دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه اصلاح گیاهان زراعی

"مقاله پژوهشی"

تجزیه علیت عملکرد دانه گندم با غلبه بر چندهم‌خطی صفات

هادی علی‌پور[۱]، حسین عبدی[۲] و محمدرضا بی‌همتا[۳]

۱- استادیار گروه تولید و ژنتیک گیاهی، دانشگاه ارومیه، ارومیه، (نویسنده مسوول: ha.alipour@urmia.ac.ir)
۲- دانشجوی دکتری گروه تولید و ژنتیک گیاهی، دانشگاه ارومیه، ارومیه
۳- استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشگاه تهران، کرج

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۲/۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۵/۴
صفحه: ۱۲۲ تا ۱۲۹

چکیده

تجزیه علیت از قدیمی‌ترین روش‌های آگاهی از اثرات مستقیم و غیرمستقیم صفات بر عملکرد دانه می‌باشد اما کاربرد گسترده این رویکرد با مشکل چند هم‌خطی محدود می‌گردد که در تحقیق حاضر سعی بر رفع آن شده است. تعداد ۲۹۸ ژنوتیپ گندم نان طی دو سال زراعی در قالب طرح لاتیس ارزیابی شدند و تجزیه علیت عملکرد دانه با روش ساده و ریج مورد مطالعه قرار گرفت. بالاترین اثر مستقیم بر عملکرد دانه در سال اول به‌ترتیب مربوط به وزن سنبله، تعداد دانه و وزن هزار دانه و در سال دوم مربوط به تعداد دانه، وزن هزار دانه و وزن سنبله بود. وزن سنبله و تعداد دانه در سال اول از طریق یک‌دیگر و نیز از طریق طول سنبله و ارتفاع بوته اثر غیرمستقیمی بر عملکرد داشتند. در سال دوم نیز تعداد دانه و وزن هزار دانه از طریق وزن سنبله بیشترین اثر غیرمستقیم را نشان دادند. همچنین نتایج نشان داد صفات روز تا آبستنی و روز تا گلدهی در هر دو سال و وزن سنبله در سال دوم از چند هم‌خطی بالایی برخوردار بودند که استفاده از ثابت k=۰/۱۰ در تجزیه علیت ریج منجر به غلبه بر این مشکل شد. در نهایت برخلاف تجزیه علیت ساده، با انجام تجزیه علیت ریج مشخص شد که در سال دوم وزن سنبله از طریق تعداد دانه اثر غیرمستقیمی بر عملکرد دانه داشت. با توجه به نتایج، توصیه می‌گردد مسئله چند هم‌خطی میان صفات در مطالعات آتی تجزیه علیت مورد توجه قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: اثرات مستقیم و غیرمستقیم، اجزای عملکرد، تجزیه علیت ریج، رگرسیون گام‌به‌گام، مراحل فنولوژیک

مقدمه

گندم مهم‌ترین غله در سطح جهان می‌باشد و به‌نژادگران در تلاشی مداوم سعی در افزایش عملکرد دانه آن دارند (۳). صفات کمی همچون عملکرد دانه معمولاً وراثت‌پذیری پایینی دارند و تحت تأثیر محیط می‌باشند و توسط تعداد زیادی از ژن‌ها کنترل می‌شوند. بنابراین در این صفات انتخاب غیرمستقیم روشی مناسب برای دستیابی به بازده ژنتیکی است (۲۶). تجزیه علیت با تقسیم ضریب همبستگی ساده به اثرات مستقیم و غیرمستقیم، یکی از رویکردهای قدیمی به‌نژادگران در انتخاب مطلوب صفات می‌باشد. این تجزیه به طور گسترده برای بهبود عملکرد دانه گندم‌های ایرانی مورد استفاده قرار گرفته است (۴،۶،۱۲،۱۴،۱۶) و می‌توان از ضرایب حاصل از آن برای توسعه شاخص‌های گزینشی استفاده نمود (۲۰).

تجزیه علیت یک تحلیل رگرسیون جزئی و استاندارد شده است و کاربرد آن می‌تواند با چندهم‌خطی در ماتریس همبستگی صفات محدود گردد. هم‌خطی چندگانه یکی از مشکلات بسیار رایج تجزیه علیت در علوم گیاهی می‌باشد، به‌طوری که می‌تواند منجر به نتایج غیرواقعی و تفسیرهای اشتباه شود (۲۳). چندهم‌خطی زمانی اتفاق می‌افتد که متغیرهای مستقل یا ترکیبی از آن‌ها با یکدیگر همبسته هستند و با استفاده از شاخص‌های مختلفی قابل تشخیص می‌باشد. عامل تورم واریانس (VIF)[۱] روش رسمی تفکیک هم‌خطی چندگانه است و مشخص می‌کند که در مقایسه با حالتی که متغیرهای پیش‌بینی به‌طور خطی به هم مرتبط نشده‌اند، چه مقدار از واریانس‌های ضرایب رگرسیون، برآورد متورم شده هستند (۱۱). شماره وضعیت (CN)[۲] و تعیین‌کننده[۳] (D) ماتریس همبستگی از دیگر روش‌های شناسایی درجه چندهم‌خطی میان صفات می‌باشد (۱۸). در مطالعه‌ای با هدف بررسی اثر اندازه نمونه بر دقت این شاخص‌ها نتیجه‌گیری شد که در تعداد نمونه‌های بالاتر از ۱۳۵ اثر تداخلی اندازه نمونه بر تشخیص چندهم‌خطی به صفر می‌رسد اما در اندازه نمونه‌های کوچک‌تر صحت تشخیص چندهم‌خطی صفات تضعیف می‌گردد (۲۲).

تاکنون تلاش‌های متعددی برای غلبه بر مشکل چندهم‌خطی در تجزیه علیت انجام گرفته است. توبه و کارگنلوتی فیلیو (۲۴) با مقایسه انواع تجزیه علیت اظهار داشتند که برآورد ضرایب علیت تحت چند هم‌خطی، بدون اهمیت بیولوژیکی هستند و نباید مورد توجه قرار گیرند. از این رو، تجزیه علیت سنتی بایستی با حذف متغیرهای بسیار همبسته انجام گیرد. اولیوتو و همکاران (۱۸) بیان داشتند که استفاده از همه مشاهدات نمونه‌برداری به‌جای میانگین داده‌ها در برآورد ماتریس همبستگی، یکی از رویکردهای مناسب در کاهش چندهم‌خطی می‌باشد. همچنین به منظور تجزیه علیت مناسب، اولیویتو و همکاران (۱۷) استفاده از رگرسیون گام‌به‌گام برای انتخاب یک مجموعه از صفات با چند هم‌خطی پایین را پیشنهاد دادند. در مطالعه‌ای دیگر، ویوتو دل کنته و همکاران (۲۶) حذف برخی از صفاتی که چندهم‌خطی بالایی دارند را روشی مناسب و ساده‌تر از تجزیه علیت ریج[۴] دانستند.

