانسیل انتخاب برای این صفات می‌توان از روش‌های مبتنی بر دورگه‌گیری برای اصلاح این صفات استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: ظرفیت آنتی‌اکسیدانی، فلاونوئیدها، فنول کل و ویتامین ث.

مقدمه

گوجه‌فرنگی (*Solanum lycopersicum* L.) دارای بیشترین تولید و مصرف در بین سبزی‌ها در سراسر جهان است. بیش از ۱۸۶ میلیون تن در سال ۲۰۲۰ تولید شد که حدود ۷۵ درصد آن برای بازار تازه خوری تولید شد. همچنین یک مدل برای مطالعه فیزیولوژیکی و ژنتیکی رشد و ترکیب میوه‌های گوشتی است (Bineau *et al.*, 2022). در دهه ۹۰ میلادی افزایش علاقه به کنترل ژنتیکی طعم گوجه‌فرنگی (Bruhn *et al.*, 1991; Causse *et al.*, 2006) جزء اهداف مهم اصلاحی به شمار رفت. هم‌زمان، استفاده از هیبریدها به خاطر پدیده هتروزیس افزایش یافت که در آن هیبریدها عملکرد زراعی برتری را در مقایسه با هر دو لاین والدین نشان می‌دهند. در سال ۲۰۱۸، حدود ۸۹ درصد از انواع گوجه‌فرنگی به‌عنوان هیبرید F1 در اروپا به‌طور تجاری تحت کشت قرار گرفتند (Santamaria and Signore, 2021). کیفیت گوجه‌فرنگی شامل خواص فیزیکی (ظاهر و بافت) و شیمیایی میوه است. مواد متابولیتی میوه گوجه‌فرنگی مانند ویتامین‌ها و ترکیبات فنولی هم به ارزش غذایی و هم به طعم کمک می‌کند (Bineau *et al.*, 2022). از طرفی خواص آنتی‌اکسیدانی آن‌ها به پیشگیری از بیماری‌های قلبی عروقی و انواع سرطان‌ها در انسان نسبت می‌دهند (Giovannucci, 1999). به همین دلیل افزایش عملکرد و کیفیت میوه از جمله اهداف مهم اصلاحی در گوجه‌فرنگی محسوب می‌شود (Kallo and Bepgh, 1985). علاوه بر ساختار ژنتیکی چنین صفاتی، دانستن وراثت مواد متابولیتی برای اصلاحگرانی که به دنبال بهبود طعم و کیفیت غذایی در هیبریدهای خود هستند بسیار بااهمیت است. اولین گام در برنامه اصلاحی یافتن والدینی مناسب جهت انجام تلاقی‌های لازم برای تولید هیبریدهای مناسب است. یکی از روش‌های پرکاربرد در این زمینه روش تلاقی‌های دای‌آل است. با استفاده از این روش می‌توان ترکیب‌پذیری عمومی و خصوصی والدین و نتایج حاصل از آن‌ها برای صفات موردنظر بررسی نمود. برای این منظور با یکی از دو پیش‌فرض ثابت یا تصادفی بودن ژنوتیپ‌های موردبررسی، تجزیه ژنتیکی بر اساس یکی از چهار روش پیشنهادی گریفینگ انجام می‌شود (Sabouri, and Mohammadi-Najad, 2018). با توجه به اهمیت گوجه‌فرنگی و لزوم بهبود عملکرد کمی و کیفی این محصول، تولید ارقام اصلاح‌شده با خواص کیفی بهتر و نیز فراهم آوردن مواد اصلاحی جهت پروژه‌های دورگه‌گیری و اصلاح ارقام ضروری به نظر می‌رسد (Rahaii Chokami *et al.*, 2016). علی‌رغم مطالعات گسترده در زمینه‌ی تولید هیبرید گوجه‌فرنگی در سایر کشورها، در داخل کشور به دلیل نیاز به صرف زمان و هزینه‌های مربوط به عملیات دورگه‌گیری و اصلاح، تاکنون تحقیقات اندکی در این زمینه انجام شده است و عمده بذر مورداستفاده کشاورزان از خارج کشور وارد می‌شود. به‌خصوص که مطالعات اندکی روی ویژگی‌های شیمیایی میوه گوجه‌فرنگی انجام شده است (Fernie *et al.*, 2006) و بیشتر تحقیقات انجام‌شده تاکنون برای ارزیابی اثرات ژنتیکی روی مواد جامد محلول و متابولیت‌های اولیه مانند اسیدهای آمینه، قندها و اسیدهای آلی متمرکز شده است (Rick and Chetelat, 1995). بر این اساس، پژوهش حاضر به‌منظور بررسی ساختار ژنتیکی ارقام مختلف گوجه‌فرنگی و هیبریدهای حاصل از تلاقی‌های دای‌آل کامل انجام شد و هدف از انجام آن، تجزیه ژنتیکی صفات مهم مرتبط با برخی

متابولیت‌های ثانویه مؤثر در کیفیت میوه گوجه‌فرنگی مانند ظرفیت آنتی‌اکسیدانی کل، ترکیبات فنولی، فلاونوئیدها و ویتامین ث به‌منظور انتخاب یک روش اصلاحی مناسب برای اصلاح جمعیت مورد مطالعه و دستیابی به هیبریدهای برتر تجاری از نظر کیفیت میوه گوجه‌فرنگی بود.

مواد و روش‌ها

مواد گیاهی استفاده‌شده در این پژوهش، شامل پنج لاین گوجه‌فرنگی بود که به‌طور تصادفی از مرکز بین‌المللی تحقیقات سبزی‌ها (AVRDC) واقع در تایوان انتخاب و تهیه شدند. اسامی لاین‌ها و علائم اختصاری به‌کاررفته برای آن‌ها در این پژوهش عبارت بودند از:

CLN3126A-7 (E) (B), CLN2071D (C), CLN1462A (D) and CLN1621F (A), CLN2463E

در سال اول عملیات تلاقی روی پنج لاین گوجه‌فرنگی (۵×۵) به‌صورت تلاقی کامل در گلخانه انجام شد. در سال دوم به منظور بررسی اثر هتروزیس و ترکیب پذیری عمومی و خصوصی، بذرها حاصل از تلاقی دای آلل (شامل بذرها حاصل از تلاقی مستقیم F1 و تلاقی معکوس RF1 به همراه پنج والد در ظروف سینی کاشت، کشت شدند. سپس لاین‌ها و هیبریدهای حاصل از آن‌ها در قالب طرح بلوک‌های کاملاً تصادفی با سه تکرار و سه بوته در هر تکرار (در کل ۳۷۵ بوته) به‌صورت گلدانی در گلخانه تحقیقاتی دانشکده علوم کشاورزی دانشگاه گیلان در سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۴ کشت شدند. کلیه عملیات‌های کاشت، داشت و برداشت برای تمامی بوته‌ها به‌صورت یکسان انجام شد. میوه‌ها در مرحله رسیده برداشت و به‌منظور بررسی صفات مورد مطالعه استفاده شدند.

