نشریه زراعت
(پژوهش و سازندگی)
شماره ۱۰۵، زمستان ۱۳۹۳

تجزیه مسیر و رگرسیون ریج عملکرد و اجرای عملکرد سویا تحت رژیم های مختلف آبیاری

• بهنام بهتری، دانشجوی سابق کارشناسی ارشد رشته زراعت دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
• کاظم قاسمی گلعذانی، گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
• عادل دباغ محمدی نسب، گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
• سعید زهتاب سلماسی، گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز
• محمود تورچی، گروه زراعت و اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: آبان ماه ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش: فروردین ماه ۱۳۹۲
تلفن تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۴۷۴۵۶۹۵۷
پست الکترونیک نویسنده مسئول: Behtari@live.com

چکیده:

عملکرد دانه یک صفت کمی و تحت تاثیر محیط بوده و وراثت پذیری پایینی دارد. بنابراین، انتخاب گیاهان زراعی برای عملکرد دانه بدون کنترل محیط، می‌تواند غیر قابل اطمینان باشد. هدف از این کار، مطالعه ارتباط بین عملکرد دانه و اجزای عملکرد با استفاده از تجزیه مسیر و مدلسازی از طریق رگرسیون ریج برای پیش بینی عملکرد دانه بود. بر این اساس آزمایشی با طرح اسپیلیت پلات بر پایه طرح بلوکهای کامل تصادفی در سه تکرار در سال زراعی ۱۳۸۴ انجام شد. کرتهای اصلی به چهار سطح آبیاری پس از ۳±۶۰، ۳±۸۰، ۳±۱۰۰ و ۳±۱۲۰ میلی متر تبخیر از تشتک تبخیر کلاس A (به ترتیب از I_1 تا I_4) و کرتهای فرعی به دو رقم سویا (هاک و زان) اختصاص یافتند. در این مطالعه اجزای عملکرد رکن اصلی آزمایش را تشکیل می‌دادند که عبارت بودند از: تعداد نیام در گیاه (x_1)، تعداد دانه در نیام (x_2)، تعداد دانه در گیاه (x_3)، تعداد گره‌های بارور در گیاه (x_4) و وزن صد دانه (x_5). ضرایب همبستگی پیرسون و تجزیه مسیر اجزای عملکرد x_1 تا x_5 بر روی عملکرد دانه (Y) نشان داد که مهم‌ترین اثرات غیر مستقیم روی عملکرد دانه، اثر تعداد نیام در گیاه (x_1) از طریق تعداد دانه در گیاه (x_3)(ضریب ۰/۲۹) ، تعداد نیام (x_1) از طریق تعداد گره های بارور (x_4) (ضریب ۰/۲۴) و تعداد دانه در گیاه (x_3) از طریق تعداد نیام x_1 (ضریب ۰/۲۴) بودند. تمامی ضرایب رگرسیونی بجز x_2 (تعداد دانه در نیام) که در دو سطح آبیاری I_1 و I_4 مثبت بودند. نتایج نشان داد که صفت تعداد دانه در نیام(x_2) در گیاه زراعی سویا به مقدار آب مصرفی بسیار حساس بوده بطوری که در مقادیر حداکثر و حداقل آبیاری، مقدار آن با عملکرد رابطه معکوس داشت. در این مطالعه یک مدل نمایی برای محاسبه عملکرد با استفاده از اجزای عملکرد تحت تاثیر رژیم های مختلف آبیاری ارائه شد. این مدل از لحاظ آماری قابل اطمینان است. در آزمایش حاضر مشخص است که کنترل ژنتیکی عمومی‌تر از کنترل محیط برای x_1 تا x_5 است. بنابراین، تصور می‌شود که x_1، x_3 و x_4 تحت کنترل ژنتیکی و x_2 و x_5 تحت کنترل محیط است.

کلمات کلیدی:تجزیه مسیر، چندهم‌خطی، رگرسیون ریج، مدل نمایی

Agronomy Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No:104 pp: 158-166

Path and ridge regression analysis of seed yield and seed yield components of soybean under different irrigation regimes

By:

- *B. Behtari , (Corresponding Author; Tel: 09147456957), M.Sc. Student of University of Tabriz*
- *K. Ghasemi, Scientific Staff of University of Tabriz*
- *A. Dabbagh Mohammadi Nasab , Scientific Staff of University of Tabriz*
- *S. Zehtab Salmasi, Scientific Staff of University of Tabriz*
- *M. Torchi, Scientific Staff of University of Tabriz*

Received: October 2012 **Accepted: April 2013**

Seed yield, a quantitative character, is largely influenced by the environment, and thus has a low heritability. Therefore, the response to direct selection for seed yield may be unpredictable unless environmental variation is well controlled. The objective of this study was to examine the mathematical relationships between seed yield and its components by using a path analysis and ridge regression modeling approach to forecast the seed yield in seed production. To do this, a split-plot experimental based on randomized complete block design with three replication was conducted in 2004. Irrigation treatments were assigned to main plots, and two soybean cultivars were allocated to the subplots. Irrigation treatments I_1, I_2, I_3 and I_4 were defined based on the cumulative evaporation of 60±3, 80±3, 100±3 and 120±3 mm, from pan (class A), respectively. The seed yield components considered in this study, were number of pods per plant (x_1), number of seeds per pod (x_2), number of seeds in plant (x_3), pod-bearing nods in plant (x_4) and seed weight (x_5). Pearson correlation coefficients and path analysis of components x_1 through x_5 to Y showed that the strongest indirect effect on Y was x_1 via x_3 (the coefficients is 0.29), x_1 via x_4 (the coefficients is 0.24) and x_3 via x_1 (the coefficients is 0.24). All of the ridge coefficients were positive except x_2 that in two levels of I_1 and I_4 irrigation treatments was negative. This result showed that number of seeds per pod trait in the soybean crop is very sensitive to the amount of water so that with the maximum and minimum amounts of water, its value was related to yield inversely. This study developed an original exponential model for estimating yield from the values of yield components under influenced different irrigation regimes. The model was statistically reliable. In the present trial, the genetic controls were more general than the environmental controls for x_1 to x_5. Therefore, we tentatively propose that x_1, x_3 and x_4 were orderly more genetic and less environmental control than x_2 and x_5.