1- Variance Inflation Factor
2- Condition Number
3- Determinant
4- Ridge path analysis

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

رگرسیون ریج یکی از چند روشی است که برای رفع مسئله هم‌خطی چندگانه پیشنهاد شده است. برآورد کننده‌های رگرسیون استاندارد شده ریج از طریق وارد کردن یک عدد ثابت اریبی (k)، به داخل معادلات نرمال حداقل مربعات محاسبه می‌شود (۱۱). گزارش شده است که اضافه کردن ثابت k=۰/۱۰ برای کاهش درجه چند هم‌خطی مؤثر می‌باشد (۲۴). سیلوا و همکاران (۲۳) نیز نشان دادند که تجزیه علیت با مدل‌سازی معادلات ساختاری[1] (SEM) نتایج بهتری نسبت به تجزیه علیت سنتی و تجزیه علیت ریج دارد. شناسایی صفات مؤثر بر عملکرد دانه گندم و مقایسه تجزیه علیت با روش‌های مختلف از اهداف تحقیق حاضر بود.

مواد و روش‌ها

تعداد ۲۹۸ ژنوتیپ گندم نان ایرانی شامل ۹۰ رقم زراعی و ۲۰۸ توده بومی جمع‌آوری شده از نقاط مختلف کشور طی دو سال زراعی ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ در قالب طرح لاتیس با دو تکرار در مزرعه تحقیقاتی گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشگاه تهران مورد ارزیابی قرار گرفتند. در تحقیق حاضر صفات مختلف فنولوژیکی و اجزای عملکرد شامل روز تا رسیدگی، روز تا گلدهی، روز تا آبستنی، ارتفاع بوته، طول سنبله، تعداد دانه در سنبله، وزن سنبله، وزن هزار دانه و عملکرد دانه در بوته اندازه‌گیری شدند.

ضرایب رگرسیون جزئی تجزیه علیت در یک مجموعه از متغیرها، بر اساس معادلات زیر برآورد شدند.

$$\acute{X}X\hat{\beta} = \acute{X}Y \qquad \hat{\beta} = \acute{X}X^{-1}\acute{X}Y$$

که $\hat{\beta}$ بردار ضرایب رگرسیون جزئی، $\acute{X}X^{-1}$ معکوس ماتریس همبستگی خطی بین متغیرهای پیش‌گو و $\acute{X}Y$ ماتریس همبستگی متغیرهای پیش‌گو با متغیر پاسخ می‌باشد. پس از برآورد ضرایب رگرسیون می‌توان اثرات مستقیم و غیرمستقیم p متغیر پیش‌گو را به شرح زیر تشکیل داد:

$$r_{p_1:y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_{2_{rp_1:p_2}} + \cdots + \hat{\beta}_{k_{rp_1:p_n}}$$

که در آن $r_{p_1:y}$ همبستگی خطی بین متغیر p_1 با عملکرد (y)، $\hat{\beta}_1$ اثر مستقیم متغیر p_1 بر روی عملکرد و $\hat{\beta}_{2_{rp_1:p_2}}$ و $\hat{\beta}_{k_{rp_1:p_n}}$ به‌ترتیب اثرات غیرمستقیم متغیر p_1 بر روی عملکرد از طریق متغیرهای p_2 و p_n می‌باشد.

در پژوهش حاضر از معیارهای مختلف برای پی بردن به درجه چندهم‌خطی استفاده شد. شماره وضعیت (CN) که در آن مقادیر کمتر از ۱۰۰ نشان‌دهنده چند هم‌خطی ضعیف، مقادیر بین ۱۰۰ تا ۱۰۰۰ بیان‌گر چند هم‌خطی متوسط و مقادیر بالاتر از ۱۰۰۰ حاکی از چند هم‌خطی بسیار شدید است (۱۵). این شاخص از طریق نسبت بیش‌ترین و کمترین مقدار ویژه ماتریس همبستگی $\acute{X}X$ به شرح زیر محاسبه می‌گردد:

$$CN = \frac{\lambda_{Max}}{\lambda_{Min}}$$

شاخص تعیین‌کننده ماتریس همبستگی $(D_{\acute{X}X})$ هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد، منعکس‌کننده چند هم‌خطی شدید می‌باشد (۱۸) و از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید که در آن λ_j مقدار ویژه صفت jام در ماتریس همبستگی $\acute{X}X$ است.

$D_{\acute{X}X} = \prod_{j=1}^{p} \lambda_j$ همچنین مقادیر بالاتر از ۱۰ برای عامل تورم واریانس (VIF) نشان‌دهنده چند هم‌خطی می‌باشد (۱۱). این شاخص از طریق تقسیم مجموع مربعات بردار ویژه (EV) بر مقدار ویژه (λ) مربوطه به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$VIF_{\beta_k} = \left(\frac{\left(EV_{k_{c1}}\right)^2}{\lambda_1} + \frac{\left(EV_{k_{c2}}\right)^2}{\lambda_2} + \cdots + \frac{\left(EV_{k_{cp}}\right)^2}{\lambda_1} \right)$$

در تحقیق حاضر حد آستانه شاخص‌های VIF و CN به‌ترتیب ۵ و ۳۰ لحاظ شدند. برای غلبه بر چند هم‌خطی از ضرایب رگرسیون استاندارد شده ریج مطابق رابطه زیر استفاده شد.

$$\beta_j = \left(\acute{X}X + k\right)^{-1}\acute{X}Y$$

که در آن عدد ثابت k نشان‌دهنده مقدار اریب در برآورد کننده‌هاست. وقتی که k برابر با صفر است، معادله به ضرایب رگرسیون مربعات حداقل معمولی در فرم استاندارد شده تبدیل می‌شود. وقتی که k>۰ است، ضرایب رگرسیون ریج اریب‌دار بوده ولی در مقایسه با برآوردکننده‌های مربعات حداقل معمولی پایدارتر (یعنی دارای تغییرات کمتر) هستند (۱۱). در نهایت تجزیه همبستگی میان صفات با استفاده از نرم‌افزار SPSS 25 و تجزیه رگرسیون گام‌به‌گام و تجزیه علیت عملکرد دانه با استفاده از بسته‌های biotools و metan در نرم‌افزار R 4.0.4 انجام شدند.