اندازه‌گیری ویتامین ث

غلظت ویتامین ث عصاره میوه بر اساس کاهش رنگ ترکیب ۲، ۶- دی‌کلروفنول ایندوفنول (DCPIP) توسط اسید آسکوربیک طبق روش بور و همکاران (Boor *et al.*, 2006) اندازه‌گیری شد. صد میلی‌گرم عصاره خشک‌شده در متانول با ۱۰ میلی‌لیتر متافسفریک اسید ۱٪ مخلوط گردید. سپس عصاره پالایه شد و ۱ میلی‌لیتر عصاره به ۹ میلی‌لیتر DCPIP با غلظت ۵۰ μM اضافه و جذب در ۵۱۵ نانومتر قرائت گردید. میزان اسید آسکوربیک بر اساس منحنی استاندارد با غلظت‌های مختلف اسید آسکوربیک اندازه‌گیری شد. مقدار ویتامین ث برحسب میلی‌گرم اسید آسکوربیک در ۱۰۰ گرم وزن میوه محاسبه گردید.

اندازه‌گیری فنول کل

میزان کل ترکیبات فنولی در عصاره سبزی‌ها بر اساس روش بور و همکاران (Boor *et al.*, 2006) انجام شد. عصاره‌گیری از میوه گوجه‌فرنگی (۰/۱ گرم) به‌وسیله ۵ میلی‌لیتر از حلال متانول-آب (۶۰-۴۰) اسیدی حاوی اسید کلریدریک (۰/۳ درصد)

انجام گردید. محلول حاصل (۱۰۰ میکرو لیتر) به ۲ میلی‌لیتر محلول کربنات سدیم (۲٪) اضافه گردید. پس از ۲ دقیقه ۱۰۰ میکرو لیتر معرف فولین-سیوکالتیو^۲ ۵۰٪ به مخلوط اضافه گردید و برای ۳۰ دقیقه در دمای اتاق نگهداری شد. سپس میزان جذب نمونه‌ها در طول موج ۷۵۰ نانومتر قرائت گردید. منحنی استاندارد با استفاده از اسید گالیک (۱۰۰۰-۵۰ mg/L) به دست آمد. میزان فنول کل از روی میزان جذب نمونه برحسب میلی‌گرم اسید گالیک در ۱۰۰ گرم بافت تازه بیان شد.

اندازه‌گیری میزان فلاونوئید

از روش سنجش اسپکتروفوتومتری برای تعیین مقدار کمی فلاونوئید که به‌وسیله بور و همکاران (Boor *et al.*, 2006) توضیح داده‌شده استفاده گردید. یک میلی‌لیتر از عصاره (۲۰۰ µg/mL) به ۵/۷ میلی‌لیتر آب مقطر و ۳ میلی‌لیتر نیتريت سدیم ۵٪ اضافه گردید. پس از ۵ دقیقه، ۳ میلی‌لیتر کلرید آلومینیم ۱۰٪ اضافه شد. ۶ دقیقه بعد، ۲ میلی‌لیتر از محلول حاصل را به ۲ میلی‌لیتر هیدروکسید سدیم یک نرمال اضافه گردید. مقدار جذب در طول موج ۵۱۰ نانومتر اندازه‌گیری شد. کاتچین به‌عنوان استاندارد برای منحنی کالیبراسیون استفاده گردید.

اندازه‌گیری ظرفیت آنتی‌اکسیدانی کل

ظرفیت آنتی‌اکسیدانی میوه‌ها به روش مهار رادیکال‌های آزاد محلول ۲ و ۲ دی فنیل ۱- پیکریل هیدرازیل^۳ (DPPH) (Ghasemnezhad *et al.*, 2011) اندازه‌گیری شد. برای این منظور با استفاده از سمپلر مقدار ۵۰ میکرو لیتر از عصاره میوه گوجه‌فرنگی داخل لوله‌های فالکون کوچک ریخته شد و به آن ۹۵۰ میکرو لیتر محلول (۶/۲۵×۱۰^{-۵}M) DPPH اضافه شد. محلول حاصل به‌سرعت به هم زده شد و سپس به مدت ۱۵ دقیقه در دمای اتاق در شرایط تاریکی نگهداری گردید. پس‌از آن میزان جذب استاندارد و نمونه‌ها در طول موج ۵۱۵ نانومتر تعیین شد. فعالیت آنتی‌اکسیدانی بر اساس کاهش جذب نسبت به کنترل برحسب درصد قدرت مهارکنندگی DPPH طبق فرمول زیر بیان گردید:

$$\% \text{DPPH}_s = \frac{(A_{\text{cont}} - A_{\text{samp}})}{A_{\text{cont}}} \times 100$$

در این رابطه، %DPPH_{sc} = درصد بازدارندگی، A_{cont} = میزان جذب DPPH، A_{samp} = میزان جذب (نمونه + DPPH). برای صفاتی که پس از تجزیه واریانس، تفاوت بین ژنوتیپ‌ها در آن‌ها معنی‌دار بود، تجزیه دای‌آل به روش گریفینگ

(Griffing, 1956) انجام شد. در این روش از کلیه ترکیبات ممکن به همراه والدین آن‌ها (n) والد، $\frac{n(n-1)}{2}$ تلاقی مستقیم

و $\frac{n(n-1)}{2}$ تلاقی معکوس) برای انجام تجزیه استفاده شد که در نتیجه n^2 ترکیب یا ژنوتیپ خواهیم داشت.

$$Y_{ij} = \mu + gca_i + gca_j + sca_{ij} + r_{ij} + e_{ij}$$

²- Folin- Ciocalteu

³- 2, 2-diphenyl-1-picrylhydrazyl

در این رابطه، Y_{ij} ، $i, j = 1, 2, \dots, n$ ارزش مشاهده شده‌ی صفت، μ میانگین جمعیت، gca_i ترکیب‌پذیری عمومی والد i ، gca_j ترکیب‌پذیری عمومی والد j ، sca_{ij} ترکیب‌پذیری خصوصی تلاقی ij و $sca_{ji} = sca_{ij}$ ، r_{ij} اثر متقابل تلاقی ij و $r_{ji} = -r_{ij}$ و e_{ij} باقیمانده یا خطای آزمایش مشاهده ij است.