key Words: Exponential model, Multicollinearity, Path analyses, Ridge regression

مقدمه

سویا (*Glycine max* L.) یکی از محصولات تجاری سودمند به لحاظ ترکیبات دانه است، مقدار بالای پروتئین (۴۸-۳۶٪)، روغن (۲۴-۱۸٪) و هیدرات کربن (۲۰٪)، سویا را به یکی از معروفترین گیاهان زراعی لگوم، و مهمترین منبع پروتئین و روغن مبدل ساخته است (Behtari *et al*, 2011). سطح زیر کشت این محصول در ایران در سال زراعی ۸۳-۸۴ حدود ۸۲۰۰۰ هکتار و میزان تولید آن ۱۲۹۵۳۱ تن برآورد شده است و عملکرد در هکتار در کشت آبی ۲۶۷۱ کیلوگرم است. استانهای گلستان، مازندران و اردبیل بترتیب با ۵۱۰۵۵، ۲۴۶۶۱ و ۳۱۱۸ هکتار بیشترین سطح زیر کشت را دارند (Anonymous, 2005). به طور کلی میزان سطح زیرکشت این محصول از سال ۱۹۹۱ به بعد افزایش داشته است. در سال گذشته میلادی، آسیا ۲۳/۵ درصد، آمریکای شمالی ۴۲/۳ درصد، آمریکای جنوبی ۳۱ درصد، اروپا ۱/۸ درصد، آفریقا ۱/۲ درصد و اقیانوسیه کمتر از ۰/۱ درصد از سطح زیرکشت جهانی را به خود اختصاص داده‌اند. از میان کشورهای عمده تولیدکننده سویا، آمریکا مقام اول را داراست و پس از آن برزیل، چین، آرژانتین و هند در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند (FAO, 2011). عملکرد دانه یک خصوصیت کمی و تحت تاثیر محیط بوده و وراثت پذیری پایینی دارد (Boelt and Gislum, 2010). بنابراین، انتخاب گیاهان زراعی برای عملکرد دانه بدون کنترل محیط، می‌تواند غیر قابل اطمینان باشد. نیاز به محاسبات ریاضی در این مورد بیشتر به نظر می‌رسد. مطالعه چنین ارتباطی بین عملکرد و اجزای آن و مقدار اطمینان از وابستگی درونی آنها بسیار مهم است. اگرچه تاکنون مطالعاتی در این مورد انجام گرفته ولی منابع منتشر شده در مورد روابط الگوریتمی بین این صفات با عملکرد محدود است (Wang, *et al*, 2010).

تجزیه مسیر به طور گسترده‌ایی بوسیله اصلاحگران برای تشخیص و انتخاب صفاتی که برای بهبود عملکرد مهم هستند، مورد استفاده قرار گرفته

است (Karasu *et al.*, 2009 Kaya *et al*., 2010; Kokten, *et al*., 2009). هرچند، خصوصیات موفولوژیکی از قبیل تعداد نیام در گیاه، تعداد دانه در نیام، تعداد دانه در گیاه، تعداد گره‌های بارور و وزن صد دانه، عملکرد دانه (Y) را تحت تاثیر قرار می‌دهند، اغلب دارای همبستگی می‌باشند. این حالت موجب ایجاد هم‌چندخطی شده و در زمانی که متغییرها دارای همبستگی هستند موجب غیر منطقی شدن ضرایب رگرسیونی در تجزیه رگرسیونی چندگانه می‌شود (Wang, *et al*, 2011). برای حل مشکل هم‌چندخطی، استفاده از رگرسیون ریج می‌تواند مفید باشد که توسط هوئرل و کینارد (Hoerl and Kennard, 1970a,b) ارائه شده است. همبستگی بین متغییرها باعث تورم مقادیر مطلق ضرایب رگرسیونی، همچنین اشتباه علامت مثبت یا منفی ضرایب رگرسیونی می‌شود (Wang, *et al*, 2011).

هدف از این آزمایش، درک ارتباط بین عملکرد دانه و اجزای عملکرد با استفاده از تجزیه مسیر و مدلسازی از طریق رگرسیون ریج برای پیش بینی عملکرد دانه بود. در این پژوهش کوشش شده است تا با بررسی اثر آبیاری‌های مختلف بر عملکرد و اجزای عملکرد دانه، آبیاری مناسب و صفات مهم موثر بر عملکرد دانه سویا در شرایط کم آبی شناسایی و عملکرد دانه از طریق معادلات رگرسیونی قابل تخمین باشد.

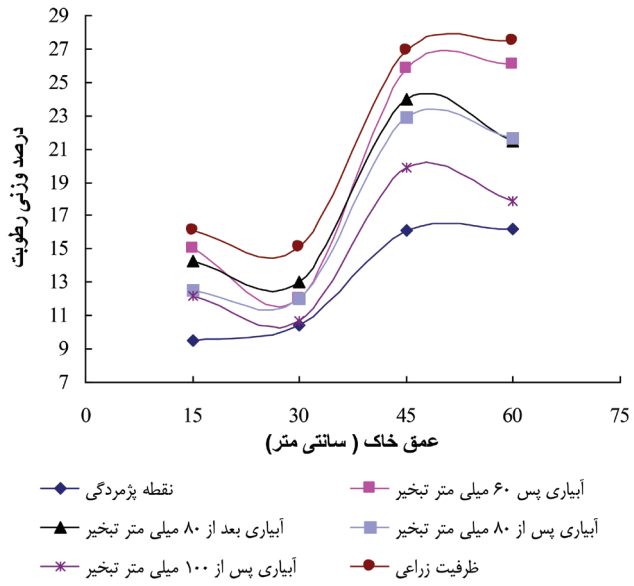
مواد و روشها

به منظور تخمین عملکرد و اجزای آن در گیاه سویا آزمایشی در سال ۱۳۸۴ در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، واقع در کرکج انجام گرفت، در این مطالعه اجزای عملکرد از قبیل تعداد نیام در گیاه (x_1)، تعداد دانه در نیام (x_2)، تعداد دانه در گیاه (x_3)، تعداد گره‌های بارور در گیاه (x_4) و وزن صد دانه (x_5) مورد مطالعه قرار گرفتند.