نتایج و بحث

ضرایب همبستگی میان صفات به تفکیک دو سال آزمایش در جدول ۱ ارائه شده است. همان‌طور که انتظار می‌رفت میان مراحل فنولوژیک به‌ویژه روز تا گلدهی و روز تا آبستنی همبستگی مثبت و بالایی مشاهده شد. به دلیل تعداد بالای نمونه، اکثر همبستگی‌ها با وجود مقادیر عددی پایین، معنی‌دار شدند. عملکرد دانه در سال اول با صفات وزن سنبله، تعداد دانه و ، تعداد دانه و وزن هزار دانه همبستگی بالایی داشت.

چنین همبستگی‌هایی قبلاً نیز در گندم گزارش شده است (۴،۱۰،۲۱).

همبستگی‌های بالا میان دو صفت می‌تواند ناشی از تأثیر یک یا مجموعه‌ای از صفات دیگر باشد، بنابراین گرچه ضرایب همبستگی پیرسون از ارتباط خطی بین متغیرها اطلاعاتی فراهم می‌آورد، اما قادر به شناسایی روابط علّی و معلولی میان صفات نیستند. بنابراین تجزیه علیت ساده و تجزیه علیت ریج با مقادیر مختلف k انجام شد. صفات روز تا گلدهی و روز تا آبستنی در هر دو سال دارای بیشترین مقادیر VIF بودند. همچنین وزن سنبله در سال دوم از VIF بالاتر از ۵ برخوردار بود. شاخص‌های CN و D نیز مؤید وجود چندهم‌خطی در ماتریس همبستگی صفات بودند (جدول ۲). همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با افزایش مقدار k، میانگین مربعات اشتباه

1- Structural equation modelling

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

(باقی‌مانده) افزایش یافته و در عین حال VIF صفات کوچک‌تر می‌گردد. چنین کاهشی در CN و D نیز قابل مشاهده است اما در k=۰/۰۵ هم‌خطی چندگانه به طور کامل رفع نشده است در حالی که در k=۰/۱۰ همه شاخص‌های مدنظر به زیر حد آستانه رسیدند (جدول ۲). اندازه بالای نمونه علاوه بر این‌که معنی‌داری ضرایب همبستگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌تواند بر دقت تشخیص چندهم‌خطی صفات نیز اثر بگذارد (۲۲)، لذا با توجه به تعداد بالای ژنوتیپ در مطالعه حاضر می‌توان نتیجه گرفت که شاخص‌های مذکور از دقت قابل قبولی در تشخیص چندهم‌خطی برخوردارند. در راستای نتایج این پژوهش، توبه و کارگنلوتی فیلیو (۲۴) برای غلبه بر چند هم‌خطی مقدار بهینه k را برابر با ۰/۱۰ عنوان کردند. در مطالعه‌ای دیگر سیلوا و همکاران (۲۳) حداقل مقدار برای k که واریانس‌ها را ثابت می‌کند (VIF<۱۰) برابر با ۰/۰۳ دانستند. با وجود این‌که عدد ثابت k بر اساس اثر ریج[1] و عامل تورم واریانس قابل تعیین است اما مقدار بهینه k تا حدودی از یک کاربرد به کاربرد دیگر تغییرپذیر و نامعلوم می‌باشد و بیشتر بر اساس نظر محقق است. شکل ۱ ضرایب علیت برای صفات مورد مطالعه را بر اساس مقادیر مختلف k نشان می‌دهد. ضرایب علیت به ویژه برای صفات روز تا گلدهی و روز تا آبستنی که هم‌خطی بالایی داشتند، با کوچک‌ترین تغییر k از صفر به‌شدت نوسان می‌یابند اما با افزایش بیشتر k گرایش به تغییر کم می‌گردد.

جدول ۱- همبستگی بین صفات مورد ارزیابی در سال اول (بالای قطر اصلی) و سال دوم (پایین قطر اصلی)

Table 1. Correlation results among investigated traits in first year (upper diagonal) and second year (below diagonal)

	DF	DB	DM	PH	SW	SL	SN	TKW	GY
DF	۱/۰۰	۰/۹۹**	۰/۶۲**	۰/۲۰**	−۰/۱۳*	۰/۲۳**	−۰/۱۴*	۰/۰۱^{ns}	−۰/۲۰**
DB	۰/۹۷**	۱/۰۰	۰/۶۳**	۰/۱۹**	−۰/۱۲*	۰/۲۳**	−۰/۱۴*	۰/۰۱^{ns}	−۰/۲۰**
DM	۰/۴۹**	۰/۴۶**	۱/۰۰	۰/۱۴*	۰/۰۳^{ns}	۰/۱۹**	−۰/۰۷^{ns}	۰/۰۵^{ns}	−۰/۰۷^{ns}
PH	۰/۳۲**	۰/۳۵**	۰/۱۶*	۱/۰۰	۰/۳۴**	۰/۳۶**	۰/۱۹**	۰/۲۲**	۰/۲۹**
SW	−۰/۱۴*	−۰/۱۶*	−۰/۰۲^{ns}	۰/۱۷**	۱/۰۰	۰/۴۶**	۰/۷۳**	۰/۲۴**	۰/۸۷**
SL	۰/۲۸**	۰/۲۵**	۰/۳۰**	۰/۳۵**	۰/۲۸**	۱/۰۰	۰/۳۷**	۰/۱۰^{ns}	۰/۴۰**
SN	−۰/۲۴**	−۰/۲۵**	−۰/۱۱^{ns}	۰/۰۳^{ns}	۰/۷۵**	۰/۱۷**	۱/۰۰	−۰/۱۵*	۰/۷۹**
TKW	−۰/۰۸^{ns}	−۰/۰۸^{ns}	۰/۰۸^{ns}	۰/۱۷**	۰/۶۳**	۰/۱۸**	۰/۱۹**	۱/۰۰	۰/۲۵**
GY	−۰/۲۴**	−۰/۲۴**	−۰/۰۷^{ns}	۰/۰۸^{ns}	۰/۸۹**	۰/۱۹**	۰/۷۹**	۰/۷۱**	۱/۰۰

ns، * و **: به‌ترتیب غیرمعنی‌داری و معنی‌داری در سطح احتمال پنج و یک درصد می‌باشد.

DF: روز تا گلدهی، DB: روز تا آبستنی، DM: روز تا رسیدگی، PH: ارتفاع بوته، SW: وزن سنبله، SL: طول سنبله، SN: تعداد دانه، TKW: وزن هزار دانه و GY: عملکرد دانه

ns, * and **: Not significant, significant at 5% and 1% probability levels, respectively.