در این روش، اثرات ترکیب‌پذیری عمومی هر والد، ترکیب‌پذیری خصوصی هر تلاقی و همچنین اثرات مادری تلاقی‌های مختلف از روابط زیر برآورد شد (Farshadfar, 1998):

$$\hat{gca}_i = \frac{1}{2n}(y_{i\cdot} + y_{\cdot j}) - \frac{1}{n^2} y_{\cdot\cdot} \cdot sca_{ij} = \frac{1}{2}(y_{ij} + y_{ji}) - \frac{1}{2n}(y_{i\cdot} + y_{\cdot i} + y_{\cdot j} + y_{\cdot j}) + \frac{1}{n^2} y_{\cdot\cdot} \cdot \hat{r}_{ij} = \frac{1}{2}(y_{ij} - y_{ji})$$

واریانس این اثرات نیز از طریق روابط زیر برآورد گردید (Farshadfar, 1998):

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{gca}_i) &= \frac{n-1}{2n^2} M'_e; & \text{Var}(\hat{gca}_i - \hat{gca}_j) &= \frac{1}{n} M'_e; & \text{Var}(\hat{sca}_{ij}) &= \frac{1}{2n^2} (n^2 - 2n + 2) M'_e; \\ \text{Var}(\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{ik}) &= \frac{n-1}{n} M'_e; & \text{Var}(\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{kl}) &= \frac{n-2}{n} M'_e; & \text{Var}(\hat{r}_{ij}) &= \frac{1}{2} M'_e; \\ \text{Var}(\hat{r}_{ij} - \hat{r}_{kl}) &= \frac{1}{2} M'_e \end{aligned}$$

در این رابطه M'_e میانگین مربعات اشتباه است

برای آزمون معنی‌داری اثرات نیز آزمون t استیودنت استفاده شد (Mather and Jinks, 1971):

$$\begin{aligned} t &= \frac{\hat{gca}_i}{\sqrt{\text{Var}(\hat{gca}_i)}}; & t &= \frac{\hat{gca}_i - \hat{gca}_j}{\sqrt{\text{Var}(\hat{gca}_i - \hat{gca}_j)}}; & t &= \frac{\hat{sca}_{ij}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{sca}_{ij})}}; & t &= \frac{\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{ik}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{ik})}}; \\ t &= \frac{\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{kl}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{sca}_{ij} - \hat{sca}_{kl})}}; & t &= \frac{\hat{r}_{ij}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{r}_{ij})}}; & t &= \frac{\hat{r}_{ij} - \hat{r}_{kl}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{r}_{ij} - \hat{r}_{kl})}} \end{aligned}$$

در این رابطه، gca_i ، $i, j = 1, 2, \dots, n$ اثرات ترکیب‌پذیری عمومی والد i ، sca_{ij} اثرات ترکیب‌پذیری خصوصی تلاقی

ij و r_{ij} اثر متقابل تلاقی ij است. تجزیه واریانس این روش در جدول ۱ نشان داده شده است (Farshadfar, 1998);

(Sabouri, and Mohammadi-Najad, 2018).

جدول ۱- تجزیه واریانس روش اول گریفینگ در قالب مدل ثابت (مدل I) و تصادفی (مدل II)

Table 1- Variance analysis of the Griffing's Method I in the form of fixed (model I) and random model (model II)

S.V	df	SS	MS	مدل I	مدل II
gca	$n-1$	SS_{gca}	MS_{gca}	$\sigma_e^2 + \left(\frac{1}{n-1}\right) \sum_i gca_i^2$	$\sigma_e^2 + \frac{2(n-1)}{n} \sigma_{sca}^2 + 2n\sigma_{gca}^2$
sca	$\frac{n(n-1)}{2}$	SS_{sca}	MS_{sca}	$\sigma_e^2 + \left(\frac{2}{n(n-1)}\right) \sum_i \sum_j sca_{ij}^2$	$\sigma_e^2 + \frac{2(n^2-n+1)}{n^2} \sigma_{sca}^2$
rec	$\frac{n(n-1)}{2}$	SS_r	MS_r	$\sigma_e^2 + 2\left(\frac{2}{n(n-1)}\right) \sum_{i<j} \sum_j r_{ij}^2$	$\sigma_e^2 + 2\sigma_r^2$
Err or	m	SS_e	M'_e	σ_e^2	σ_e^2

از طریق معادلات زیر محاسبه شد (Mather and Jinks, 1971; Farshadfar, 1998): SS_r و SS_{sca} ، SS_{gca}

$$SS_{gca} = \frac{1}{2n} \sum_i (y_{i\cdot} + y_{\cdot i})^2 - \frac{2}{n^2} y_{\cdot\cdot}^2$$

$$SS_{sca} = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j y_{ij} (y_{ij} + y_{ji}) - \frac{1}{2n} \sum_i (y_{i\cdot} + y_{\cdot i})^2 + \frac{1}{n^2} y_{\cdot\cdot}^2$$

$$SS_{rec} = \frac{1}{2} \sum_i \sum_{i<j} (y_{ij} - y_{ji})^2$$

در این فرمول‌ها، n برابر با تعداد والدین بوده و y_{ij} ارزش مشاهده شده فرد ij ام، y_{ji} ارزش مشاهده شده فرد ji ام، $y_{i\cdot}$ جمع ارزش مشاهدات در تمام سطوح j ، $y_{\cdot i}$ جمع ارزش مشاهدات در تمام سطوح i و $y_{\cdot\cdot}$ جمع ارزش‌های تمام مشاهدات می‌باشند. برآورد اجزای واریانس به وسیله هم‌ارز سازی مشاهدات برای مربع میانگین‌ها صورت گرفته و به صورت زیر

انجام شد (Mather and Jinks, 1971; Farshadfar, 1998):

$$\hat{\sigma}_{gca}^2 = \frac{1}{2n} \left[MS_{gca} - \frac{M'_e + n(n-1)MS_{sca}}{n^2 - n + 1} \right] \quad \hat{\sigma}_{sca}^2 = \frac{n^2}{2(n^2 - n + 1)} (MS_{sca} - M'_e) \quad \hat{\sigma}_r^2 = \frac{1}{2} (MS_r - M'_e)$$

که در این روابط $\hat{\sigma}_{gca}^2$ واریانس قابلیت ترکیب پذیری عمومی، $\hat{\sigma}_{sca}^2$ واریانس قابلیت ترکیب پذیری خصوصی و $\hat{\sigma}_r^2$ واریانس

تلاقی‌های متقابل است (Sabouri, and Mohammadi-Najad, 2018). برای آزمون فرض پیرامون هر یک از این واریانس‌ها

از جدول ۲ استفاده شد (Mather and Jinks, 1971; Farshadfar, 1998).