فرمول تئوریکی زیر ارتباط بین اجزای عملکرد و عملکرد دانه را توجیح می‌نماید:

$$Y = x_1.x_2.x_3.x_4.x_5 \qquad (۱)$$

طرح آزمایشی مورد استفاده، کرتهای خرد شده در قالب بلوکهای کامل تصادفی با سه تکرار بود. رژیم آبیاری در چهار سطح (تیمارهای I_1 تا I_4، به ترتیب آبیاری پس از ۳±۶۰، ۳±۸۰ ، ۳ ± ۱۰۰ و ۳±۱۲۰ میلی متر تبخیر از تشتک تبخیر کلاس A) به عنوان فاکتور اصلی و دو واریته سویا (هاک و زان) به عنوان فاکتور فرعی در نظر گرفته شدند. رقم زان، دارای رشد نامحدود و متعلق به گروه دیررس بوده و رقم هاک نیز دارای، رشد نامحدود و زودرس بود. بذر ارقام از مرکز تحقیقات دانه های روغنی مغان تهیه گردید. تیمارهای آبیاری، بعد از تنک کردن و ابتدای مرحله چهارمین گره (چهار گره با برگهای کاملا رشد کرده در ساقه اصلی، V_4) اجرا گردید. برای تشخیص زمان آبیاری، هر روز مقدار تبخیر از تشتک تبخیر اندازه‌گیری و پس از رسیدن به حد مورد نظر، در صبح روز بعد آبیاری صورت می‌گرفت. به منظور تعیین میزان تخلیه رطوبت از خاک، یک روز قبل از آبیاری، نمونه‌گیری خاک از عمقی که ریشه تا آنجا توسعه یافته با اُگر[1] متهایی انجام شد. برای هر یک از کرتهای اصلی پروفیل ایجاد شده در زمان نیاز آبی که از طریق تشتک تبخیر معلوم می‌شد، به ترتیب در طول فصل بر حسب رشد ریشه از عمق‌های ۱۵،۳۰، ۴۵ و ۶۰ سانتی‌متری تهیه گردید (شکل ۱).



شکل ۱- درصد وزنی رطوبت خاک در زمان نیاز آبیاری در سطوح مختلف آبیاری

نمونه‌ها پس از توزین اولیه، در آون با دمای ۱۰۵ درجه سانتی گراد، به مدت ۲۴ ساعت خشک گردید، و درصد وزنی رطوبت (Θ_{SM}) خاک با استفاده از رابطه زیر محاسبه شد:

$$\theta_{SM} = \frac{W_1 - W_2}{W_2} \times 10^2 \qquad (۲)$$

که در آن W_1 ؛ وزن نمونه خاک مرطوب و W_2؛ وزن نمونه خاک خشک می باشد.

برای اندازه گیری مقدار آب مصرفی برای هر کرت، از کنتور آب استفاده شد. در این راستا مقدار آب لازم برای هر کرت از رابطه زیر محاسبه گردید (Behtari, *et al* ., 2011):

$$V = (\theta_{FC} - \theta_{SM}).\frac{\gamma_b}{\gamma_w}.A.d \qquad (۳)$$

که در این رابطه؛ V = حجم آب مصرفی (متر مکعب)، Θ_{FC}= درصد وزنی رطوبت خاک در حد گنجایش زراعی، Θ_{SM}= درصد وزنی رطوبت خاک در موقع نمونه گیری، γ_b = جرم مخصوص ظاهری خاک (گرم بر سانتی متر مکعب)، γ_w= جرم مخصوص آب (برابر ۱ گرم بر سانتی متر مکعب)، A = مساحت کرت (متر مربع)، d = عمق موثر توسعه ریشه (متر) می باشند.

تجزیه همبستگی پیرسون و تجزیه مسیر با استفاده از نرم افزار *Path* انجام گرفت. آزمون چند دامنه‌ایی دانکن برای تست عملکرد و اجزای آن با استفاده از نرم افزار *MSTATC* به دست آمد.

برای ایجاد مدل قابل اطمینان، کلیه داده‌ها در هر سطح رژیم آبیاری بعد از ترکیب به لگاریتم طبیعی تبدیل شدند. این نوع تبدیل داده، خصوصیات آماری مناسب را ارتقا داده و اثری بر روی روابط ریاضی متغییرها برجا نمی‌گذارد (Gao *et al.*, 2005).

در محاسبات؛ Y عملکرد به عنوان متغیر تابع و x_1 تا x_5 اجزای عملکرد بعنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شدند. مدل کلی رگرسیون ریج بصورت زیر است:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (۴)$$

که Y بردار $n\times 1$ مشاهده متغییر وابسته، X_i ماتریس $p\times n$، p مشاهده متغییر مستقل، β بردار $p\times 1$ ضرایب رگرسیونی و ε بردار $n\times 1$ باقیمانده‌ها است. در این تابع مقدار β برابر است با:

$$\beta = \left(X'X + IK\right)^{-1}\left(X'Y\right)$$

که I ماتریس واحد و k رد ریج (از ۰ تا ۱) بودند. چندین روش برای انتخاب k در تجزیه رگرسیون ریج پیشنهاد شده است، اما آشکار است که تخمین مقدار بهینه مقدار k در تمامی روش‌ها نمی‌تواند دقیق باشد (Marquardt and Snee, 1975). هوئرل و کنارد (Hoerl and, Kennard, 1970a) بیان داشتند که k را می‌توان با روش رد ریج[۲] با دقت بالایی انتخاب کرد، بطوری که تغییرات ضرایب رگرسیون بصورت بهینه باشد (Newell and Lee, 1981). برای انتخاب بهترین k از اعتبارسنجی متقابل[۳] (CV) استفاده شد به این ترتیب که باقیمانده پیش بینی شده محاسبه:

$$\varepsilon_i(k) = [Y_i - X_i\beta_i(k)]^2$$

سپس مقدار عددی اعتبارسنجی متقابل از طریق زیر محاسبه گردید:

$$CV(k) = n^{-1}\sum_{i=1}^{n}\varepsilon_i(k)$$

بهترین k مقدار حداقل $CV(k)$ است.

فرض بر این است که Y و X بصورت استاندارد تبدیل شدند، بطوری که ماتریس $X'X$ و $Y'Y$ ضرایب همبستگی بودند. بنابراین:

$$\ln Y = \left(\sum_{i=1}^{5}\ln X_i\right)\beta + \varepsilon \quad (۵)$$

مدل لگاریتمی (۵) به تابع نمایی زیر قابل تبدیل است:

$$Y = e^{a}.\prod_{i=1}^{5}\left(X_i^{\beta}\right) \quad (۶)$$

که a و β اعداد ثابت بودند.

فرمول (۶) برای تخمین Y از نمونه‌ها مورد استفاده قرار گرفت، بنابراین آن را بصورت Y_p در مقابل عملکرد واقعی؛ Y_o نشان می‌دهیم.