DB: Day to booting, DF: Day to flowering, DM: Day to maturity, PH: Plant height, SL: Spike length, SN: Seed number, SW: Spike weight, GY: Grain yield

جدول ۲- مقدار VIF صفات و سایر پارامترها برای تشخیص چندهم‌خطی در تجزیه علیت ساده (k=۰) و تجزیه علیت ریج (k=۰/۰۵ و k=۰/۱۰) به تفکیک دو سال آزمایش

Table 2. The amount of VIF traits and parameters for collinearity diagnostics in simple (k=0) and ridge (k=0.05 and k=0.10) path analysis during the two year

Traits	صفات	First year	سال اول		Second year	سال دوم	
		k =۰/۰۰	k =۰/۰۵	k =۰/۱۰	k =۰/۰۰	k =۰/۰۵	k =۰/۱۰
PH	ارتفاع بوته	۱/۲۹	۱/۱۹	۱/۱۲	۱/۳۵	۱/۲۱	۱/۱۳
SL	طول سنبله	۱/۴۸	۱/۳۶	۱/۲۶	۱/۳۵	۱/۲۴	۱/۱۶
SN	تعداد دانه	۲/۸۷	۲/۳۱	۱/۹۵	۳/۴۲	۲/۵۰	۲/۰۲
SW	وزن سنبله	۳/۲۸	۲/۶۰	۲/۱۷	۵/۳۹	۳/۶۹	۲/۸۵
TKW	وزن هزار دانه	۱/۴۲	۱/۲۶	۱/۱۴	۲/۳۹	۱/۸۵	۱/۵۷
DB	روز تا آبستنی	۳۹/۵۸	۸/۳۶	۴/۸۲	۲۰/۸۳	۷/۰۴	۴/۳۴
DF	روز تا گلدهی	۴۰/۰۶	۸/۴۵	۴/۸۶	۲۱/۲۲	۷/۱۳	۴/۳۹
DM	روز تا رسیدگی	۱/۷۲	۱/۵۴	۱/۴۱	۱/۴۱	۱/۲۹	۱/۲۰
Condition number	شماره وضعیت	۲۱۲/۴۶	۴۳/۸۳	۲۴/۸۳	۱۱۳/۹۷	۳۷/۶۴	۲۲/۸۶
Determinant	تعیین‌کننده	۰/۰۰۲۷	۰/۰۲۴	۰/۰۷۳	۰/۰۰۴	۰/۰۲۴	۰/۰۷۳
R-squared	ضریب تبیین	۰/۸۴۳	۰/۸۲۰	۰/۷۰۸	۰/۹۴۸	۰/۹۱۹	۰/۸۹۴
Residual	باقی‌مانده	۰/۳۹۶	۰/۴۲۵	۰/۴۴۹	۰/۲۲۷	۰/۲۸۵	۰/۳۲۵

DB: Day to booting, DF: Day to flowering, DM: Day to maturity, PH: Plant height, SL: Spike length, SN: Seed number, SW: Spike weight, GY: Grain yield

بالاترین اثر مستقیم بر عملکرد دانه در سال اول به‌ترتیب مربوط به وزن سنبله، تعداد دانه و وزن هزار دانه و در سال دوم مربوط به صفات تعداد دانه، وزن هزار دانه و وزن سنبله بود. وزن سنبله و تعداد دانه در سال اول از طریق یک‌دیگر و نیز از طریق طول سنبله و ارتفاع بوته اثر غیرمستقیمی بر عملکرد داشتند. در سال دوم نیز تعداد دانه و وزن هزار دانه از طریق وزن سنبله بیشترین اثر غیرمستقیم را نشان دادند. بنابراین همبستگی بالای وزن سنبله با عملکرد دانه در سال اول بیشتر به اثرات مستقیم و در سال دوم عمدتاً به اثرات غیرمستقیم تقسیم گردید. این نتیجه بیانگر دو نکته بسیار مهم است؛ اول این‌که نبایستی با تکیه بر همبستگی‌های ساده اقدام به گزینش نمود و دوم، روابط علی و معلولی میان صفات با آزمایش در یک محیط نمی‌تواند تا حد زیادی شناسایی گردد. از این رو، توبه و کارگنلوتی فیلیو (۲۴) و فراری و