جدول ۲- آزمون فرض واریانس‌ها در روش اول گریفینگ

Table 2- Variance assumption test in the Griffing's Method I

The degree of freedom of the denominator	The degree of freedom of the nominator	F test	Hypothesis testing
r	$\frac{n(n-1)}{2}$	$\frac{MS_r}{M'_e}$	$\sigma_r^2 = 0$
r	$\frac{n(n-1)}{2}$	$\frac{MS_{sca}}{M'_e}$	$\sigma_{sca}^2 = 0$
df_{MS^*}	$n-1$	$\frac{MS_{gca}}{MS^*}$	$\sigma_{gca}^2 = 0$

$$MS^* = (1-A)M'_e + AMS_{sca}$$

$$df_{MS^*} = \frac{mn^3(n-1)[n+2(n-1)k]^2}{n^5(n-1)(1-A)^2 + 2mA^2(n^2+2ck)^2}$$

$$A = \frac{n(n-1)}{n^2-n+1}$$

$$k = \frac{n^2}{2c} \left(\frac{MS_{sca} - M'_e}{M'_e} \right)$$

$$c = n^2 - n + 1 \quad \text{و} \quad m = df_{Error}$$

MS^* : The mean square for the difference of variance test is general combinability with zero ($\sigma_{gca}^2 = 0$) (Sabouri and Mohammadi-Nejad, 2008).

کلیه محاسبات با نرم افزار SAS05 - DIALLEL انجام شد.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس داده‌ها در قالب طرح بلوک کامل تصادفی نشان داد که بلوک اثر معنی‌داری بر روی هیچ‌کدام از صفات اندازه‌گیری شده نداشت در نتیجه داده‌ها در قالب طرح کاملاً تصادفی تجزیه شد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس اختلاف بسیار معنی‌داری در میان لاین‌ها و هیبریدهای حاصل از آن‌ها برای همه صفات مورد مطالعه نشان داد (جدول ۳). مقایسه میانگین با روش LSD ($P < 0.05$) برای تمام صفات در جدول ۴ ارائه شده است. تفاوت معنی‌داری بین نسل‌ها به‌ویژه در میان والدین برای صفات اندازه‌گیری شده وجود داشت.

متوسط وزن میوه

نتایج تجزیه واریانس متوسط وزن میوه در جدول ۳ نشان داده شده است. میانگین مربعات ژنوتیپ‌ها در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. میانگین متوسط وزن میوه برای والدین از ۱۴/۱۶ تا ۶۹/۰۷ گرم و برای نتاج حاصل از تلاقی‌ها از ۱۰/۷۲ تا ۹۴/۸۳ گرم متغیر بود (جدول ۴). لاین‌های D و B به ترتیب کمترین و بیشترین متوسط وزن میوه را در بین والدین دارا بودند.

نتایج حاصل از تلاقی بین لاین‌های D و C کمترین و B و D بیشترین میانگین وزن میوه را دارا بود.

جدول ۳- نتایج تجزیه واریانس صفات مورد مطالعه در ژنوتیپ‌های گوجه فرنگی

Table 3- The results of variance analysis of studied traits in tomato genotypes

Sources of Variation	df	MS				
		Mean fruit weight	Antioxidant Capacity	Total phenols	Flavonoids	Ascorbic acid
Lines and their hybrids	24	1742.18**	388.71**	461.29**	7693.11**	48.55**
error	50	9.31	6.54	4.19	4.26	0.83
Coefficient of variation (%)	-	8.72	3.47	7.79	3.43	8.55

** , * , ns, indicate significant at $p < 0.01$, $p < 0.05$, and nonsignificant, respectively.

جدول ۴- نتایج مقایسه میانگین ژنوتیپ‌ها برای صفات مورد مطالعه

Table 4- The results of the comparison of genotype averages for the studied traits

Genotypes	Mean fruit weight (g)	Antioxidant Capacity (mg (%DPPHsc)	Total phenols		Flavonoids (mg Catechin 100g ⁻¹ FW)	Ascorbic acid (mg 100g ⁻¹ FW)
			Gallic acid	100g ⁻¹ FW)		
A×A	27.37	77.36		176.76	43.53	12.99
A×B	21.79	77.94		167.92	56.10	13.65
A×C	27.60	75.54		163.63	32.24	6.56
A×D	18.10	78.27		160.10	42.77	13.31
A×E	22.98	78.08		151.39	56.95	16.34
B×A	15.31	78.27		54.32	24.71	15.27
B×B	14.16	76.45		58.65	29.93	9.61
B×C	19.43	76.02		55.75	27.08	5.42
B×D	12.82	77.98		63.95	31.99	17.20
B×E	19.52	77.46		53.35	24.38	6.73
C×A	21.54	77.26		40.86	23.55	7.74
C×B	19.07	77.26		36.95	21.49	5.99
C×C	15.35	76.32		37.71	22.95	8.08
C×D	10.72	77.31		55.01	29.54	6.60
C×E	16.67	77.62		47.04	29.50	9.50
D×A	63.54	76.47		32.66	18.96	14.77
D×B	94.83	36.15		30.26	12.32	6.90
D×C	59.49	77.20		33.29	19.50	16.69
D×D	69.07	77.67		26.48	14.41	12.41
D×E	75.37	75.79		32.15	13.94	16.15
E×A	54.17	76.94		39.35	17.73	11.05
E×B	17.35	76.47		43.76	20.86	10.92
E×C	39.22	76.52		36.07	14.85	10.25
E×D	68.70	75.89		35.18	11.95	8.13
E×E	65.34	75.12		37.83	15.57	3.74
LSD (P≤0.05)	5.00	4.19		3.76	3.35	1.49