مدل معمولی رگرسیون خطی برای مقایسه Y_p با Y_o مورد استفاده قرار گرفت. تجزیه واریانسی برای تشخیص تغییرات Y_o نسبت به پارامترهای تخمینی Y_p انجام شد. مدل رگرسیونی خطی عبارت بود از:

$$Y_o = \beta + k.Y_p \quad (۷)$$

با استفاده ار معادله(۷)، مدل نهایی بصورت زیر قابل تبدیل است:

$$Y = \beta + k.e^{a}.\prod_{i=1}^{5}\left(X_i^{\beta}\right) \quad (۸)$$

نمودار رد ریج و پراکندگی مناسب ترسیم گردید. کلیه محاسبات آماری با استفاده از نرم افزارهای *SPSS* و *Excel* انجام گرفت.

نتایج و بحث

اثر تیمارهای آبیاری بر عملکرد دانه و اجزای عملکرد دانه به استثنای صفت تعداد دانه در نیام معنی‌دار بود (جدول ۱). متوسط تعدادنیام در گیاه در تیمارهای آبیاری I_1 تا I_4 به ترتیب ۲۳/۱۵، ۱۳/۰۳، ۱۲/۹۷ و ۱۰/۰۳ بود. علت این روند کاهشی، تشکیل کمتر تعداد گل و نیام و افزایش میزان ریزش گل و نیام در فواصل زیاد آبیاری بود. در هر یک از ارقام مورد آزمایش نیز روند کاهشی تعداد نیام ملاحظه گردید. متوسط تعداد نیام در گیاه برای رقم زان و هاک به ترتیب ۱۳/۳۰۸ و ۱۶/۲۸ بود.

اثرات متقابل رقم در آبیاری بر روی تعداد نیام در گیاه در سطح احتمال پنج درصد معنی دار شد (جدول ۱) رقم هاک در سطح آبیاری I_1 با میانگین ۲۷/۰۷ در رتبه اول و رقم زان درسطح آبیاری I_1 در رتبه دوم قرار گرفت. در حالی که در سایر سطوح آبیاری، ارقام اختلاف معنی داری با هم نداشتند. همچنین اعلام شد که عملکرد دانه در درجه اول در اثر کاهش تعداد نیام در هر گیاه کم می‌شود(Rudy *et al*., 2003)

متوسط تعداد گره‌های بارور در گیاه در تیمارهای آبیاری I_1 تا I_4 به ترتیب ۱۵/۰۸، ۱۰/۳، ۱۰ و ۹/۶۳ بود که اختلاف معنی‌داری بین تیمار I_1و تیمارهای دیگر وجود داشت. وزن صد دانه بعنوان یکی از اجزای عملکرد تحت تاثیر تیمارهای آبیاری قرار گرفت. میانگین وزن صد دانه در تیمارهای I_1 تا I_4 به ترتیب ۱۶/۲۰، ۱۵/۵۱، ۱۴/۷۳ و ۳/۱۴ گرم بود. از نظر وزن صد دانه دو تیمار I_1 و I_2 اختلاف معنی داری با تیمار I_4 داشتند. اثر متقابل رقم در آبیاری برروی وزن صد دانه در سطح احتمال ۱٪ معنی دار شد. بهترین ترکیب تیماری که در رتبه اول قرار گرفت ترکیب رقم زان در سطح آبیاری I_2 با میانگین ۱۷/۱۴ گرم بود. ترکیب تیماری هاک با سطح آبیاری I_4 به تنهایی در رتبه آخر قرار گرفت. افزایش محدودیت آبی بر وزن صد دانه تاثیر دارد، ولی این تاثیر برای هر یک از ارقام متفاوت بود. کمبود آب در مراحل اولیه پر شدن دانه‌ها، با کاهش تولید شیره پرورده موجب کاهش وزن دانه‌ها می شود (Egli *et al*., 1989).

میانگین تعداد دانه در بوته در تیمارهای I_1 تا I_4 بترتیب ۳۷/۸۳، ۲۷/۸۰، ۲۴/۱۰ و۱۸/۷۳ بود. دلیل کاهش تعداد دانه در بوته به موازات افزایش فواصل آبیاری کاهش تعداد نیام در بوته می‌باشد. اختلاف معنی داری در سطح احتمال ۵٪ بین تیمارهای I_1 و I_4 دیده شد (جدول ۱).کمبود آب در مرحله گلدهی کامل، موجب کاهش تعداد دانه می گردد (Brown *et al*., 1985).

میانگین عملکرد دانه در تیمارهای I_1 تا I_4 به ترتیب ۸۲/۶۳، ۴۷/۴، ۴۵/۶۷، و۳۲/۹۵ گرم در متر مربع بود و مقایسه میانگین‌ها برتری معنی‌دار تیمار I_1 را نسبت به سایر تیمارهای آبیاری نشان داد (جدول۱). افت حدود ۶۰ درصدی عملکرد در تیمار I_4 نسبت به I_1 به علت تنش کمبود آب در طول دوره رشد گیاه می‌باشد. کاهش میزان آب در دسترس و افزایش فواصل بین دو آبیاری سبب کاهش عملکرد دانه می شود (Doss and Thurlow 1974; Mark and Vaseveld 1982). همچنین گزارش شد که هر اندازه پتانسیل آب خاک بالاتر باشد به همان اندازه نیز میزان عملکرد دانه در گیاه افزایش می یابد .(Fowden, *et al*., 1993)

جدول ۱- تجزیه واریانس صفات مطالعه شده دردو رقم سویا و چهار سطح آبیاری

منابع تغییر	درجات آزادی	میانگین مربعات					
		تعداد نیام در گیاه (x_1)	تعداد دانه‌در نیام (x_2)	تعداد دانه‌در گیاه (x_3)	تعداد گره‌های بارور درگیاه (x_4)	وزن ۱۰۰دانه (x_5)	عملکرد دانه (Y)
تکرار	۲	۳۳/۶۵	۰/۴۴۸	۹۸/۱	۳۱/۹۳	۲/۶۲	۱۱/۱۸
آبیاری	۳	۱۹۷/۹*	۰/۲۴۵	۳۹۰*	۳۹/۵۵*	۱۰/۳۳*	۷۵/۶۷*
اشتباه اصلی	۶	۳۹/۵۵	۰/۴۴۸	۷۵/۹۶	۷/۱۳	۱/۵۱	۱۱/۸۵
رقم	۱	۵۳/۱**	۰/۵۹۲	۱۶/۱۷	۳۱/۵۱**	۱۷/۷۵**	۲۹/۴۴**
رقم×آبیاری	۳	۱۷/۱*	۰/۰۸۸	۶/۰۲	۳/۸۷	۶/۲۷**	۲/۹۶
اشتباه فرعی	۸	۳/۲۵	۰/۲۲۵	۱۷/۲۹	۱/۱۱	۰/۶۶	۱/۱۵
CV٪		۱۲/۱۹	۲۳/۸	۱۵/۳۴	۹/۳۴	۴/۵	۱۲/۳۱