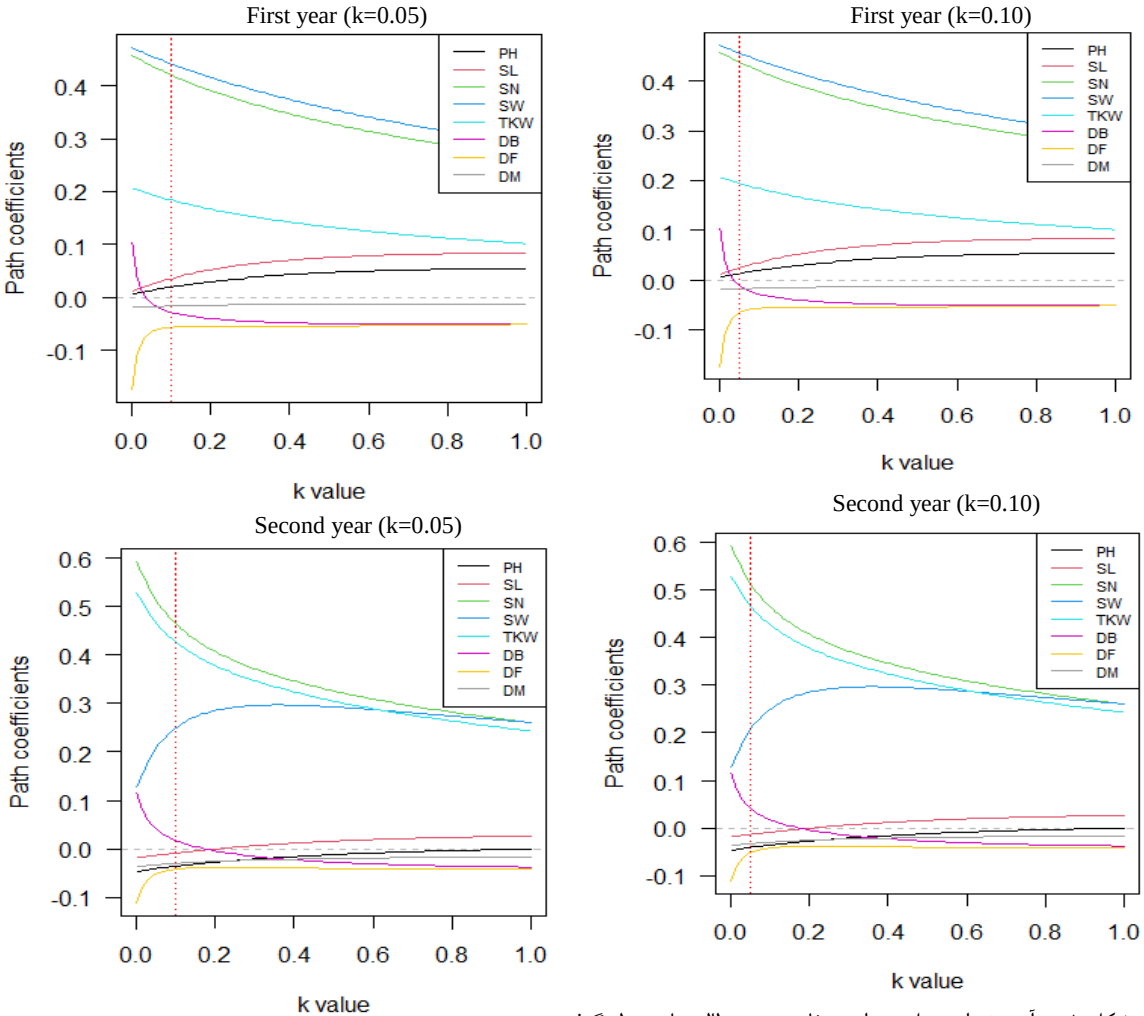
1- Trace ridge

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

همکاران (۷) تجزیه علیت عملکرد را در داده‌های حاصل از آزمایشات چندمحیطی اجرا کردند.

نتایج تجزیه علیت ساده در تحقیق حاضر نشان داد که صفات روز تا گلدهی به طور مستقیم و روز تا آبستنی به طور غیرمستقیم با ضرایب منفی بر عملکرد دانه تأثیر می‌گذارند. در این ارتباط محمدی و همکاران (۱۳) به اثرمستقیم و منفی تعداد روز تا رسیدگی فیزیولوژیکی بر عملکرد دانه گندم اشاره داشته‌اند و مقدم و همکاران (۱۲) از وزن هزار دانه و تعداد دانه در سنبله به عنوان صفاتی با بالاترین اثر مستقیم بر عملکرد دانه یاد کردند.

وقتی که چندهم‌خطی شدید است، ضرایب با مقادیر بالایی برآورد می‌شوند و غیرقابل اعتماد هستند و معمولاً با تفسیرهای زیستی مغایرت دارند (۱۸)، بنابراین در چنین حالتی و بدون حذف صفات با چندهم‌خطی بالا، استفاده از رگرسیون ریج توصیه شده است (۸). با انجام تجزیه علیت ریج با هر دو مقدار ثابت k مشخص شد که اثر بالای تعداد روز تا گلدهی و تعداد روز تا آبستنی به ویژه در سال اول ناشی از چند هم‌خطی بوده است و با افزوده شدن ثابت k و متعاقباً کاهش چند هم‌خطی، اثرات آن‌ها کاهش می‌یابد. در سال دوم نیز چند هم‌خطی تقریباً بالا برای وزن سنبله منجر گردید تا اثر غیرمستقیم آن از طریق تعداد دانه در تجزیه علیت سنتی پنهان بماند، حال آن‌که در تجزیه علیت ریج این صفت اثر غیرمستقیم خود را نشان داد. این نتیجه قابل انتظار بود زیرا چند هم‌خطی مشکلی متداول در تجزیه علیت می‌باشد که کمتر بدان توجه شده است (۱۹). غبله بر چند هم‌خطی با اضافه کردن ثابت k در چندین تجزیه علیت مشاهده شده است (۵،۹).



شکل ۱- برآورد ضرایب علیت برای صفات مورد مطالعه با در نظر گرفتن مقادیر مختلف k طی دو سال زراعی (DF: روز تا گلدهی، DB: روز تا آبستنی، DM: روز تا رسیدگی، PH: ارتفاع بوته، SW: وزن سنبله، SL: طول سنبله، SN: تعداد دانه، TKW: وزن هزار دانه و GY: عملکرد دانه)

Figure 1. Estimated path coefficients for studied traits obtained with different k values during the two year (DB: Day to booting, DF: Day to flowering, DM: Day to maturity, PH: Plant height, SL: Spike length, SN: Seed number, SW: Spike weight)

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

جدول ۳- اثرات مستقیم (قطر اصلی) و غیرمستقیم (قطر فرعی) تجزیه علیت ساده (k=0) و ریج (k=0.05 و k=0.10) عملکرد دانه گندم در طی دو سال آزمایش

Table 3. Direct (diagonal) and indirect (off-diagonal) effects in simple (k=0) and ridge (k=0.05 and k=0.10) path analysis during the two year