میانگین مربعات قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی و خصوصی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). لذا این صفت تحت کنترل اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها قرار دارد. معنی‌دار بودن نسبت واریانس GCA به SCA برای این صفت نشان داد که سهم اثرات افزایشی در کنترل این صفت بیشتر از اثر غیر افزایشی ژن‌ها است. نسبت بیکر نیز برای این صفت برابر ۰/۹۳ بود و نشان داد که سهم اثرات افزایشی بیشتر از اثرات غیر افزایشی ژن‌ها در کنترل این صفت است. Wang *et al.*, (1998) نیز گزارش کردند که هر دو اثرات افزایشی و غیر افزایشی در کنترل متوسط وزن میوه نقش دارند. Saleem *et al.*, (2013) نیز سهم بیشتر اثرات افزایشی را در کنترل وزن میوه گزارش کردند. در حالی که Kumar و Dhaliwal *et al.*, (2004) نیز سهم بیشتر اثرات افزایشی را در کنترل وزن میوه گزارش کردند که در تضاد با یافته‌های *et al.*, (2015) نقش اثرات غیر افزایشی در کنترل وزن میوه را مؤثرتر از اثرات افزایشی گزارش کردند که در تضاد با یافته‌های این تحقیق است.

جدول ۵- تجزیه واریانس ترکیب‌پذیری عمومی و خصوصی صفات اندازه‌گیری شده گوجه‌فرنگی در روش اول گریفینگ تحت مدل با اثرات ثابت

Table 5- Variance analysis of general and specific combinability ability of measured traits of tomato in the Griffing's Method I under the model with fixed effects

Sources of Variation	df	MS				
		Mean fruit weight	Antioxidant Capacity	Total phenols	Flavonoids	Ascorbic acid
General Combining Ability (GCA)	4	2.23**	449.53**	0.96**	553.33**	60.11**
Specific Combining Ability (SCA)	10	0.32**	261.33**	0.14**	92.62**	19.04**
Interaction effects	10	0.01 ^{ns}	150.29**	0.001 ^{ns}	12.09 ^{ns}	32.39**
Experimental Error	48	0.03	50.25	0.02	29.35	2.06
MS _{GCA} /MS _{SCA}		7.01**	1.72 ^{ns}	6.72**	5.97*	3.16 ^{ns}
(1978) Baker's ratio		0.93	0.77	0.93	0.92	0.86

** , * , ^{ns}, indicate significant at $p < 0.01$, $p < 0.05$, and nonsignificant, respectively.

جدول ۶ اثرات GCA والدین و SCA هیبریدها را در روش اول گریفینگ نشان می‌دهد. والدین A، D و E دارای GCA مثبت و معنی‌داری بودند و نشان می‌دهند که این لاین‌ها می‌توانند باعث افزایش متوسط وزن میوه در نتاج خود شوند. ارقام B و C دارای GCA منفی و معنی‌دار بودند، لذا این والدین می‌توانند باعث کاهش متوسط وزن میوه در نتایج خود شوند. تلاقی D×A دارای SCA منفی و معنی‌داری بود با وجود اینکه والدین این تلاقی دارای GCA مثبت و معنی‌داری بودند، همچنین تلاقی B×C دارای SCA مثبت و معنی‌دار بود در حالی که والدین B و C دارای GCA منفی می‌باشد که احتمالاً این می‌تواند به دلیل کنترل این صفت توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها باشد.

جدول ۶- ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) والدین (روی قطر) و خصوصی (SCA) هیبریدها (بالای قطر) برای صفت متوسط وزن میوه گوجه‌فرنگی به روش اول گریفینگ

Table 6- General compatibility (GCA) of parents (on the diameter) and private (SCA) hybrids (above the diameter) for the trait of average tomato fruit weight by the Griffing's Method I

Parents	A	B	C	D	E
A	0.06 *	0.11 *	0.14 *	- 0.48 **	0.07 ^{ns}
B	- 0.05 ^{ns}	- 0.40 **	0.19 **	- 0.10 ^{ns}	- 0.12 *
C	0.01 ^{ns}	- 0.05 ^{ns}	- 0.13 **	0.11 *	- 0.05 ^{ns}
D	0.02 ^{ns}	- 0.02 ^{ns}	- 0.03 ^{ns}	0.26 **	0.02 ^{ns}
E	- 0.02 ^{ns}	0.01 ^{ns}	- 0.02 ^{ns}	- 0.01 ^{ns}	0.21 **

** , * and ns, indicate significant at $p < 0.01$, $p < 0.05$, and nonsignificant, respectively.

ظرفیت آنتی‌اکسیدانی

نتایج آنالیز تجزیه واریانس برای این صفت در جدول ۳ نشان داده شده است و آزمون F نشان داد که بین ژنوتیپ‌ها تفاوت معنی‌داری در سطح احتمال یک درصد وجود دارد. میانگین ظرفیت آنتی‌اکسیدانی برای والدین بین ۷۵/۱۲ تا ۷۷/۳۶ درصد و برای نتایج حاصل از تلاقی بین ۳۶/۱۵ تا ۷۸/۲۸ درصد متغیر بود (جدول ۴). لاین‌های والدینی E و A به ترتیب کمترین و بیشترین ظرفیت آنتی‌اکسیدانی را دارا بودند. همچنین نتایج حاصل از تلاقی بین B و D و B و A به ترتیب کمترین و بیشترین ظرفیت آنتی‌اکسیدانی را دارا بود. میانگین مربعات قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) و خصوصی (SCA) (جدول ۵) در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود و نشان داد که این صفت توسط اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شود. پایین بودن نسبت واریانس GCA به SCA حاکی از کنترل این صفت توسط سهم بیشتر اثرات غیر افزایشی ژن‌ها بود. نسبت بیکر هم برای این صفت برابر با ۰/۷۷ بود و سهم بیشتر اثرات غیر افزایشی ژن‌ها در کنترل این صفت می‌تواند از روش‌های اصلاحی مبتنی بر دورگه‌گیری در بهبود این صفت استفاده نمود. اثرات GCA والدین و SCA تلاقی‌ها در جدول ۷ نشان داده شده است. لاین D دارای GCA مثبت و معنی‌داری بود، لذا این والدین باعث افزایش ظرفیت آنتی‌اکسیدانی در نتایج خود شود و بنابراین از این والد می‌توان در برنامه‌های به‌نژادی استفاده نمود. لاین‌های C و E دارای GCA منفی و معنی‌داری بود، بنابراین این والد قابلیت انتقال کاهش ظرفیت آنتی‌اکسیدانی را به نتایج خود دارا می‌باشد. معنی‌دار نبودن GCA بقیه والدین نشان می‌دهد که این والدین تأثیری بر نتایج نسل بعد خود ندارند. تلاقی A×E دارای SCA مثبت و معنی‌داری بود در حالی که والدین آن دارای GCA مثبت بودند و این می‌تواند به دلیل کنترل ژنتیکی این صفت توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها باشد.