**و*: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال یک و پنج درصد

جدول ۲- ضرایب همبستگی عملکرد دانه و اجزای عملکرد در دو رقم سویا تحت چهار رژیم آبیاری

	عملکرد	تعداد نیام در گیاه	تعداد دانه در نیام	تعداد دانه در گیاه	تعداد گره‌های بارور در گیاه
تعداد نیام در گیاه	۰/۹۱**				
تعداد دانه در نیام	-۰/۳۲ ns	-۰/۲۲ ns			
تعداد دانه در گیاه	۰/۹۲**	۰/۹۰**	-۰/۳۶ ns		
تعداد گره‌های بارور در گیاه	۰/۹۳**	۰/۸۹**	-۰/۲۶ ns	۰/۷۸*	
وزن صد دانه	۰/۳۷۷ ns	۰/۴۶ ns	-۰/۳۶ ns	۰/۶۲ ns	۰/۲۹ ns

* و **، به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و۱ درصد. ns: غیر معنی دار.

جدول ۳- تجزیه مسیر و اثرات مستقیم و غیر مستقیم x_1 تا x_5 بر روی Y در گیاه زراعی سویا

پارامتر	اثرات غیر مستقیم از طریق				
	←تعداد نیام در گیاه ←عملکرد	←تعداد دانه در نیام ←عملکرد	←تعداد دانه در گیاه ←عملکرد	←تعدادگره‌باروردر گیاه ←عملکرد	←وزن صد دانه ←عملکرد
تعداد نیام در گیاه	**۰/۳۰**	۰/۰۴	۰/۲۹	۰/۲۴	-۰/۰۴
تعداد دانه در نیام	-۰/۰۶	**-۰/۲۰**	۰/۰۷	-۰/۱۲	۰/۰۲
تعداد دانه در گیاه	۰/۲۴	-۰/۰۴	**۰/۳۷**	۰/۱۶	-۰/۰۵
تعداد گره‌های بارور در گیاه	۰/۲۲	۰/۰۸	۰/۱۸	**۰/۳۲**	-۰/۰۳
وزن صد دانه	۰/۱۴	۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۰۹	**-۰/۰۹**

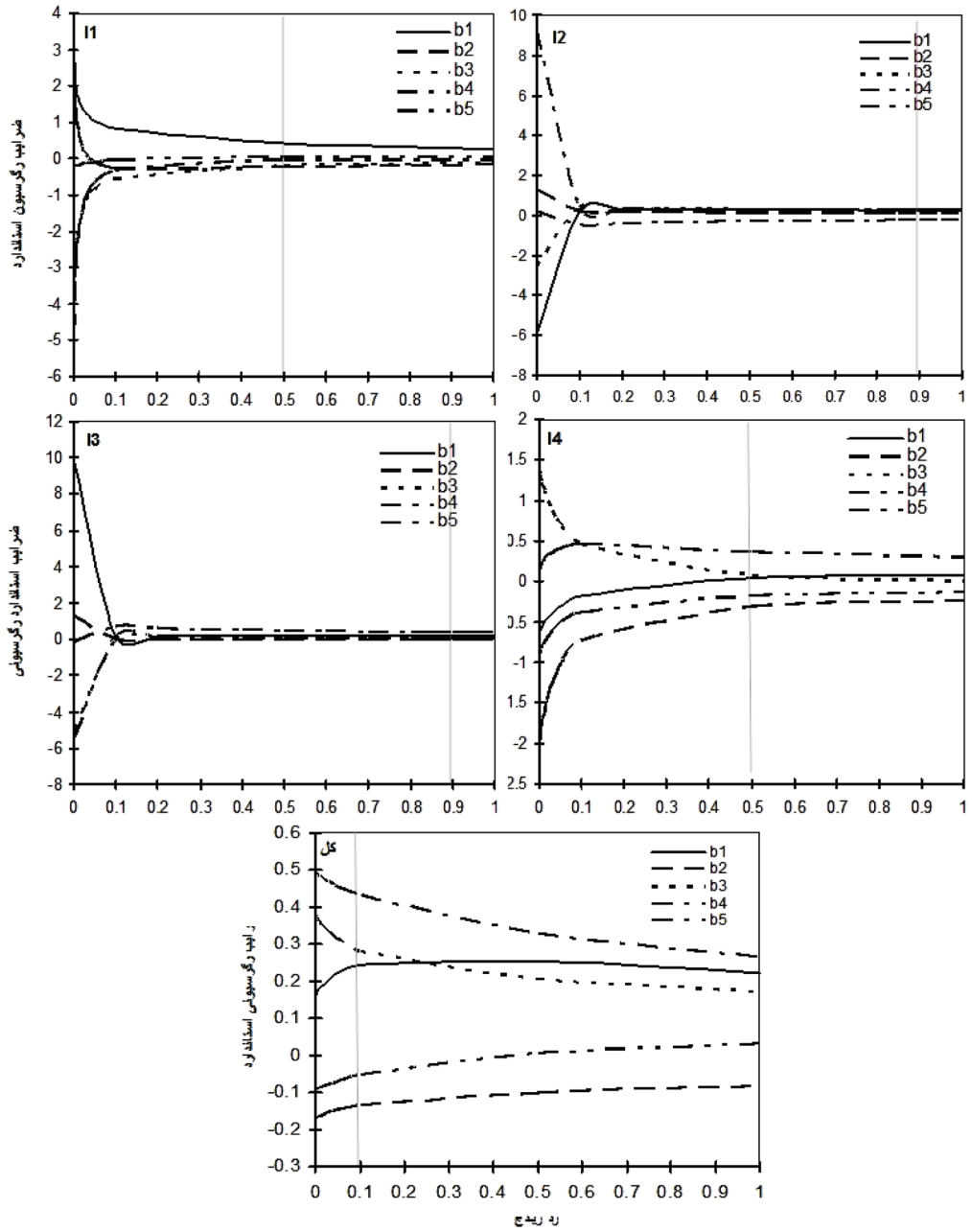
اثرات مستقیم بصورت پررنگ نشان داده شده اند.