Year		k	PH	SL	SN	SW	TKW	DB	DF	DM
2013	PH	۰/۰۰	۰/۰۰۵	۰/۰۰۴	۰/۰۸۸	۰/۱۶۰	۰/۰۴۵	۰/۰۲۱	-۰/۰۳۳	-۰/۰۰۲
		۰/۰۵	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۰/۰۸۵	۰/۱۵۵	۰/۰۴۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۲
		۰/۱۰	۰/۰۲۱	۰/۰۱۳	۰/۰۸۱	۰/۱۵۰	۰/۰۴۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲
	SL	۰/۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۱۱	۰/۱۷۲	۰/۲۱۶	۰/۰۲۰	۰/۰۲۴	-۰/۰۳۹	-۰/۰۰۳
		۰/۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۲۵	۰/۱۶۴	۰/۲۰۸	۰/۰۱۹	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۳
		۰/۱۰	۰/۰۰۷	۰/۰۳۶	۰/۱۵۸	۰/۲۰۲	۰/۰۱۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۳
	SN	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۴۵۸	۰/۳۴۴	-۰/۰۳۲	-۰/۰۱۵	۰/۰۲۵	۰/۰۰۱
		۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۹	۰/۴۳۸	۰/۳۳۱	-۰/۰۳۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۹	۰/۰۰۱
		۰/۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۱۴	۰/۴۲۰	۰/۳۲۱	-۰/۰۲۸	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	۰/۰۰۱
	SW	۰/۰۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۳۳۳	۰/۴۷۳	۰/۰۴۹	-۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	-۰/۰۰۱
		۰/۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۱۲	۰/۳۱۹	۰/۴۴۶	۰/۰۴۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۱
		۰/۱۰	۰/۰۰۷	۰/۰۱۷	۰/۳۰۶	۰/۴۴۲	۰/۰۴۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۱
	TKW	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۷۱	۰/۱۱۳	۰/۲۰۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱
		۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۳	-۰/۰۶۷	۰/۱۰۹	۰/۱۹۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
		۰/۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	-۰/۰۶۵	۰/۱۰۵	۰/۱۸۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
	DB	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۶۶	-۰/۰۶۱	۰/۰۰۲	۰/۱۰۴	**-۰/۱۷۰**	-۰/۰۰۱
		۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۶۳	-۰/۰۵۹	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۶۴	-۰/۰۰۱
		۰/۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	-۰/۰۶۱	-۰/۰۵۷	۰/۰۰۲	-۰/۰۲۸	-۰/۰۵۵	-۰/۰۰۹
	DF	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۶۶	-۰/۰۵۹	۰/۰۰۲	۰/۱۰۳	**-۰/۱۷۳**	-۰/۰۱۱
		۰/۰۵	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۶۳	-۰/۰۵۶	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۶۵	-۰/۰۱۱
		۰/۱۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	-۰/۰۶۱	-۰/۰۵۵	۰/۰۰۲	-۰/۰۲۷	-۰/۰۵۶	-۰/۰۱۰
	DM	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۳۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۰	۰/۰۶۴	-۰/۱۰۹	-۰/۰۱۷
		۰/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	-۰/۰۲۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۷	-۰/۰۴۱	-۰/۰۱۷
		۰/۱۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۷	-۰/۰۲۸	۰/۰۱۱	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۷	-۰/۰۳۵	-۰/۰۱۵
2014	PH	۰/۰۰	-۰/۰۴۷	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۵	۰/۰۲۲	۰/۰۹۰	۰/۰۴۱	-۰/۰۳۵	-۰/۰۰۶
		۰/۰۵	-۰/۰۴۰	-۰/۰۰۴	۰/۰۱۳	۰/۰۳۷	۰/۰۸۰	۰/۰۱۴	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰۵
		۰/۱۰	-۰/۰۳۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۱۲	۰/۰۴۴	۰/۰۷۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۴
	SL	۰/۰۰	-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۶	۰/۱۰۳	۰/۰۳۵	۰/۰۹۷	۰/۰۲۹	-۰/۰۳۱	-۰/۰۱۱
		۰/۰۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۳	۰/۰۸۹	۰/۰۵۸	۰/۰۸۶	۰/۰۱۰	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۰
		۰/۱۰	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۸	۰/۰۸۱	۰/۰۶۹	۰/۰۷۸	۰/۰۰۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۹
	SN	۰/۰۰	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	۰/۵۹۳	۰/۰۹۵	۰/۱۰۳	-۰/۰۲۹	۰/۰۲۷	۰/۰۰۴
		۰/۰۵	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۲	۰/۵۱۱	۰/۱۵۸	۰/۰۹۱	-۰/۰۱۰	۰/۰۱۳	۰/۰۰۴
		۰/۱۰	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۴۶۳	۰/۱۸۹	۰/۰۸۳	-۰/۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۰۰۳
	SW	۰/۰۰	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۴	۰/۴۴۳	۰/۱۲۷	۰/۳۳۲	-۰/۰۱۹	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱
		۰/۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳	۰/۳۸۲	۰/۲۱۱	۰/۲۹۲	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۷	۰/۰۰۱
		۰/۱۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲	۰/۳۴۷	۰/۲۵۲	۰/۲۶۷	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱
	TKW	۰/۰۰	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۳	۰/۱۱۶	۰/۰۷۹	۰/۵۲۹	-۰/۰۱۰	۰/۰۰۸	-۰/۰۰۳
		۰/۰۵	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۲	۰/۱۰۰	۰/۱۳۲	۰/۴۶۵	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳
		۰/۱۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۹۰	۰/۱۵۸	۰/۴۲۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲
	DB	۰/۰۰	-۰/۰۱۷	-۰/۰۰۴	-۰/۱۵۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۴۳	۰/۱۱۶	-۰/۱۰۷	-۰/۰۱۷
		۰/۰۵	-۰/۰۱۴	-۰/۰۰۳	-۰/۱۲۹	-۰/۰۳۴	-۰/۰۳۸	۰/۰۴۰	-۰/۰۵۰	-۰/۰۱۵
		۰/۱۰	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۲	-۰/۱۱۷	-۰/۰۴۰	-۰/۰۳۵	۰/۰۱۷	-۰/۰۴۰	-۰/۰۱۴
	DF	۰/۰۰	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۴	-۰/۱۴۵	-۰/۰۱۷	-۰/۰۴۱	۰/۱۱۳	-۰/۱۱۰	-۰/۰۱۸
		۰/۰۵	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۴	-۰/۱۲۵	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۶	۰/۰۳۹	-۰/۰۵۱	-۰/۰۱۶
		۰/۱۰	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۲	-۰/۱۱۳	-۰/۰۳۴	-۰/۰۳۳	۰/۰۱۷	-۰/۰۴۱	-۰/۰۱۴
	DM	۰/۰۰	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۶۶	-۰/۰۰۲	۰/۰۴۳	۰/۰۵۴	-۰/۰۵۵	-۰/۰۳۶
		۰/۰۵	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	-۰/۰۵۷	-۰/۰۰۴	۰/۰۳۸	۰/۰۱۸	-۰/۰۲۵	-۰/۰۳۲
		۰/۱۰	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۲	-۰/۰۵۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۳۴	۰/۰۰۸	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۹

در برخی از مطالعات، ابتدا تجزیه رگرسیون گام‌به‌گام صورت می‌گیرد و پس از شناسایی صفاتی که بخشی از تغییرات صفت هدف را تبیین می‌کنند، تجزیه علیت انجام می‌شود (۴،۱۰،۱۶). در چنین مواقعی نیز توصیه می‌شود تجزیه رگرسیون گام‌به‌گام با در نظر گرفتن یک حد آستانه برای VIF انجام شود. به‌عنوان نمونه در روش ارائه شده توسط اولیویتو و همکاران (۱۷) از الگوریتم تکرارشونده برای انتخاب یک مجموعه از متغیرهای پیش‌گو بر اساس حداقل مقدار VIF استفاده می‌شود؛ سپس، یک مجموعه رگرسیون گام‌به‌گام بر اساس صفات باقی‌مانده تنظیم می‌شوند. در تحقیق حاضر، با حذف برخی از صفات از جمله تعداد روز تا گلدهی، مدل اولیه در سال نخست به‌ترتیب شامل صفات وزن سنبله، تعداد دانه، وزن هزار دانه، روز تا آبستنی، روز تا رسیدگی و طول سنبله بود و از بین آن‌ها تنها صفات وزن

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

سنبله، تعداد دانه، وزن هزار دانه، روز تا آبستنی، روز تا رسیدگی و طول سنبله بود و از بین آن‌ها تنها صفات وزن سنبله و تعداد دانه در تمامی مدل‌ها حضور داشتند. همچنین در سال دوم صفات تعداد دانه، وزن هزار دانه، روز تا رسیدگی، ارتفاع بوته و طول سنبله در مدل اولیه وارد داشتند و از میان آن‌ها صفات تعداد دانه و وزن هزار دانه در همه مدل‌ها بودند.