فنول کل

نتایج تجزیه واریانس فنول کل در جدول ۳ نشان داده شده است. آزمون F نشان داد که بین ژنوتیپ‌ها تفاوت معنی‌داری

در سطح احتمال یک درصد وجود دارد. میانگین فنول کل برای والدین بین ۲۶/۴۸ (mg Gallic acid 100g⁻¹ FW) برای والد D تا ۱۷۶/۷۶ (mg Gallic acid 100g⁻¹ FW) برای والد A متغیر بود (جدول ۴). همچنین نتاج حاصل از تلاقی بین لاین‌های B و D با میانگین فنول ۳۰/۲۶ (mg Gallic acid 100g⁻¹ FW) کمترین فنول کل و نتاج حاصل از تلاقی بین ارقام A و B با میانگین فنول ۱۶۷/۹۲ (mg Gallic acid 100g⁻¹ FW) بیشترین فنول کل را در بین دیگر نتاج حاصل از تلاقی‌ها دارا بودند.

جدول ۷- ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) والدین (روی قطر) و خصوصی (SCA) هیبریدها (بالای قطر) برای صفت ظرفیت آنتی‌اکسیدانی گوجه‌فرنگی به روش اول گریفینگ

Table 7- General compatibility (GCA) of parents (on the diameter) and private (SCA) hybrids (above the diameter) for the trait of antioxidant capacity of tomato fruit by the Griffing's Method I

Parents	A	B	C	D	E
A	- 0.94 ^{ns}	- 5.54 [*]	- 8.32 ^{**}	1.72 ^{ns}	5.90 [*]
B	4.00 ^{ns}	1.81 ^{ns}	3.79 ^{ns}	3.31 ^{ns}	4.60 ^{ns}
C	-0.30 ^{ns}	- 1.40 ^{ns}	- 3.90 ^{**}	- 0.74 ^{ns}	1.56 ^{ns}
D	0.80 ^{ns}	13.02 ^{**}	- 1.38 ^{ns}	5.76 ^{**}	- 12.87 ^{**}
E	- 1.18 ^{ns}	1.90 ^{ns}	0.56 ^{ns}	7.42 [*]	- 2.72 ^{**}

^{**}, ^{*} and ^{ns}, indicate significant at $p < 0.01$, $p < 0.05$, and nonsignificant, respectively.

واریانس قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) و خصوصی (SCA) در جدول ۵ نشان داده شده است. معنی‌دار بودن این واریانس‌ها در سطح احتمال یک درصد در هر دو روش حاکی از کنترل این صفت توسط اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها بود. معنی‌دار بودن نسبت واریانس GCA به SCA نشان داد که در کنترل ژنتیکی این صفت نقش اثر افزایشی بیشتر از اثرات غیر افزایشی ژن‌ها است. نسبت بیکر نیز برای این صفت برابر ۰/۹۳ بود و حاکی از کنترل این صفت توسط اثرات افزایشی و غیر افزایشی با سهم بیشتر اثر افزایشی ژن‌ها بود. اثرات قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) والدین و خصوصی (SCA) تلاقی‌ها در جدول ۸ نشان داده شده است. اثرات GCA لاین A مثبت و معنی‌دار بود و حاکی از این بود که این والد می‌تواند باعث انتقال صفت افزایش فنول کل به نتاج خود گردد. اثرات GCA لاین‌های C، D و E منفی و معنی‌دار بود، لذا این والدها باعث کاهش فنول کل در نتاج خود خواهند شد. تلاقی C×D دارای SCA مثبت و معنی‌داری بود در حالی که والدین آن دارای GCA منفی و معنی‌داری بودند که این می‌تواند به دلیل کنترل این صفت توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها باشد. شاید بتوان در نسل‌های پیشرفته از این تلاقی‌ها گیاهانی با فنول کل مناسب را انتخاب نمود.

فلاونوئید کل

نتایج تجزیه واریانس فلاونوئید کل در جدول ۳ نشان داده شده است. آزمون F برای این صفت در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود و نشان داد که بین تیمارهای به‌کاررفته در آزمایش تفاوت معنی‌داری وجود دارد. لذا می‌توان تغییرات ژنتیکی

موجود بین ژنوتیپ‌ها را به دو جزء واریانس افزایشی و غیر افزایشی تقسیم نمود. میانگین فلاونوئید کل والدین بین ۴۳/۵۳ تا ۵۶/۹۵ (mg Catechin 100g⁻¹ FW) و میانگین نتاج حاصل از تلاقی‌ها بین ۱۱/۹۵ تا ۵۶/۹۵ (mg Catechin 100g⁻¹ FW) متغیر بود. کمترین و بیشترین فلاونوئید کل در میان والدین مربوط به لاین‌های D و A بود (جدول ۴). همچنین نتاج حاصل از تلاقی E×D کمترین و A×E بیشترین فلاونوئید کل را دارا بود.

جدول ۸- ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) والدین (روی قطر) و خصوصی (SCA) هیبریدها (بالای قطر) برای صفت فنول کل گوجه‌فرنگی به روش اول گریفینگ

Table 8- General compatibility (GCA) of parents (on the diameter) and private (SCA) hybrids (above the diameter) for the trait of total phenol of tomato fruit by the Griffing's Method I

Parents	A	B	C	D	E
A	0.30 **	- 0.18 **	- 0.16 **	0.02 ns	0.29 **
B	- 0.02 ns	0.01 ns	- 0.04 ns	0.12 **	0.06 ns
C	0.01 ns	0.01 ns	- 0.09 **	0.16 **	- 0.05 ns
D	- 0.01 ns	- 0.01 ns	0.00 ns	- 0.14 **	- 0.13 **
E	- 0.01 ns	0.01 ns	0.01 ns	- 0.03 ns	- 0.09 **