جدول ۴- مقایسه میانگین چند دامنه‌ایی دانکن برای عملکرد و اجزای عملکرد دانه در سطوح مختلف آبیاری

سطوح آبیاری	عملکرد	تعداد نیام در گیاه	تعداد دانه در نیام	تعداد دانه در گیاه	تعداد گره‌های بارور در گیاه	وزن صد دانه
I_1	۸۲/۶۳a	۳۲/۱۵a	۱/۷۱۸a	۳۷/۸۳a	۱۵/۰۷a	۱۶/۲۰a
I_2	۴۷/۳۸b	۱۳/۰۳b	۲/۱۵۵a	۲۷/۸۰b	۱۰/۳۰b	۱۵/۴۹a
I_3	۴۵/۶۸b	۱۲/۹۷b	۲/۱۳۵a	۲۵/۷۲bc	۹/۶۱۷b	۱۴/۷۳ab
I_4	۳۲/۹۵b	۱۰/۰۳b	۱/۹۶۳a	۱۸/۶۷c	۱۰/۰۰ b	۱۳/۱۴b
میانگین مربعات	۲۷۲۴/۶**	۱۹۷/۹**	۰/۲۴۵	۳۷۶/۲**	۳۹/۴**	۱۰/۳*

* و **، به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و۱ درصد

تفاوت بین میانگین‌ها که حداقل دارای یک حرف مشترک در هر ستون می باشند، از نظر آماری معنی دار نیست.



شکل ۲- رد ریج‌های ضرایب رگرسیونی استاندارد برای پنج جز عملکرد سویا. ضرایب رگرسیونی به ترتیب؛ تعداد نیام در گیاه (b_1)، تعداد دانه در نیام (b_2)، تعداد دانه در گیاه (b_3)، تعداد گره‌های بارور در گیاه (b_4) و وزن صد دانه (b_5).
رد ریج‌های انتخابی به روش اعتبارسنجی متقابل توسط خطوط عمودی نشان داده شده است.

ضرایب همبستگی پیرسون (جدول ۲) برای چهار تیمار آبیاری محاسبه و نشان داد که اجزای عملکرد x_1، x_3 و x_4 دارای همبستگی مثبت معنی‌دار در سطح احتمال ۱٪ با Y است. اثرات مستقیم و غیر مستقیم x_1 به x_5 روی عملکرد دانه در جدول ۳ ارائه شده است. هرچند مقدار عددی اثر مستقیم x_4 از لحاظ عددی قابل توجه (P=۰/۰۸) بود. بنابراین x_4 بیشترین مشارکت را در عملکرد دانه ایجاد کرد.

تجزیه مشارکت اجزای عملکرد x_1 تا x_5 بر روی Y نشان داد که قویترین اثرات غیر مستقیم روی عملکرد دانه اثر x_1 از طریق x_3 (ضریب ۰/۲۹) ، x_1 از طریق x_4 (ضریب ۰/۲۴) و x_3 از طریق x_1 (ضریب ۰/۲۴) بود.

مقایسه اثرات مستقیم x_1 به x_5 بر روی Y نشان داد که میزان مشارکت ۵ اجزای عملکرد در عملکرد دانه به ترتیب x_2>x_5>x_3>x_1>x_4>x_3 است.

نتایج مقایسه میانگین چند دامنه‌ایی نشان داد که متغییرهای Y، x_1، x_3 و x_4 در سطح احتمال ۱٪ و متغییر x_5 در سطح احتمال ۵٪ معنی دار است. فقط متغییر x_2 از لحاظ آماری غیر معنی دار به دست آمد (جدول ۴).

تجزیه رگرسیونی ریج و چندگانه برای اجتناب از همبستگی‌های داخلی و هم چندخطی بین متغییرهای اجزای عملکرد و عملکرد به کار برده شد (Hoerl and Kennard, 1970b).

تخمین مقادیر ضرایب ریج با مقدار k ی متفاوت بدست آمد. این مقدار عددی با استفاده از روش رد ریج روش هوئرل و کنارد (Hoerl and Kennard, 1970b) و با استفاده از اعتبارسنجی متقابل انتخاب گردید. شکل ۲ رد ریج‌های استاندارد شده از رد ریج‌های مطالعه چهار سطح آبیاری را نشان می‌دهد. مقادیر مورد استفاده برای k از ۰ تا ۱ بودند. منحنی های x_1 تا x_5 به حالت ثبات رسیده و موازی محور افقی برای مقادیر k به ترتیب در نقطه ۰/۵، ۰/۹، ۰/۵ برای سطوح آبیاری و برای کل سطوح آبیاری ۰/۱ محاسبه گردید. رگرسیونهای ریج برای چهار سطح آبیاری عبارت بودند از :

$I_1=0.41x_1-0.22x_2+0.19x_3+0.03x_4+0.7x_5$

$I_2=0.24x_1+0.14x_2+0.28x_3+0.27x_4+0.31x_5$

$I_3=0.16x_1+0.03x_2+0.06x_3+0.51x_4+0.13x_5$

$I_4=0.04x_1-0.2x_2+0.08x_3+0.37x_4+0.18x_5$

تمامی ضرایب ریج مثبت بودند غیر از x_2 (تعداد دانه در نیام) که در دو سطح آبیاری I_1 و I_4 منفی بود. این نتیجه نشان می‌دهد که صفت تعداد دانه در نیام در گیاه زراعی سویا به مقدار آب مصرفی حساس است، بطوری که در مقادیر حداقل (I_1) وحداکثر آبیاری (I_4) مقدار تعداد دانه در نیام با عملکرد رابطه معکوس داشت. بالاترین ضرایب ریج بصورت ترتیب سطوح آبیاری بود ($I_1>I_2>I_3>I_4$) که نشان دهنده افزایش عملکرد با افزایش مقدار آب آبیاری است، این نتایج مطابق با نتایج آزمایشات بهتری و همکاران (Behtari, *et al*, 2011) است.

به منظور دست‌یابی به یک مدل عمومی برای بیان ارتباط مابین x_1 تاx_5 با Y، داده‌های چهار سطح آبیاری با همدیگر ترکیب، سپس داده‌ها به لگاریتم طبیعی تبدیل شدند. کلیه متغییرها (x_1 تاx_5 و Y) در تجزیه رگرسیون ریج مورد استفاده قرار گرفتند.