صفت ارتفاع بوته در سال دوم با وجود عدم همبستگی با عملکرد دانه وارد مدل رگرسیونی شد، در حالی‌که در سال اول با وجود همبستگی معنی‌دار در مدل حضور نداشت. این نتیجه مطابق با فرضیه تراوتن‌مولر و همکاران (۲۵) بود که طی آن به عدم شباهت اثرات مستقیم و غیرمستقیم با نتایج حاصل از همبستگی‌های ساده اشاره شده است. روز تا رسیدگی در هر دو سال و روز تا آبستنی در سال نخست وارد مدل اولیه در تجزیه رگرسیون شدند. اهمیت مراحل فنولوژیکی بر عملکرد دانه به اثبات رسیده است (۲). مشابه با نتایج پژوهش حاضر، آقائی سربرزه و امینی (۱) گزارش کردند که تعداد دانه در سنبله، وزن هزار دانه، روز تا ظهور سنبله‌دهی و عملکرد بیولوژیک سهم قابل توجهی از تغییرات عملکرد دانه را تبیین می‌نماید.

پژوهش‌گر بر مبنای تجربه خود می‌تواند از مجموعه صفات وارد شده در یکی از مدل‌های مذکور برای تجزیه علیت استفاده نماید. با این‌که حذف برخی از صفات با چند هم‌خطی بالا، مناسب‌تر و ساده‌تر از تجزیه علیت ریج عنوان شده است (۲۴،۲۶)، اما بایستی توجه داشت که این امر دو محدودیت مهم دارد؛ اول اینکه از متغیرهای پیش‌بینی حذف شده اطلاعات مستقیمی به دست نمی‌آید و دوم این‌که بزرگی ضرایب رگرسیون برای متغیرهای پیش‌بینی مانده در مدل به‌وسیله متغیرهای پیش‌بینی همبسته که در مدل وارد نشده‌اند، متأثر می‌شوند (۱۱). همچنین لازم به توضیح است که در چندهم‌خطی ضعیف به‌ویژه زمانی که اندازه نمونه کوچک باشد، حذف صفات و استفاده از رگرسیون ریج می‌تواند گمراه کننده باشد. از این رو برای حصول نتایج دقیق‌تر در تحلیل علیت، توصیه می‌شود محققین با در نظر گرفتن تمامی جوانب از مناسب‌ترین روش‌ها استفاده نمایند.

جدول ۴- رگرسیون گام‌به‌گام برای انتخاب یک مجموعه از متغیرها با حداقل VIF برابر با ۵

Table 4. Stepwise-based regressions to select a set of predictors with a maximum of VIF = 5

	2013					2014				
Model	CN	Det	R^2	Res	VIF	CN	Det	R^2	Res	VIF
Model 1	۱۲/۰۷	۰/۱۳۸	۰/۸۴۱	۰/۱۵۹	۳/۱۸	۳/۰۹	۰/۶۹۱	۰/۹۴۵	۰/۰۵۵	۱/۲۹
Model 2	۱۰/۶۲	۰/۱۹۸	۰/۸۴۱	۰/۱۵۹	۲/۹۷	۱/۷۸	۰/۸۹۲	۰/۹۴۵	۰/۰۵۵	۱/۰۸
Model 3	۹/۹۳	۰/۳۳۰	۰/۸۴۱	۰/۱۵۹	۲/۸۹	۱/۶۳	۰/۹۳۹	۰/۹۴۴	۰/۰۵۶	۱/۰۶
Model 4	۹/۶۷	۰/۳۳۸	۰/۸۳۶	۰/۱۶۴	۲/۸۹	۱/۴۹	۰/۹۶۲	۰/۹۴۲	۰/۰۵۸	۱/۰۴
Model 5	۶/۳۳	۰/۴۷۱	۰/۸۰۵	۰/۱۹۵	۱/۱۲					
Model 1: SW, SN, TKW, DB, DM, SL						Model 1: SN, TKW, DM, PH, SL				
Model 2: SW, SN, TKW, DB, DM						Model 2: SN, TKW, DM, PH				
Model 3: SW, SN, TKW, DB						Model 3: SN, TKW, DM				
Model 4: SW, SN, TKW						Model 4: SN, TKW				
Model 5: SW, SN										

CN: شماره وضعیت، Det: تعیین‌کننده، Res: باقی‌مانده، VIF: عامل تورم واریانس، DB: روز تا آبستنی، DM: روز تا رسیدگی، PH: ارتفاع بوته، SW: وزن سنبله، SL: طول سنبله، SN: تعداد دانه، TKW: وزن هزار دانه

منابع

1. Aghaee Sarbarze, M. and A. Amini. 2011. Genetic variability for agronomy traits in bread wheat genotype collection of Iran. Seed and Plant Journal, 27(4): 581-599 (In Persian).
2. Alipour, H. and H. Abdi. 2020. Interactive Effects of Vernalization and Photoperiod Loci on Phenological Traits and Grain Yield and Differentiation of Iranian Wheat Landraces and Cultivars. Journal of Plant Growth Regulation, 1-10. https://doi.org/10.1007/s00344-020-10260-8.
3. Alipour, H., H. Abdi, Y. Rahimi and M.R. Bihamta. 2019. Investigating grain yield and yield stability of wheat cultivar introduced in Iran over the last half century. Cereal Research, 9(2): 157-167 (In Persian).
4. Andaz, P., M. Moghaddam, S.S. Alavikia, M. Valizadeh, M. Valizadeh and M. Tabrizivand Taheri. 2017. Assessment of genetic diversity and its relationship with geographical factors in populations of wild diploid wheat (*Triticum boeoticum*) based on morphological characteristics. Seed and Plant Journal, 33(4): 511-533 (In Persian).
5. de Carvalho, C.G., R. Borsato, C.D. Cruz and J.M. Viana. 2001. Path analysis under multicollinearity in S0 x S0 maize hybrids. Crop Breeding and Applied Biotechnology, 1(3): 263-270.
6. Ehdaie, B. and J.G. Waines. 1989. Genetic variation, heritability and path-analysis in landraces of bread wheat from southwestern Iran. Euphytica, 41(3): 183-190.
7. Ferrari, M., I.R. Carvalho, A.J. de Pelegrin, M. Nardino, V.J. Szareski, T. Olivoto, D.N. Follmann, C. Pegoraro, L.C. da Maia, V.Q. de Souza and T.C. da Rosa. 2018. Path analysis and phenotypic correlation among yield components of soybean using environmental stratification methods. Australian Journal of Crop Science, 12(2): 193.
8. Hoerl, A.E. and R.W. Kennard. 1970. Ridge regression: applications to nonorthogonal problems. Technometrics, 12(1): 69-82.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]
[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