**and ns, indicate significant at $p < 0.01$ and nonsignificant, respectively.

برای تفکیک اثرات افزایشی و غیر افزایشی از فن دای‌آل به روش اول گریفینگ استفاده گردید. واریانس‌های قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) و خصوصی (SCA) فلاونوئید کل در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵)؛ بنابراین این صفت توسط اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شود. معنی‌دار بودن نسبت واریانس GCA به SCA دلالت بر این دارد که فلاونوئید کل بیشتر توسط اثرات افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شود. نسبت بیکر محاسبه‌شده برای این صفت نیز برابر با ۰/۹۲ بود و نزدیک بودن این نسبت به یک نیز نشان می‌دهد که اثر افزایشی ژن‌ها در کنترل این صفت سهم بیشتری دارد. با توجه به این که گزینش در مورد صفاتی که دارای واریانس افزایشی قابل ملاحظه‌ای هستند می‌تواند موفقیت‌آمیز باشد، بنابراین روش‌های اصلاحی مبتنی بر انتخاب می‌تواند جهت بهبود این صفت و رسیدن به ارقام با فلاونوئید کل بیشتر مفید باشد. اثرات GCA والدین و SCA تلاقی‌ها برای این صفت به روش اول گریفینگ در جدول ۹ نشان داده شده است. لاین A دارای اثرات مثبت و معنی‌دار GCA بود. مثبت و معنی‌دار بودن اثرات GCA برای این والد نشان داد که این والدین می‌توانند فلاونوئید کل بیشتری را به نتاج خود انتقال دهند. لاین E دارای اثرات منفی و معنی‌دار GCA بود.

اسید آسکوربیک

نتایج تجزیه واریانس اسید آسکوربیک در جدول ۳ نشان داده شده است. میانگین مربعات ژنوتیپ‌ها در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. میانگین اسید آسکوربیک برای والدین از ۳/۷۴ تا ۱۲/۹۹ (mg 100g⁻¹ FW) و برای نتاج حاصل از تلاقی‌ها از ۵/۴۲ تا ۱۷/۲۰ (mg 100g⁻¹ FW) متغیر بود (جدول ۴). لاین‌های E و A به ترتیب کمترین و بیشترین میزان اسید

آسکوربیک را در بین والدین دارا بودند. نتایج حاصل از تلاقی بین ارقام B و C کمترین و D و B بیشترین اسید آسکوربیک را دارا بود.

جدول ۹- ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) والدین (روی قطر) و خصوصی (SCA) هیبریدها (بالای قطر) برای صفت فلاونوئید کل گوجه‌فرنگی به روش اول گریفینگ

Table 9- General compatibility (GCA) of parents (on the diameter) and private (SCA) hybrids (above the diameter) for the trait of flavonoid of tomato fruit by the Griffing's Method I

Parents	A	B	C	D	E
A	6.55 **	2.81 ^{ns}	1.04 ^{ns}	- 1.26 ^{ns}	4.39 *
B	0.69 ^{ns}	1.32 ^{ns}	- 6.21 **	4.26 *	- 0.10 ^{ns}
C	0.72 ^{ns}	0.30 ^{ns}	- 1.39 ^{ns}	4.32 *	1.50 ^{ns}
D	- 0.10 ^{ns}	- 0.16 ^{ns}	0.20 ^{ns}	- 1.48 ^{ns}	- 3.30 ^{ns}
E	- 0.39 ^{ns}	0.10 ^{ns}	0.33 ^{ns}	4.33 *	- 4.99 **

** , * and ^{ns}, indicate significant at $p < 0.01$, $p < 0.05$, and nonsignificant, respectively.

میانگین مربعات قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی و خصوصی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). لذا این صفت تحت کنترل اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها قرار دارد. پایین بودن نسبت واریانس GCA به SCA برای این صفت نشان داد که سهم اثرات غیر افزایشی در کنترل این صفت بیشتر از اثر افزایشی ژن‌ها است. نسبت بیکر نیز برای این صفت برابر ۰/۸۶ بود و نشان داد که سهم اثرات غیر افزایشی بیشتر از اثر افزایشی ژن‌ها در کنترل این صفت است. Dagade and Dhaduk, (2016) مشاهده کردند که ویتامین ث تحت تأثیر اثرات غیر افزایشی ژن‌ها قرار دارد و وراثت‌پذیری پایینی نشان داد. نتایج این تحقیق مطابق با یافته‌های (1981) Bhutani, (1984) Das *et al.*, (2011) Biswas *et al.*, و Akhtar and Hazra, (2013) است که گزارش کردند اثرات افزایشی و غیر افزایشی در کنترل اسید آسکوربیک میوه نقش دارند اما نقش اثرات غیر افزایشی بیشتر است و در تقابل با یافته‌های (2007) Zheng *et al.* است که مشاهده کرد که اسید آسکوربیک بیشتر با اثرات افزایشی ژن کنترل می‌شود. این تناقضات می‌تواند در ارتباط با اثرات محیطی و نوع والدین شرکت‌کننده در تلاقی باشد. جدول ۱۰ اثرات GCA والدین و SCA هیبریدها را در روش اول گریفینگ نشان می‌دهد. لاین‌های والدینی A و D دارای GCA مثبت و معنی‌داری بودند و نشان می‌دهند که این لاین‌ها می‌توانند باعث افزایش اسید آسکوربیک در نتایج خود شوند. لاین‌های C و E دارای GCA منفی و معنی‌دار بودند، لذا این والدین می‌توانند باعث کاهش اسید آسکوربیک در نتایج خود شوند. تلاقی C×E دارای SCA مثبت و معنی‌داری بود با وجود اینکه والدین این تلاقی دارای GCA منفی و معنی‌داری بودند که این می‌تواند به دلیل کنترل این صفت توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها باشد.

جدول ۱۰- ترکیب پذیری عمومی (GCA) والدین (روی قطر) و خصوصی (SCA) هیبریدها (بالای قطر) برای صفت اسید آسکوربیک گوجه فرنگی به روش اول گریفینگ

Table 10- General compatibility (GCA) of parents (on the diameter) and private (SCA) hybrids (above the diameter) for the trait of ascorbic acid of tomato fruit by the Griffing's Method I

Parents	A	B	C	D	E
A	1.43**	1.75**	2.52**	-0.15 ^{ns}	1.84**
B	-1.06 ^{ns}	-0.46 ^{ns}	-1.80**	0.13 ^{ns}	-0.21 ^{ns}
C	-0.48 ^{ns}	-0.23 ^{ns}	-1.71**	1.05*	1.89**
D	-0.59 ^{ns}	4.17**	-4.09**	1.50**	0.51 ^{ns}
E	2.14**	-1.70**	-0.30 ^{ns}	3.25**	-0.76**

** and ^{ns}, indicate significant at $p < 0.01$ and nonsignificant, respectively.

نتیجه‌گیری کلی

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که برای صفات متوسط وزن میوه، فنول کل و فلاونوئید کل، سهم اثرات افزایشی در کنترل این صفات بیشتر از اثر غیر افزایشی ژن‌ها است و روش انتخاب می‌تواند جهت بهبود این صفات و رسیدن به ارقام با وزن میوه، فنول کل و فلاونوئید بیشتر، مفید باشد. درحالی‌که صفات ویتامین ث و ظرفیت آنتی‌اکسیدانی توسط اثرات غیر افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شدند و می‌توان از روش‌های مبتنی بر دورگه‌گیری برای اصلاح این صفات استفاده کرد.