$lnY=lnx_1+lnx_2+lnx_3+lnx_4+lnx_5$

نتایج مدل رگرسیون ریج بصورت زیر بود:

$Y= 1.38+0.25x_1-0.1x_2+0.21x_3+0.33x_4+0.01x_5$

بر حسب داده‌های اصلی خواهیم داشت:

$lnY= 1.38+0.25.lnx_1-0.1.lnx_2+0.21.lnx_3+0.33.lnx_4+0.01.lnx_5$

مدل لگاریتمی بالا را می‌توان بصورت مدل نمایی زیر تبدیل کرد:

(۹)

$$Y = e^{1.38}.x_1^{0.25}.x_2^{-0.1}.x_3^{0.21}.x_4^{0.33}.x_5^{0.01}$$

فرمول (۹) برای تخمین مقادیر عملکرد مورد استفاده قرار گرفت. مقدار عملکرد تخمین زده شده بصورت Y_p و مشاهده شده بصورت Y_o نشان داده شدند.

مدل رگرسیونی خطی برای مقایسه داده‌های واقعی با تخمین زده شده مورد استفاده قرار گرفت (شکل ۳). در تجزیه واریانس Y_o بصورت متغییر وابسته و Y_p بصورت متغییر مستقل در نظر گرفته شد. مدل خطی بصورت زیر بود:

$Y_o=-26.67+2.39Y_p$ $\qquad R^2=0.76$

با جایگزین کردن رابطه (۹) به جای Y_p داریم:

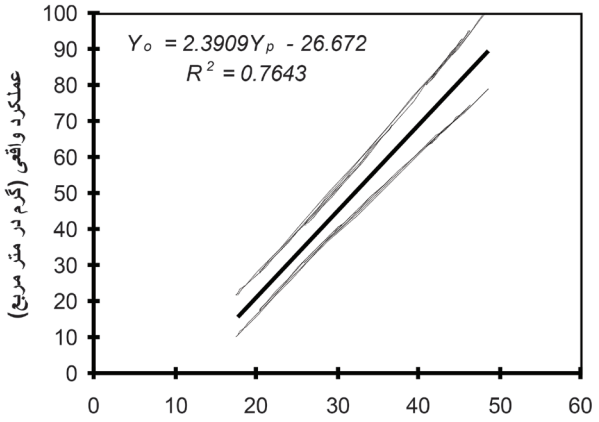
$$Y_o = -26.67 + 2.39\times(e^{1.38}.x_1^{0.25}.x_2^{-0.1}.x_3^{0.21}.x_4^{0.33}.x_5^{0.01})$$

یا

$$Y_o = -26.67 + 9.5\times(.x_1^{0.25}.x_2^{-0.1}.x_3^{0.21}.x_4^{0.33}.x_5^{0.01})$$

جدول ۵- تخمین پارامترهای عملکرد تخمین زده شده (Y_p) بعد از تصحیح توسط رگرسیون خطی

	ضرایب	اشتباه استاندارد	t	ارزش P
عرض از مبدا	-۲۶/۶۷	۹/۶۹	-۲/۶۸	۰/۰۱۴
Y_p	۲/۳۹	۰/۲۹	۸/۳۴	۰/۰۰۰



شکل ۳- رابطه خطی عملکرد محاسبه شده با عملکرد واقعی در گیاه زراعی سویا.Y_p با استفاده از مدل $Y = e^{1.38}.x_1^{0.25}.x_2^{-0.1}.x_3^{0.21}.x_4^{0.33}.x_5^{0.01}$ محاسبه شده است. حدود اطمینان با خطوط منقطع در سطح احتمال ۵٪ نمایش داده شده است.

نتایج این مطالعه نشان داد که اثرات مستقیم x_1 تاx_5 بر روی Y دارای اثرات مثبت معنی‌دار و منفی غیرمعنی دار بودند (جدول ۳). این یافته با یافته‌های قبلی متفاوت بود، بطوری که باریوس و همکاران (Barrios *et al.*, 2010) اثبات کردند که جزءی که در عملکرد تعیین کننده بود، تعداد بذر در پانیکول گیاه ارزن (*Panicum coloratum* L.) بود.

در این مطالعه x_2 و x_5 دارای اثرات منفی غیر معنی‌دار بر روی Y بودند. هرچند که نمای x_5 در مدل الگوریتمی مثبت بود. اثرات مستقیم x_1، x_3 و x_4 معنی‌دار بودند که نشان دهنده ثبات آنها در تعیین عملکرد است.گرچه x_5 مهمترین صفت در تولید عملکرد بالا محسوب می‌شود، ولی در این آزمایش تاثیر آن غیر معنی‌دار بدست آمد (ضریب ۰/۰۹ در تجزیه مسیر) که مخالف یافته های قبلی(Karasu *et al,* 2009) در این مورد است (جدول ۳) که در آنها اثر کم آبی مورد بررسی قرار نگرفته بود. x_5 صفتی است که بیشتر تحت رژیم‌های مختلف آبیاری است و در این آزمایش کمترین تاثیر را روی Y داشت. در همین رابطه محققان متعددی نیز گزارش نموده‌اند که تنش خشکی وزن صد دانه را به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد

(Djekoun and Planchon, 1991). به گفته رز (Rose, 1988) تنش خشکی اثر خود را از طریق کاهش وزن دانه بر روی عملکرد اعمال می‌کند.

بالاترین نما در مدل الگوریتمی مربوط به x_4 بود که نشان می‌دهد این جزء تحت کنترل ژنتیکی است. این یافته نشان داد که این جزء عملکرد در برنامه‌هایی اصلاحی که هدف آنها تولید عملکرد بالاست، می‌تواند یک صفت مطلوب برای گزینش باشد. فرود و همکاران (Forod *et al.,* 1993) گزارش دادند که کاهش معنی‌داری در اثر تنش خشکی در تعداد گره‌های حامل نیام (x_4) در ساقه اصلی (۱۳٪) اتفاق می افتد.

در این مطالعه یک مدل نمایی برای محاسبه عملکرد با استفاده از اجزای عملکرد تحت تاثیر رژیم های مختلف ارائه شد که در نوع خود منحصر به فرد است. این مدل از لحاظ آماری قابل اطمینان است. کارایی این مدل با برازش رگرسیون خطی برای تصحیح Y_o و Y_p تایید می‌شود (جدول ۵)، (Lattin, *et al,* 2003).