9. Luz, L.N.D., R.C.D. Santos and P.D.A. Melo Filho. 2011. Correlations and path analysis of peanut traits associated with the peg. Crop Breeding and Applied Biotechnology, 11(1): 88-95.
10. Masoudi, H., H. Sabouri, F. Taliev and J. Jaafarby. 2020. Genetic diversity of some wheat germplasm based on morpho-phenological traits. Journal of Crop Breeding, 12(35): 54-68 (In Persian).
11. Mesdaghi, M. 2004. Regression methods: for research in agriculture and natural resources, University of Emam Reza Publication, 290 p (In Persian).
12. Moghaddam, M., B. Ehdaie and J.G. Waines. 1997. Genetic variation and interrelationships of agronomic characters in landraces of bread wheat from southeastern Iran. Euphytica, 95(3): 361-369.
13. Mohammadi, M., P. Sharifi and R. Karimizadeh. 2014. Sequential Path Analysis for Determination of Relationship Between Yield and Yield Components in Bread Wheat (*Triticum aestivum* L.). Notulae Scientia Biologicae, 6(1): 119-124.
14. Mohammadi, M., R. Karimizadeh, M.K. Shefazadeh and B. Sadeghzadeh. 2011. Statistical analysis of durum wheat yield under semi-warm dryland condition. Australian Journal of Crop Science, 5(10): 1292-1297.
15. Montgomery, D.C., E.A. Peck and G. Vining. 2012. Introduction to linear regression analysis. 5th ed. John Wiley & Sons, Hoboken, NJ.
16. Noori, A., A. Mehrabi and H. Safari. 2017. Study of correlation and path coefficient analysis of agronomic traits and grain yield for *Aegilops culindrica* accessions under non-stress and drought stress conditions in Ilam. Journal of Crop Breeding, 9(23): 76-84 (In Persian).
17. Olivoto, T., M. Nardino, I.R. Carvalho, D.N. Follmann, M. Ferrari, V.J. Szareski and V.D. Souza. 2017. REML/BLUP and sequential path analysis in estimating genotypic values and interrelationships among simple maize grain yield-related traits. Genetics and Molecular Research, 16(1): 1-19.
18. Olivoto, T., V.Q. de Souza, M. Nardino, I.R. Carvalho, M. Ferrari, A.J. de Pelegrin, V.J. Szareski and D. Schmidt. 2017. Multicollinearity in path analysis: a simple method to reduce its effects. Agronomy Journal, 109(1): 131-142.
19. Petraitis, P.S., A.E. Dunham and P.H. Niewiarowski. 1996. Inferring multiple causality: the limitations of path analysis. Functional Ecology, 10: 421-431.
20. Rabiei, B., M. Valizadeh, B. Ghareyazie and M. Moghaddam. 2004. Evaluation of selection indices for improving rice grain shape. Field Crops Research, 89(2-3): 359-367.
21. Rahimi, Y., M.R. Bihamta, A. Taleei, H. Alipour and P.K. Ingvarsson. 2019. Applying an artificial neural network approach for drought tolerance screening among Iranian wheat landraces and cultivars grown under well-watered and rain-fed conditions. Acta Physiologiae Plantarum, 41(9): 1-17.
22. Sari, B.G., A.D.C. Lúcio, T. Olivoto, D.K. Krysczun, A.L. Tischler and L. Drebes. 2018. Interference of sample size on multicollinearity diagnosis in path analysis. Pesquisa Agropecuária Brasileira, 53(6): 769-773.
23. Silva, F.A.D., C.C.G. Correa, B.M. Carvalho, A.P. Viana, S.D.C. Preisigke and A.T.D. Amaral Júnior. 2021. Novel approach to the selection of *Psidium quajava* genotypes using latent traits to bypass multicollinearity. Scientia Agricola, 78(2): e20190081.
24. Toebe, M. and A. Cargnelutti Filho. 2013. Multicollinearity in path analysis of maize (*Zea mays* L.). Journal of Cereal Science, 57(3): 453-462.
25. Trautenmüller, J.W., S.P. Netto, R. Balbinot, A.P. Dalla Corte and J. Borella. 2019. Path analysis applied to evaluation of biomass estimates in subtropical forests at Brazil. Floresta, 49(3): 587-596.
26. Viotto Del Conte, M., P.C.S. Carneiro, M.D. Vilela de Resende, F. Lopes da Silva and L.A. Peternelli. 2020. Overcoming collinearity in path analysis of soybean [*Glycine max* (L.) Merr.] grain oil content. Plos One, 15(5): e0233290.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]

Path Analysis of Wheat Grain Yield with Overcoming Multi-Collinearity of Traits

Hadi Alipour[1], Hossein Abdi[2] and Mohammad Reza Bihamta[3]

1- Assistant Professor, Department of Plant Production and Genetics, Urmia University, Urmia,
(Corresponding author: ha.alipour@urmia.ac.ir)
2- PhD Candidate, Department of Plant Production and Genetics, Urmia University, Urmia
3- Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, University of Tehran, Karaj
Received: April 22, 2021 AcceptedJuly 26, 2021

Abstract

Path analysis is one of the oldest methods of knowing the direct and indirect effects of traits on yield, but the widespread application of this approach is limited by the problem of multi-collinearity, that has been addressed in the present study. A total of 298 bread wheat genotypes were evaluated during the two cropping years in the lattice design and the path analysis of grain yield was studied by simple and ridge methods. The highest direct effect on grain yield in the first year were related to spike weight, number of seeds and 1000-seed weight, respectively, and in the second year were related to number of seeds, 1000-seed weight and spike weight, respectively. Spike weight and number of seeds in the first year had an indirect effect on yield through each other as well as through spike length and plant height. In the second year, the number of seeds and 1000-seed weight through the weight of spikes showed the most indirect effect. Day to booting and day to flowering traits in both years and spike weight in the second year had a high multi-collinearity that the use of constant k =0.10 in ridge causal analysis overcame this problem. Finally, in contrast to simple path analysis, ridge path analysis showed that the spike weight through the number of seeds had an indirect effect on grain yield in the second year. According to the results, it is recommended to consider the issue of multi-collinearity between traits in future path analysis studies.

Keywords: Direct and indirect effects, Phenological stages, Ridge path analysis, Stepwise regression, Yield components

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-11-02]

[DOI: 10.52547/jcb.13.39.122]