سپاسگزاری

از معاونت پژوهشی و فناوری دانشگاه گیلان به دلیل حمایت‌های مادی و معنوی صمیمانه تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع

- Akhtar, S. & Hazra, P. (2013).** Nature of gene action for fruit quality characters of tomato (*Solanum lycopersicum*). *African Journal of Biotechnology*, 12(20): 2829- 2875.
- Baker, R. (1978).** Issues in diallel analysis. *Crop Science*, 18: 533-536.
- Bhutani, R. D. (1981).** Screening and diallel study for yield and quality characters in tomato (*Lycopersicon esculentum* Mill). Thesis Abstracts. 7(2): 170- 171.
- Bineau, E., Rambla, J.L., Duboscq, R., Corre, M-N., Bitton, F., Lugan, R., Granell, A., Plissonneau, C. & Causse, M. (2022).** Inheritance of Secondary Metabolites and Gene Expression Related to Tomato Fruit Quality. *International Journal of Molecular Sciences*, 23(11): 6163.
- Biswas, V. R., Bhatt, R. P. & Kumar, N. (2011).** Gene action in tomato (*Lycopersicon esculentum* Mill) under open and protected environments. *Vegetable Science*, 38(2): 206- 208.
- Boor, J. Y., Chen, H. Y. & Yen, G. C. (2006).** Evaluation of antioxidant activity and inhibitory

effect on nitric oxide production of some common vegetables. *Agricultural Food Chemistry*, 54: 1680-1686.

Bruhn, C.M., Feldman, N., Garlitz, C., Harwood, J., Ivans, E., Marshall, M., Riley, A., Thurber, D. & Williamson, E. (1991). Consumer Perceptions of Quality: Apricots, Cantaloupes, Peaches, Pears, Strawberries, and Tomatoes. *Journal of Food Quality*, 14: 187-195.

Causse, M., Damidaux, R., & Rousselle, P. (2006). Traditional and Enhanced Breeding for Quality Traits in Tomato; Science Publishers: New York, NY, USA,

Dagade, S. B., & Dhaduk, L. K. (2016). Diallel cross analysis of nutritional characters of tomato. *International Journal of Farm Sciences*, 6(2), 65-72.

Das, N. D., Chattopadhyay, T. K. & Pal, S. S. (1984). Genetic studies for uptake of NPK in tomato plants (*Lycopersicon esculentum* Mill.). *Indian Journal of Genetics*, 44(3): 452- 459.

Dhaliwal, M. S., Singh, S., Cheema, D. S. & Singh, P. (2004). Genetic analysis for important fruit characters of tomato by involving lines possessing male sterility genes. *Acta Horticulturae*, 637: 123-131.

Farshadfar, E. (1998). Application of Biometrical Genetics in Plant Breeding (I and II), Razi University of Kermanshah, Kermanshah, Iran (In Persian).

Fernie, A. R., Tadmor, Y. & Zamir, D. (2006). Natural genetic variation for improving crop quality. *Current Opinion in Plant Biology*, 9: 196- 202.

Ghasemnezhad, M., Sherafati, M. & Peyvast, G. A. (2011). Variation in phenolic compounds, ascorbic acid and antioxidant activity of five colored bell pepper (*Capsicum annum*) fruits at two different harvest times. *Journal of Functional Foods*, 3: 44- 49.

Giovannucci, E. (1999). Tomatoes, tomato- based products, lycopene, and cancer: review of epidemiologic literature. *Natural Cancer Institute*, 91: 317- 331.

Griffing, B. (1956). A generalized treatment of the use of diallel crosses in quantitative inheritance. *Heredity*, 10: 31- 50.

Kallo, G. & Bepgh, B. O. (1985). Genetic improvement of vegetable crops. AVI publishing company. 135- 169.

Kumar, V., Jindal, S. K. & Dhaliwal, M. S. (2015). Combining ability studies in tomato (*Solanum lycopersicum* L.). *Journal of Agricultural Research*, 52 (2): 121- 125.

Mather, K. & Jinks, J. L. (1971). Biometrical genetics. Second edition. Chapman and Hall, London.

Rahaii Chokami, J., Moazam Hassanpour Asil, M., Samizade Lahiji, H., & Onsineghad, R., (2016). Investigation the relationship between fruit morphologic characteristics and quality in tomato lines via correlation coefficients and path analysis. *Iranian Journal of Horticultural Science*, 47(2): 233-243.

- Rick, C. M. & Chetelat, R. T. (1995).** Utilization of related wild species for tomato improvement. *Acta Horticulturae*, 412: 21- 38.
- Sabouri, H. & Mohammadi-Najad, Q. (2018).** Biometric genetics of genetic designs (theory and problems). Gorgan Publishing Cultural Institute.
- Saleem, M.Y., Asghar, M. & Iqbal, Q. (2013).** Augmented analysis for yield and some yield components in tomato (*Lycopersicon esculentum* Mill.). *Pakistanian Journal of Botany*, 45(1): 215-218.
- Santamaria, P. & Signore, A. (2021).** How Has the Consistency of the Common Catalogue of Varieties of Vegetable Species Changed in the Last Ten Years? *Scientia Horticulturae*, 277: 109805.
- Wang, L., Wang, M., Shi, Y., Tian, S. P. & Yu, Q. H. (1998).** Genetic and correlation studies on characters in processing tomato. *Advances in Horticultural Science*. 2:378-383.
- Zheng, Y. Y., Hui, G. H. & Yan, L. (2007).** Studies on combining ability and genetic effects of main quality characters in cherry tomato. *Journal of Northwest and University Natural Science*, 35 (5): 179- 183.