ترتیب درجه نمایی برای اجزای عملکرد به ترتیب x_1 (33/0)> x_4 (01/0)> x_2 (25/0)> x_3 (21/0)> x_5 (۰/۱-) بودند. درتجزیه رگرسیون ریج اثرات تمامی اجزای عملکرد، مخصوصاً اثرات رژیم‌های مختلف آبیاری ترکیب شد. تجزیه‌های پیشین انجام گرفته در مقایسه با تجزیه حاضر بیشتر بصورت ریاضی بودند و حالت عمومی نداشتند (Kirnak *et al.,* 2010 Lattin, *et al*, 2003). در آزمایش حاضر مشخص شد که کنترل ژنتیکی عمومی‌تر از کنترل محیط برای x_1 تا x_5 است. بنابراین، تصور می‌شود که x_1، x_3 و x_4 تحت کنترل ژنتیکی و x_2 و x_5 تحت کنترل محیط است.

پاورقی ها

1. Auger
2. Ridge trace
3. Cross Validation

منابع مورد استفاده

1. Anonymous, 2005. Annual report of Agricultural production. Agricultural Ministry of Iran. Vol 1, 2004–2005.
2. Barrios, C., Armando, L., Berone, G. and Tomas, A. (2010). Seed yield components and yield per plant in populations of *Panicum coloratum* L. var. makarikariensis Goossens, *Proceedings of the 7th international Herbage Sseed Conference Dallas TX*. p. 7.
3. Behtari, B., Ghassemi Golezani, K., Dabbagh Mohammadi Nasab, A., Zehtabe Salmasi, and S., Toorchi, M. (2011). Oil and protein response of soybean (*Glycine max* L.) seeds to water deficit. *Povolzhskiy Journal of Ecology*. 3: 247-255.
4. Boelt, B., and Gislum, R. (2010). Seed yield components and their potential interaction in grasses to what extend does seed weight influence yield?, *Proceedings of the 7th international Herbage Sseed Conference Dallas TX*. 7: 109-112.
5. Brown E.A., Caviness, C.E. and Brown, D.A. (1985). Response of selection of soybean cultivars to soil moisture deficit. *Agronomy Journal* 77:279-278.
6. Djekoun, A.and Planchon, C. (1991). Water status effect on dinitrogen fixation and photosynthesis in soybean. *Agronomy Journal* 83:316-321.
7. Doss, B.D.and Thurlow, D.L. (1974). Irrigation, row width, and plant population in relation to growth characteristices of two soybean varieties. *Agronomy Journal* 66:620-623.
8. Egli, D.B., Ramsear, E.L., Zhenwen, Y. and Sullivan, C.H., 1989. Source-sink alternative affect the number of cells in soybean cotyledons. *Crop Science* 29:734-735.
9. FAO, 2011. Production Year Book, 2010. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), Rome, Italy. http://apps.fao.org.
10. Forod, N.H.H., Mudel, G., Saindon and Entz, T. (1993). Effect of level and timing of moisture stress on soybean yield protein, and responses. *Field Crops Research* 31:195-209.
11. Fowden, L., Mansfeild, T. and Stoddart, J. (1993). Plant adaptation to environment stress. Chapman and Hall. 132-179.
12. Gao, S., Li, Y., Jin, H. (2005). Application of ridge regression models in economic increasing factors analysis. *Statistics Decision Making*, 5: 142-144.
13. Hoerl, A.E.and Kennard, R.W. (1970a). Ridge regression: biased estimation for non orthogonal problem. *Technometrics*. 12: 55-67.
14. Hoerl, A.E., and Kennard, R.W. (1970b). Ridge regression: applications to non orthogonal problems. *Technometrics* 12: 69-82.
15. Karasu, A., Oz, M., Goksoy, A.T.and Turan, Z.M. (2009). Genotype by environment interactions, stability, and heritability of seed yield and certain agronomical traits in soybean [*Glycine max* (L.) Merr.]. *African Journal of Biotechnology* 8: 580-590.
16. Kaya, M., Sanli, A.and Tonguc, M. (2010). Effect of sowing dates and seed treatments on yield, some yield parameters and protein content of chickpea (*Cicer arietinum* L.). *African Journal of Biotechnology* 9: 3833-3839.
17. Kirnak, H., Dogan, E.and Turkoglu, H. (2010). Effect of drip irrigation intensity on soybean seed yield and quality in the semi-arid Harran plain, Turkey. *Spanish Journal of Agricultural Research* 8(4): 1208-1217.
18. Kokten, K., Toklu, F., Atis, I.and Hatipoglu, R. (2009). Effects of seeding rate on forage yield and quality of vetch (*Vicia sativa* L.) triticale (*Triticosecale Wittm*.) mixtures under east Mediterranean rained conditions. *African Journal of Biotechnology* 8: 5367-5372.
19. Lattin, J.M., Carroll, J.D.and Green, P.E. (2003). Analyzing multivariate data. Brooks/Cole, an imprint of Thomson

Learning, Pacific Grove, CA: Duxbury.

20. Mark, H.J., and Vaseveld, G.W. (1982). Response of bush shap beans (*Phaseollus vulgaris* L.) to irrigation and plant density. *Journal of American Society Horticulture Science* 107:289-290.
21. Marquardt, D.and Snee, R. (1975). Ridge regression in practice. *Journal of American Statistical Association* 29: 3-14.
22. Newell, G.J. and Lee, B. (1981). Ridge regression: an alternative to multiple linear regression for highly correlated data (in food technology). *Journal of Food Science*. 46: 968-969.
23. Rose, I.A. (1988). Effects of moisture stress on the oil and protein components of soybean seeds. *Australian Journal Agriculture Research* 39:163-170.
24. Rudy, I.R., Tarumingkeng, C. and Zahrial, Coto. I.R. (2003). Effects of drought on growth and yield of soybean. *Science Philosophy*. pp702.
25. Wang, Q., Cui, J., Zhou, H., Wang, X., Zhang, T. and Han, J. (2010). Path coefficient and ridge regression analysis to improve seed yield of *Psathyrostachys juncea* Nevski, *Proceedings of the 7th international Herbage Sseed Conference Dallas TX*. USA.
26. Wang, Q., Zhang, T., Cui, J., Wang, X., Zhou, H., Han, J. and Gislum, R. (2011). Path and Ridge Regression Analysis of Seed Yield and Seed Yield Components of Russian Wildrye (*Psathyrostachys juncea* Nevski) under Field Conditions. *Plos One* 6: 18-245.